



CREDES
Centre de
Recherches et de
Documentation
Economiques

**Faculté de Droit,
Sciences économiques
et Gestion**

LES OBLIGATIONS ALIMENTAIRES VIS-A-VIS DES ENFANTS DE PARENTS DIVORCES : UNE ANALYSE ECONOMIQUE AU SERVICE DU DROIT

**Cécile BOURREAU-DUBOIS, Bruno DEFFAINS, Myriam DORAT-DUBAN,
Eliane JANKELIOWITCH-LAVAL, Bruno JEANDIDIER, Ouarda KHELIFI,
Eric LANGLAIS, Jean-Claude RAY**

RAPPORT FINAL

**Rapport de recherche pour le compte
du GIP « Mission Recherche Droit et Justice » du Ministère de la Justice
et de la Mission Recherche (MiRE) du Ministère de l'Emploi et de la Solidarité
Appel à propositions de recherche « La parenté comme lieu de solidarités »**

Décembre 2003

CREDES – Faculté de Droit, Sciences économiques et Gestion – Université Nancy 2
13, place Carnot, C.O. 26, 54035 Nancy cedex ☎ 03.83.19 25.92 / Fax 03.83.19.26.01

[Bruno.Deffains@univ-nancy2.fr](mailto: Bruno.Deffains@univ-nancy2.fr)

ADEPS – Faculté de Droit, Sciences économiques et Gestion – Université Nancy 2
4, rue de la Ravinelle, C.O. 26, 54035 Nancy cedex ☎ 03.83.19 28.00 / Fax 03.83.19.26.07

[Cecile.Dubois@univ-nancy2.fr](mailto: Cecile.Dubois@univ-nancy2.fr)

PREAMBULE

Sous la co-direction de Bruno DEFFAINS et de Cécile BOURREAU-DUBOIS, ont contribué à ce rapport final de recherche : Bruno JEANDIDIER, Eliane JANKELIOWITCH-LAVAL, Myriam DORIAT-DUBAN, Ouarda KHELIFI, Eric LANGLAIS et Jean-Claude RAY.

Sans la précieuse base de données administratives constituée à partir de dossiers de divorce issus des archives judiciaires du TGI de Mulhouse, nous n'aurions pas pu mener à bien toute la partie empirique de cette recherche (mise en œuvre d'une enquête de type expérimentale, analyse statistique du barème implicite des juges, simulations de barèmes) ; que Monsieur Dominique MARTIN-SAINT-LEON (Vice-Président du Tribunal de Grande Instance de Mulhouse au moment de la collecte des données), Madame LANGLAIS-DEPARDIEU et Madame VENTRICE, Assistantes de Justice à Mulhouse, soient vivement remerciés pour cela.

De même, cette étude n'aurait pu être conduite sans l'aide précieuse des quatre-vingt trois magistrats qui ont accepté, malgré la lourde charge de travail qui est la leur, de participer à notre protocole d'enquête. Nous tenons également à remercier les dix-sept magistrats qui ont pris le temps de nous adresser un courrier pour nous informer de leur impossibilité matérielle de répondre à notre requête, ainsi que Madame VALLET, Juge aux Affaires Familiales au Tribunal de Grande Instance de Nancy, pour avoir accepté de nous rencontrer.

Par ailleurs, plusieurs collègues nancéiens et luxembourgeois ont été associés ponctuellement à la réalisation de certains travaux préparatoires (participation à des réunions de travail sur le droit de la famille ou sur la mesure de coût de l'enfant ; gestion administrative du projet, etc.) ; qu'ils en soient remerciés : France CHARDIN, Annette GANZER, Muriel POGNON, Marie-France ANDRIN, Jean BROT, Mireille ZANARDELLI.

Nos remerciements vont également à Messieurs Georges GARIOUD et Pierre LENOEL du GIP « Mission Recherche Droit et Justice », ainsi qu'à Monsieur Patrick DU CHEYRON de la MiRE, pour leur soutien tout au long de cette recherche.

<p>Le présent document constitue le rapport scientifique d'une recherche financée par le GIP « Mission de Recherche Droit et Justice » (subvention n° 21.07.19.09) et la Mission de la recherche DREES/MiRe (convention n° 11/01). Son contenu n'engage que la responsabilité de ses auteurs. Toute reproduction, même partielle est subordonnée à l'accord du GIP et de la MiRe.</p>

SOMMAIRE

INTRODUCTION

PARTIE 1. LES PENSIONS ALIMENTAIRES EN FRANCE : UN DOUBLE BILAN EN TERMES D'EFFICACITE ET D'EQUITE

CHAPITRE 1. LA SITUATION ECONOMIQUE DE LA POPULATION CONCERNEE PAR LES PENSIONS ALIMENTAIRES

Section 1. Un bilan à partir de la littérature

Section 2. Un bilan à partir de l'exploitation de données d'enquête

CHAPITRE 2. LA DIVERSITE DES PRATIQUES DES JAF EN MATIERE DE FIXATION DE PENSIONS ALIMENTAIRES

Section 1. Présentation des données empiriques collectées

Section 2. Des pensions différant selon les JAF

PARTIE 2. DES BAREMES POUR DES PENSIONS ALIMENTAIRES EQUITABLES ET EFFICACES

CHAPITRE 1. LES FONDEMENTS DES BAREMES DE PENSIONS ALIMENTAIRES

Section 1. Les justifications économiques des barèmes de pensions alimentaires

Section 2. Une analyse économétrique de décisions de justice en matière de pensions alimentaires pour enfants : il y a-t-il un barème implicite ?

Section 3. Les barèmes favorisent-ils la coopération ?

CHAPITRE 2. SIMULATIONS DE BAREMES DE PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS

Section 1. Les principales limites méthodologiques

Section 2. Les barèmes simulés

Section 3. Commentaires comparatifs des barèmes simulés

CONCLUSION GENERALE

ANNEXES

BIBLIOGRAPHIE

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION

La MiRe, le GIP « Mission Recherche Droit et Justice » et la CNAF, dans leur appel à proposition de recherches, « La parenté comme lieu de solidarités » soulignaient leur intérêt pour la question de la mise en œuvre des obligations familiales patrimoniales, et, plus précisément, pour la manière « dont les personnes reliées par un lien d'obligation [allaient] être amenées à s'en acquitter, et sur l'importance des échanges qui en [résultaient] ». Ils indiquaient, par ailleurs, que « Les économistes [pouvaient] notamment apporter aux juristes le soutien des modèles qu'ils [avaient] été amenés à mettre au point pour évaluer l'effet redistributif des prestations liées à la famille ».

Notre rapport de recherche s'inscrit dans la lignée de cette proposition. En effet, notre recherche, qui se situe dans le champ de l'économie du droit, porte sur les obligations alimentaires vis-à-vis des enfants de parents divorcés. Plus précisément, ce qui est au cœur de notre analyse, c'est la question de la pertinence de l'introduction dans le droit de la famille, en France, d'un barème de calcul de pensions alimentaires pour enfants. A l'origine de cette question, se trouve la participation de certains d'entre nous au groupe de travail pluridisciplinaire chargé, par la Mission de Recherche « Droit et Justice », suite à une demande du Ministère de la Justice de l'époque, de réfléchir sur la faisabilité de l'instauration d'un barème en matière de pensions alimentaires pour enfants. A l'issue de cette participation, nous avons eu envie de prolonger cette réflexion par une analyse économique plus approfondie du sujet, s'appuyant notamment sur l'utilisation des concepts généraux issus de la théorie économique, comme ceux d'efficacité, d'équité ou d'incitation à coopérer. Notre démarche a été alors la suivante. Dans un premier temps, il nous a semblé nécessaire de faire le constat de l'existant en matière de pension alimentaire : dans quelle mesure les pensions alimentaires sont-elles aujourd'hui, en l'absence de barème, efficaces et équitables ? Dans un second temps, il nous est apparu intéressant, en utilisant les outils de l'analyse économique, d'élaborer et de tester des barèmes de pensions alimentaires qui seraient efficaces, équitables et/ou incitatifs à la coopération.

Le plan de cette recherche découle directement de la démarche précédente.

Dans une *première partie*, nous nous sommes attachés à établir, pour la France, un double bilan : d'une part, celui de la situation socio-économique de la population concernée par les pensions alimentaires (enfants de parents divorcés, ménages gardiens et ménages non gardiens) et, d'autre part, celui des décisions de justice prises en matière de fixation de montants de pensions alimentaires. Ce faisant, il s'est agi pour nous d'évaluer dans quelle mesure les pensions alimentaires étaient susceptibles d'être actuellement, en France, efficaces et équitables. Ce bilan a donné lieu à une revue de littérature, complétée par des traitements de données d'enquête, et à l'exploitation de données expérimentales (collectées par nos soins) sur la pratique des Juges aux Affaires Familiales en matière de fixation de pensions alimentaires.

Dans une *seconde partie*, nous avons conçu et testé différents scénarios de barèmes de pensions alimentaires. Cette analyse a été menée en deux temps. Tout d'abord, nous avons cherché à analyser les différents principes sur lesquels seraient susceptibles de se fonder les barèmes. Pour nourrir cette réflexion, nous nous sommes appuyés, d'une part, sur une réflexion théorique qui utilise les concepts économiques d'équité et d'efficacité et qui intègre les effets prévisibles de la mise en œuvre de barèmes sur le comportement des parents, d'autre part, sur les expériences étrangères en matière de barèmes de pensions alimentaires et, enfin, sur l'exploitation de données administratives relatives aux pratiques actuelles des Juges aux Affaires Familiales. Ensuite, nous avons testé par simulation le degré d'équité et l'impact en terme d'efficacité, des différents scénarios de barèmes de pensions tirés des enseignements précédents. Les simulations ont été effectuées à partir d'une base de données administrative constituée d'environ 400 dossiers de divorces issus d'archives judiciaires.

PARTIE 1

LES PENSIONS ALIMENTAIRES EN FRANCE : UN DOUBLE BILAN EN TERMES D'ÉQUITÉ ET D'EFFICACITÉ

Dans la littérature économique, la question des pensions alimentaires donne lieu à deux grands types d'approches. Tout d'abord, cette question est souvent abordée en partant de la constatation statistique que les enfants de familles monoparentales¹ connaissent une probabilité nettement plus forte d'être pauvre. Les pensions alimentaires ne seraient donc pas efficaces au sens où elles ne satisferaient pas l'objectif d'un niveau de vie minimum pour les enfants de parents divorcés. Mais cette constatation est relativement insatisfaisante à plusieurs égards. D'une part, il n'est pas correct de confondre enfants de familles monoparentales et enfants de parents divorcés ; en effet, parmi les parents de familles monoparentales certains sont célibataires ou veufs et une proportion importante d'enfants de parents divorcés ne vit pas dans une famille monoparentale mais dans une famille recomposée². D'autre part, on connaît assez mal l'impact des pensions alimentaires sur le niveau de vie des enfants et donc sur leur situation vis-à-vis de la pauvreté.

Ensuite, il est mentionné régulièrement que le montant des pensions alimentaires étant laissé, en France, à la discrétion des magistrats, il est probable qu'il existe une dispersion dans les décisions des juges. Cette dispersion supposée serait alors facteur d'iniquité dans la mesure où des enfants placés dans des situations identiques seraient traités différemment en termes de montant de pension alimentaire. Cette hypothèse, souvent réitérée, n'a pour le moment encore jamais été vraiment validée empiriquement. Une première étude avait été menée sur le sujet par SOFER & SOLLOGOUB (1990). Dans cette étude, ces deux auteurs montraient qu'environ 50% des fluctuations dans le montant des pensions ne pouvaient s'expliquer par des différences dans la valeur des variables explicatives intervenant dans le modèle testé (notamment les variables de revenu des parents, d'âge de l'enfant, du sexe de l'enfant ou de la localisation du tribunal « Paris *versus* province »). Par ailleurs, ils soulignaient que les 50% restant pouvaient fournir une mesure approximative de l'arbitraire des décisions. Cette étude présente l'intérêt de fournir des éléments chiffrés concernant les critères pris en considération par les juges pour fixer les pensions alimentaires ; cependant, elle ne permet pas, faute d'une spécification totalement satisfaisante, de déterminer dans quelle mesure, pour un même enfant, le montant de la pension fixée par les JAF diffère selon les juges et, si tel est le cas, selon quels facteurs.

L'objectif de cette première partie est donc de dresser, dans un premier temps, un bilan de la situation socio-économique des enfants de parents divorcés, mais également de celle des parents gardiens et des parents non gardiens (chapitre 1). Dans un second temps, nous nous intéresserons à la diversité des pratiques des JAF en matière de fixation de pensions alimentaires (chapitre 2). En d'autres termes, il s'agit dans cette partie d'établir un double bilan en termes d'efficacité et d'équité des pensions alimentaires en France.

¹ On appelle famille monoparentale, une famille composée d'un adulte vivant sans conjoint et avec son ou ses enfants.

² On appelle famille recomposée, un couple vivant avec au moins un enfant dont un seul des conjoints est le parent.

CHAPITRE 1. LA SITUATION SOCIO-ECONOMIQUE DES ENFANTS DE PARENTS DIVORCES ET DES PARENTS GARDIENS ET NON GARDIENS

Il s'agit ici de fournir des données de cadrage sur la situation socio-économique, en France, des enfants de parents divorcés et des parents gardiens et non gardiens. Pour ce faire, une revue de littérature a été réalisée (section 1) ; cette dernière a été ensuite complétée par des traitements statistiques issus de l'exploitation de données d'enquête (section 2).

Section 1. Un bilan à partir de la littérature

Avant de fournir des informations sur la situation socio-économique des ménages des parents gardiens³ et des ménages non gardiens (§ 2), il nous a semblé opportun de fournir des données de cadrage démographiques concernant la population concernée par les pensions alimentaires pour enfants de parents divorcés (§ 1).

§ 1. Données de cadrage démographiques

Au cours de ces dernières années, on a pu observer, en France, la montée du nombre de divorces prononcés. Ainsi, en 20 ans, celui-ci a augmenté de près de 20% en passant de 93.900 en 1982 à 112.600 en 2001 (source : Ministère de la Justice, *in* BEAUMEL *et alii.*, 2003). Après une forte accélération au début des années 1980, le nombre de divorces est resté relativement stable jusqu'au début des années 1990 (autour de 106.000 par an). Au cours des années 1990, il a repris sa progression, pour atteindre un pic en 1995 (un peu plus de 119.000) ; depuis il est en reflux constant.

Les deux tiers de ces divorces concernent des couples avec enfants. En 1992, on estimait le nombre d'enfants mineurs issus des couples de divorcés, dont le jugement avait été prononcé cette année-là, à 126.855 pour un nombre de divorces de 112.104 (source : Ministère de la Justice, *in* INSEE, 1994). Si, depuis, le nombre moyen d'enfants par divorce est resté identique, on peut donc estimer que, aujourd'hui, environ 130.000 enfants sont concernés chaque année par le divorce de leurs parents.

La progression du nombre de divorces a contribué à nourrir d'une part la montée du nombre de familles monoparentales et, d'autre part, celle des familles recomposées. Les estimations les plus récentes, issues de l'exploitation de l'enquête « Etude de l'histoire familiale »⁴ montrent que, entre 1990 et 1999, le nombre de familles monoparentales est passé de 15,3% des familles avec enfants de moins de 25 ans à 18,6% (BARRE, 2003)⁵. Parmi ces dernières, on compte aujourd'hui près de 50% de chefs de familles

³ Par définition, s'intéresser à la situation socio-économique des ménages de parents gardiens revient à s'intéresser à la fois à celle du parent gardien et à celle de son ou de ses enfant(s).

⁴ L'enquête « Etude de l'histoire familiale », autrefois nommée enquête Famille, est réalisée au rythme des recensements de la population effectués par l'INSEE. A l'occasion du recensement de la population en 1999, environ 400.000 individus de 18 ans et plus ont rempli un questionnaire complémentaire au recensement sur le thème de leur « histoire familiale ». Grâce aux réponses fournies par ces individus, il est possible de décrire la complexité des situations familiales, ce que ne permet pas de faire le recensement.

⁵ Il faut souligner que les estimations de proportions de familles monoparentales varient considérablement d'une source à l'autre. Pour la période 1995-1996, ces estimations sont respectivement de 10% pour l'enquête Budget de Famille 1995, 14% pour le Panel Communautaire de Ménages vague 1996 et 15% pour l'enquête Force de travail

divorcés, contre 26% en 1975 (ALGAVA, 2003 ; INSEE, 1994). Au total, on peut estimer à 820.000 le nombre de familles monoparentales formées aujourd'hui par un parent divorcé. Par ailleurs, ces mêmes travaux indiquent que le nombre de familles recomposées est passé, pour la même période, de 7,1% des familles (soit 646.000) à 8%, soit 708.000 familles (BARRE, 2003)⁶. Ces travaux n'indiquent pas en revanche, la proportion de ces familles composées d'au moins un parent divorcé.

Si l'on mène l'analyse du point de vue des enfants, les estimations fournies par l'enquête « Etude de l'histoire familiale » montrent que, entre 1990 et 1999, le nombre d'enfants (c'est-à-dire des jeunes de moins de 25 ans) habitant avec un seul de leurs parents est passé de 3,1 millions à 3,8 millions. Parmi les 3,8 millions d'enfants vivant avec un seul de leurs parents, il y en a 2,7 millions qui vivent en famille monoparentale et 1,1 million qui vivent dans une famille recomposée. Ces statistiques ne constituent pas une estimation satisfaisante du nombre d'enfants de parents divorcés puisque ces derniers ne représentent qu'une partie des enfants ne vivant qu'avec un seul de leurs parents⁷. Cependant, on peut fournir une estimation grossière du nombre d'enfants de parents divorcés parmi ceux qui vivent dans une famille monoparentale. On sait que le nombre moyen d'enfants par famille monoparentale est de 1,7 et que, environ, la moitié des chefs de familles monoparentales sont des divorcés (cf. *supra*). Par conséquent, on peut évaluer, certes de manière très approximative, à un peu moins de 1,4 million le nombre d'enfants de parents divorcés vivant dans une famille monoparentale. En revanche, en l'absence d'information sur le statut matrimonial des parents des familles recomposées, nous ne sommes pas en mesure de procéder à ce type de chiffrage pour les enfants de parents divorcés vivant dans une famille recomposée.

§ 2. La situation socio-économique des enfants de parents divorcés, des parents gardiens et des parents non gardiens

Avant de dresser un bilan sur la situation socio-économique des ménages de parents gardiens et des ménages non gardiens, en France, à partir de la littérature existante (2.2), nous commençons par quelques remarques méthodologiques (2.1).

2.1. Quelques remarques méthodologiques

A notre connaissance, il n'existe pas d'études statistiques ciblées sur la situation socio-économique, en France, des enfants de parents divorcés et celle de leurs parents, gardiens et non gardiens. Certes, il existe une littérature relativement abondante sur la situation socio-économique des familles monoparentales. Mais il n'y a pas de travaux spécifiques sur les caractéristiques socio-économiques des familles recomposées et celles des ménages de parents non gardiens. Ceci s'explique notamment par l'absence de données véritablement adéquates pour réaliser ce genre d'analyse. Si l'on connaît assez bien la situation des familles monoparentales, c'est parce qu'il est aisé de les repérer dans les enquêtes portant sur la population générale (ex : enquête Budget de famille, Enquête Emploi, Panel communautaire des ménages, etc.). En revanche, si l'on ne peut récolter que des informations très parcellaires sur la situation

1996. Les proportions tirées de l'exploitation de l'enquête « Etude de l'histoire familiale » fournissent donc sans doute des estimations maximales, puisque selon cette enquête, le taux de familles monoparentales était déjà de 15,6% en 1990.

⁶ Notons que, entre 1990 et 1999, le rythme d'augmentation du nombre familles monoparentales a été beaucoup plus rapide (+17,4%) que celui du nombre de divorces (+10,4%) et celui du nombre de familles recomposées (+9,6%).

⁷ Les enfants ne vivant qu'avec un seul de leurs parents peuvent être des enfants issus d'union libre, des enfants dont l'un des parents est décédé ou des enfants dont le parent est célibataire.

socioéconomique des familles recomposées et sur celle des parents non gardiens, c'est parce que l'on ne dispose pas d'enquêtes permettant à la fois de repérer les situations familiales complexes et de donner des informations sur les revenus des individus enquêtés. Ainsi, l'enquête « Etude de l'histoire familiale », qui est la source d'informations statistiques privilégiée pour avoir des données chiffrées sur les ménages complexes, est appariée au recensement ; or ce dernier ne comporte pas d'informations sur les revenus des individus enquêtés. Inversement, des bases de données comme celles de l'Enquête Emploi, du Budget de Famille ou du Panel Communautaire de Ménages, sont riches en informations économiques, mais elles ne permettent pas de repérer facilement toute la complexité des liens familiaux⁸.

Pour obtenir des informations sur tous les parents gardiens et non gardiens, c'est vers les bases de données longitudinales qu'il faudrait se tourner. En effet, ce type de données s'appuie sur des enquêtes répétées auprès des mêmes individus pendant plusieurs années, ce qui permet de suivre l'itinéraire matrimonial et professionnel des individus enquêtés. Ce faisant, en travaillant sur plusieurs vagues d'enquête annuelle, il est possible de repérer des couples avec enfant(s) qui, d'une année sur l'autre, divorcent. Les individus étant suivis d'année en année, quel que soit leur ménage, on devrait donc, sauf cas d'attrition, être en mesure d'analyser l'évolution du niveau de vie de ces individus avant puis après leur divorce et ce, qu'ils soient devenus parents gardiens ou parents non gardiens. Ainsi, les travaux empiriques, concernant l'impact économique de la séparation ou du divorce, respectivement sur les ménages gardiens et non gardiens, que l'on trouve dans la littérature anglo-saxonne, sont réalisés à partir de l'exploitation de données de panel (BARTFELD, 1998 ; DIPRETE & MCMANUS, 1998 ; JARVIS & JENKINS, 1999 ; MCMANUS & DIPRETE, 2001)⁹. Dans le cas français, la base de données longitudinales, susceptible d'être utilisée pour ce type d'analyse, serait le Panel Communautaire de Ménages, dans sa version française, qui comporte désormais huit vagues d'enquête (1994-2001). Cependant, à notre connaissance, il n'existe pas de travaux s'appuyant sur cette source de données et traitant spécifiquement des effets financiers du divorce, en France, sur les ménages des parents gardiens et non gardiens¹⁰. L'une des raisons à cela est sans doute le fait que les échantillons que l'on pourrait construire, à partir de l'opportunité offerte par la dimension longitudinale de ces données de panel, restent de taille relativement limitée¹¹.

2.2. Les résultats tirés de la littérature

Compte tenu de ces remarques méthodologiques, le bilan opéré à partir de la littérature existante sera limité ici à celui de la situation socio-économique des parents gardiens divorcés (et de fait à celle de leurs enfants) en situation de monoparentalité, ou à défaut de celle des parents élevant seuls leur(s) enfant(s). Seront passées successivement en revue les questions du comportement d'activité des mères¹² de familles monoparentales, du niveau de vie, des ressources et de la vulnérabilité économique des familles monoparentales.

⁸ Dans la section suivante, sont décrites les difficultés pour identifier, dans l'enquête Budget de Famille et dans le Panel Communautaire de Ménages (du moins lorsqu'on utilise une seule vague d'enquête), la totalité des enfants de parents divorcés ainsi que leurs parents, gardiens et non gardiens.

⁹ Ces travaux s'intéressent ainsi à l'évolution, suite à la séparation ou au divorce, du niveau de vie des parents gardiens et à celui des parents non gardiens, et à l'impact des pensions alimentaires sur cette évolution.

¹⁰ En revanche, on trouve des travaux qui utilisent les données du Panel Communautaire de Ménages pour analyser l'impact d'événements comme la rupture d'une union sur la dynamique de pauvreté des individus. Les échantillons concernés étant relativement limités pour chaque pays, c'est au niveau européen que ce type d'analyse est mené (BOURREAU-DUBOIS *et alii.*, 2003 ; FOUARGE & LAYTE, 2003)

¹¹ Cf. Section 2 du présent chapitre.

¹² 86% des chefs de familles monoparentales étant des femmes (source : recensement 1999 *in* ALGAVA, 2003), les analyses se concentrent souvent sur le cas des mères.

2.2.1. Le comportement d'activité des mères de familles monoparentales

D'après les informations fournies par l'enquête « Etude sur l'histoire familiale », en 1999, les femmes divorcées ou séparées et chefs de famille monoparentale bénéficient d'une position relativement meilleure sur le marché du travail que le reste des femmes en situation de monoparentalité et que les mères vivant en couple (ALGAVA, 2003). Ainsi, ces mères divorcées élevant seules leurs enfants sont 35% à détenir un baccalauréat ou un diplôme supérieur (ce qui est une proportion comparable à celle des femmes vivant en couple de même génération), contre 22% pour les mères n'ayant jamais vécu en couple. Par ailleurs, les mères ayant été mariées (et qui sont divorcées ou séparées) ont un taux d'activité (89%) plus élevé que celui des mères n'ayant jamais vécu en couple (+8 points) et un taux nettement plus élevé que celui des femmes mariées (+15 points). Le fort écart entre les mères en situation de monoparentalité et celles vivant en couple tient notamment à la nécessité pour elles de subvenir seules à leurs besoins. Cet écart se traduit en fait, pour l'ensemble des familles monoparentales, par un taux de chômage plus important (23%) que celui des mères vivant en couple (15%). Cela étant, on peut observer que, lorsque l'on s'intéresse aux mères ayant été mariées (et qui sont divorcées ou séparées), l'écart de taux en faveur de la mère en couple est plus réduit (-3 points). Une fois prises en compte certaines caractéristiques comme l'âge ou le niveau de diplôme, qui peuvent influencer sur les statuts d'activité, ces écarts se confirment : les mères ayant été mariées (et qui sont divorcées ou séparées) ont presque trois fois plus de chances d'être actives que les mères mariées en couple ; elles ont une probabilité d'être au chômage une fois et demi plus forte que les mères mariées en couple, alors que les mères n'ayant jamais vécu en couple ont deux fois plus de risques d'être au chômage que les mères mariées en couple.

Enfin, c'est sur le taux d'emploi que les différences sont les plus nettes. Les mères en situation de monoparentalité ayant été mariées (divorcées ou séparées) ont un taux d'emploi de 74% contre 57% pour les mères n'ayant jamais vécu en couple et 65% pour les mères vivant en couple. L'analyse toute chose égale d'ailleurs révèle que seules les femmes à la tête d'une famille monoparentale anciennement mariées (qui sont divorcées ou séparées) ont une probabilité d'être en emploi plus forte que les femmes mariées vivant en couple. A l'inverse, les mères n'ayant jamais vécu en couple ont une probabilité plus faible d'être en emploi que les femmes mariées vivant en couple, tandis que, pour les autres mères seules, les différences de taux d'emploi ne sont pas significatives.

2.2.2. Le niveau de vie des familles monoparentales

Selon les données du Panel communautaire de ménages, en 1996, les familles monoparentales françaises avaient un niveau de vie inférieur de 24% à celui de l'ensemble des ménages avec enfants, et de 26% à celui de l'ensemble des ménages (CHAMBAZ, 2000)¹³. Le déficit de niveau de vie des familles monoparentales n'est pas tant lié à la monoparentalité qu'au fait que leur ménage ne compte qu'un seul apporteur de ressources. Ainsi, lorsque l'on compare la situation des familles monoparentales à celle des familles avec enfants où un seul des parents est actif, le déficit de niveau de vie est ramené à 8%.

Il faut noter par ailleurs que, au sein de la catégorie des familles monoparentales, il existe une grande hétérogénéité des niveaux de vie entre niveaux de qualification, mais également à niveau de

¹³ Sur la base de l'exploitation de l'enquête Budget de famille (1994-1995), HERPIN & OLIER (1999) obtenaient (à échelle d'équivalence identique) des niveaux de vie un peu plus faibles. En effet, selon eux, en 1995, le revenu moyen par unité de consommation des familles monoparentales était inférieur de près du tiers à celui des autres foyers avec enfants.

qualification donné (GUILLEMIN & ROUX, 2002). A titre d'exemple, en 1999, la moitié des familles monoparentales dans lesquelles l'adulte est employé¹⁴ ont un niveau de vie compris entre le 2^e et le 5^e décile. Mais un quart d'entre elles ont un niveau de vie inférieur au 2^e décile et une même proportion bénéficie d'un niveau de vie supérieur au niveau de vie médian (1.100 € par unité de consommation). Parmi les familles monoparentales dans lesquelles l'adulte est cadre¹⁵, la moitié de ces familles ont un niveau de vie compris entre le 6^e et le 9^e décile. Cette hétérogénéité peut s'expliquer par des trajectoires différentes dans l'année (emploi toute l'année ou alternance de périodes travaillées et de périodes chômées), l'existence d'une activité à temps partiel, des taux de salaires horaires différents et des revenus autres que salariaux (notamment la pension alimentaire) plus ou moins importants.

2.2.3. Les ressources des familles monoparentales

La structure des revenus des familles monoparentales diffère de celle des couples avec enfants. Ainsi, selon des données un peu anciennes tirées de l'enquête Budget de Famille (1989), environ 55% du revenu des familles monoparentales étaient formés par des salaires et 30% par des revenus de transferts (dont plus de la moitié correspondent à des prestations familiales) contre respectivement 71% et 8% pour les couples avec enfants (INSEE, 1994)¹⁶. On constate par ailleurs, que la part des ressources d'activité croît régulièrement avec le niveau de revenu de la famille monoparentale : 29% pour le premier quintile et 61% pour le dernier quintile (INSEE, 1994).

En ce qui concerne les pensions alimentaires, selon l'enquête Budget de Famille, la masse des pensions alimentaires versées en 1995 était d'environ 15 milliards de francs, et le montant moyen des pensions versées était de 24.000 francs par an en moyenne (HERPIN & OLIER, 1999). Ce montant moyen recouvre en réalité des disparités considérables. Ainsi, un quart des pensions n'atteignaient pas 10.000 francs. En outre seule une famille monoparentale sur cinq percevait une pension alimentaire, alors même qu'une sur deux était divorcée, et donc susceptible d'en recevoir une. On observe par ailleurs que les défauts de versement de la pension alimentaire se font plus fréquents et les montants plus faibles à mesure que l'on descend l'échelle des revenus. Inversement, ce sont les catégories les plus aisées qui versent les montants les plus élevés et avec le plus de régularité (MEULDERS & THERY, 1993, MARTIN, 1994)). Ainsi, d'après l'enquête Budget de Famille, les pensions alimentaires représentaient, en 1989, 3,7% des revenus des 20% les moins aisées des familles monoparentales, contre 6,7% des revenus pour les 20% les plus aisées (INSEE, 1994).

En raison de la faiblesse et de la défaillance fréquentes de l'aide du parent non gardien, c'est le réseau familial du parent gardien qui est le principal soutien de la famille monoparentale. Ainsi, la solidarité privée s'exerce largement en faveur des familles monoparentales. Ces dernières sont, en effet, la catégorie de ménages la plus aidée à titre privé par leur parenté. 15% des parents gardiens reçoivent une aide financière de leurs propres parents (HERPIN & OLIER, 1999).

¹⁴ Selon l'enquête Emploi de 1992, 52,7% des femmes sans conjoint avec enfant(s) étaient employées.

¹⁵ Selon l'enquête Emploi de 1992, 7,9% des femmes sans conjoint avec enfant(s) étaient cadres.

¹⁶ Selon des données plus récentes et tirées d'une enquête différente (Panel Communautaire des Ménages (vague 1996)), la structure des revenus des familles monoparentales semblerait être aujourd'hui légèrement modifiée : la part des revenus sociaux serait plus faible (22%, mais qui seraient toujours composés pour moitié par des prestations familiales) et la part des revenus d'activité serait plus importante (pour environ 80% des familles monoparentales françaises, les revenus du travail constitueraient plus de 70% des revenus) (CHAMBAZ, 2000).

2.2.4. La vulnérabilité économique des familles monoparentales

La monoparentalité n'entraîne pas systématiquement un appauvrissement du parent gardien et du ou des enfant(s) dont il a la charge. Néanmoins, les familles monoparentales connaissent une plus grande précarité de revenus que la moyenne des ménages. Si l'on retient comme seuil de pauvreté la moitié du revenu médian par unité de consommation, en 1995, 7% de l'ensemble des ménages étaient en dessous de ce seuil, 9,3% des ménages avec enfants, et 17% des familles monoparentales (HERPIN & OLIER, 1999)¹⁷. Ce taux de pauvreté est d'autant plus élevé que le nombre d'enfants présents dans le foyer monoparental est élevé (14% pour les familles ayant un seul enfant contre 24% pour les familles ayant trois enfants ou plus).

On peut calculer, à seuil de pauvreté donné, la proportion des ménages monoparentaux qui seraient pauvres s'il n'y avait ni transferts sociaux, ni même transferts entre ménages (hors pensions alimentaires). CHAMBAZ (2000) montre que, dans le cas de la France, les transferts sociaux permettent de réduire de la moitié environ le taux de pauvreté des familles monoparentales, tandis que les transferts privés (hors pensions alimentaires) n'ont qu'un impact marginal sur la réduction du taux de pauvreté.

Pour terminer ce bilan relatif à la situation socio-économique des familles monoparentales, soulignons que les données de cadrage que nous venons de donner présentent comme inconvénient de ne fournir qu'une photographie en coupe des familles monoparentales. Or, pour pouvoir analyser de manière précise la situation économique de ces familles il faudrait préciser à quel moment de la trajectoire post désunion on situe l'analyse. En effet, parce que les individus s'adaptent aux changements de situation, il est probable que l'offre de travail, le statut d'activité ou la situation matrimoniale des parents gardiens se modifient au cours du temps. Dans cette perspective, on peut imaginer que le bilan de la situation économique que l'on pourrait dresser un an après la séparation des deux époux serait différent de celui que l'on dresserait cinq ans après la séparation¹⁸.

La littérature fournit un certain nombre d'informations sur l'évolution des situations démographiques des chefs de familles monoparentales. Ainsi, on peut observer que la situation de monoparentalité est, dans un certain nombre de cas, une situation transitoire susceptible d'être interrompue par une (re)mise en couple. Se forme alors une famille recomposée constituée d'un couple et d'enfants qui ne vivent pas avec leurs deux parents biologiques. Selon FESTY (1991), sur la base de l'exploitation de l'enquête « Divorce » réalisée par l'INED en 1986, quatre ans après le divorce, près de 60% des femmes avaient connu une nouvelle union. S'appuyant sur des données plus récentes HERPIN & OLIER (1999) soulignent que, dans les années 1990, environ 10% des familles monoparentales une année donnée ne l'étaient plus l'année suivante, la formation d'une nouvelle union étant signalée dans la moitié des cas. En revanche, les informations concernant l'évolution de la situation économique des familles monoparentales sont nettement plus rares (MARTIN, 1994). Ce constat n'est pas vraiment étonnant au regard des remarques méthodologiques que nous avons faites précédemment concernant l'utilisation des données longitudinales.

¹⁷ Sur la base de l'exploitation de la vague 1996 du Panel communautaire de ménages, CHAMBAZ (2000) fournit une estimation plus élevée des taux de pauvreté : environ 9,5% pour la population totale et 22,5% pour les familles monoparentales. Cela étant, on peut souligner que, dans les deux estimations, les familles monoparentales présentent un risque d'être pauvres presque deux fois et demi plus élevé que l'ensemble des ménages.

¹⁸ DIPRETE & MCMANUS (1998) montrent, par exemple, que, aux Etats-Unis comme en Allemagne, à court terme les femmes perdent en moyenne financièrement plus que les hommes après la dissolution de leur union, mais que ces écarts se dissipent progressivement au cours du temps en raison d'une modification des stratégies privées féminines (ex : intensification de l'offre de travail, remise en couple).

Section 2. Un bilan à partir de l'exploitation de données d'enquête

Il s'agit dans cette section d'examiner le **niveau de vie des familles des parents gardiens et des parents non gardiens**. Pour mener à bien ce type d'analyse statistique, il faut reconnaître que les choses ne sont pas aisées, car les sources de données françaises sont très pauvres en la matière. En effet, en matière de niveau de vie monétaire (revenus), à notre connaissance il n'existe pas en France de source de données spécifiquement ciblée sur cette population particulière. Il faut donc s'en remettre aux sources portant sur la population générale et tenter de circonscrire parmi elle notre population d'intérêt. Si l'on veut faire un bilan portant sur l'ensemble de notre population d'intérêt (ménages où vivent des parents gardiens et non gardiens), il est exclu de recourir à des fichiers administratifs (CAF, Ministère de la Justice...), car des problèmes de champ tronqueraient notre analyse. D'où notre option consistant à mobiliser plutôt des bases de données issues d'enquêtes.

En la matière, trois grandes enquêtes nationales peuvent faire l'affaire. La première est l'Enquête Revenus Fiscaux de l'INSEE. Cette enquête nationale et de grande taille, qui rassemble l'Enquête Emploi et des données administratives de la Direction Générale des Impôts, est assez intéressante du point de vue, d'une part, de la qualité de l'information en matière de revenus (mais les revenus non imposables, comme la plupart des transferts sociaux, ne sont pas connus de l'enquête, et doivent donc être simulés) et, d'autre part, de la possibilité de repérer notre population d'intérêt (l'enquête renseigne par exemple sur le statut matrimonial du contribuable et sur la présence d'enfants à charge¹⁹). Cependant, cette enquête reste relativement « confidentielle » dans la mesure où elle ne fait pas l'objet d'une mise à disposition au milieu de la recherche, elle n'est en particulier pas diffusée par le LASMAS, le laboratoire CNRS en charge de l'interface entre l'INSEE et les structures universitaires. Nous n'avons donc pas la possibilité de recourir à cette source. En revanche, nous disposons des deux autres sources d'enquête : le Panel Communautaire de Ménages (§ 1) et l'Enquête Budget de Famille (§ 2). C'est sur la base de l'exploitation de ces deux enquêtes que nous proposons d'analyser statistiquement le niveau de vie des ménages de parents gardiens et des ménages de parents non gardiens.

§ 1. Les résultats tirés du Panel Communautaire de Ménages

Les investigations statistiques que nous avons menées portent sur la première vague du Panel Communautaire de Ménages (année d'enquête : 1994) dans la version diffusée par l'Insee et non par Eurostat ; elle ne porte donc que sur la France.

Par rapport à notre objectif d'analyse, cette enquête présente plusieurs avantages :

- une information assez développée en matière de revenus
- une information assez développée en matière de structure démographique des ménages (d'où l'on peut espérer pouvoir déduire le champ de notre population d'intérêt)
- quelques informations en matière de pensions alimentaires
- un champ très large : les ménages ordinaires de France
- un protocole d'enquête longitudinal (enquête répétée auprès des mêmes individus durant plusieurs années) qui permet d'observer, en ce qui nous concerne, des divorces récents (entre deux vagues d'enquête).

¹⁹ En revanche, selon nos informations, la version actuelle de l'enquête n'intégrerait pas une information pourtant très utile à notre analyse : les montants de pensions alimentaires perçues ou versées (qui sont connus de l'administration fiscale dans la mesure où ils rentrent dans le calcul de l'impôt sur les revenus).

En revanche, sa principale limite est sa taille d'échantillon relativement réduite (par exemple, 7.344 ménages répondants lors de la première vague) qui fait suspecter que notre population d'intérêt sera relativement réduite. Sa seconde limite tient au fait que la délimitation de notre population d'intérêt est indirecte (il n'y a pas, par exemple, de question directe de type « êtes-vous le parent gardien/non gardien d'un enfant ? ») et repose sur une combinaison d'informations démographiques qui a des limites (cf. *infra*).

Dans un premier temps, nous présentons la démarche que nous avons suivie (1.1.), puis nous commentons les résultats obtenus (1.2.).

1.1. La démarche suivie

Schématiquement, deux types d'information sont nécessaires pour notre analyse : le repérage de notre population d'intérêt et la mesure du niveau de vie monétaire. Envisageons successivement ces deux aspects.

1.1.1. La population d'intérêt

Pour repérer notre population d'intérêt parmi la population générale, nous avons tout d'abord sélectionné les ménages où vit au moins une personne mineure²⁰, soit au total 2.543 ménages. Ensuite, nous avons concentré notre analyse sur les enfants mineurs qui, dans l'enquête, sont déclarés « enfant de la personne de référence ». Cette restriction est assez marginale car elle exclut seulement 40 enfants mineurs dont le lien avec la personne de référence est d'une autre nature (pour le plus grand nombre il s'agit de petits-enfants de la personne de référence)²¹.

Pour les 2.503 ménages restants, l'objectif est de les caractériser par rapport à notre population d'intérêt. Quels sont les ménages où vivent des enfants mineurs de parents divorcés ? La première information disponible est le statut matrimonial de la personne de référence et de son conjoint, puisque les mineurs sont « enfants de la personne de référence ». On s'attache donc à identifier des parents déclarant un statut matrimonial « divorcé(e) ». Mais cette information est insuffisante. Par exemple, il est tout à fait possible qu'une personne de référence se déclare divorcé(e) et son/sa conjointe célibataire, mais que l'enfant mineur vivant dans ce ménage ne soit pas un enfant issu du couple divorcé (la personne de référence et son/sa ex-conjoint(e)) mais du nouveau couple. Il faut donc s'assurer que l'enfant, dans notre exemple, soit bien l'enfant de sang de la personne de référence et non du/de la conjoint(e) célibataire. Ce contrôle est rendu heureusement possible par l'enquête car il y est demandé de préciser le lien de filiation entre les membres du ménage (pour tout individu, l'enquêteur demande qui, dans le ménage, est le père/la mère de l'individu). Grâce à cette double information (statut matrimonial et lien de filiation), il est donc possible, sauf erreurs – de déclaration ou de saisie – incontrôlables par l'utilisateur de la base de données, de repérer la plupart des enfants de notre population d'intérêt. La plupart, car il demeure une situation où

²⁰ Une amélioration envisageable consisterait à étendre ce critère de sélection aux enfants majeurs qui restent à charge de leurs parents (et vivent avec leurs parents), la seule difficulté étant de définir un critère de dépendance financière (enfant à charge) mesurable à partir des données de l'enquête.

²¹ Ces mineurs pourraient être réintégrés dans une analyse ultérieure. Si nous ne l'avons pas fait, c'est parce qu'il faudrait développer toute une programmation spécifique à ces 40 cas, il faudrait en particulier repérer quels individus du ménage sont les parents de ces enfants. Dans le cas général, ce repérage est aisé puisqu'il s'agit de la personne de référence et de l'éventuel conjoint de la personne de référence.

le diagnostic est inefficace : le remariage. En effet, lorsque nous avons affaire à un couple marié vivant avec un enfant qui a une filiation uniquement avec l'un des deux membres du couple, nous savons que cet enfant est issu d'une autre union, mais nous ne pouvons pas savoir si cette précédente union était un mariage : si la précédente union était une union libre, l'enfant n'est pas un enfant de parent divorcé (pour le savoir, il aurait fallu que l'enquête distingue le statut de marié du statut de remarié, ce qui n'est pas le cas).

Le tableau n°1 ci-dessous présente les effectifs de ménages selon les différentes configurations de couples définies avec les statuts matrimoniaux et selon les liens de filiation des enfants mineurs du ménage. On remarquera que dans ce tableau apparaissent des cas où les enfants sont déclarés sans aucune filiation, il peut s'agir soit d'enfants adoptés, soit d'erreurs de déclaration. Ces 25 cas particuliers seront exclus de la suite de l'analyse. Autre précision, certains parents se déclarent mariés bien que vivant seuls ou vivant avec un conjoint non marié ; nous avons supposé qu'il s'agissait de personnes séparées.

Tableau 1 : répartition des ménages selon le statut matrimonial des parents (personne de référence et conjoint(e)) et la filiation des enfants mineurs

Statuts matrimoniaux de la personne de référence et son éventuel(le) conjoint(e)	Tous les enfants ont deux parents de sang	Les enfants ont un lien de sang avec la mère	Enfants de la mère + enfants des deux parents	Les enfants ont un lien de sang avec le père	Enfants du père + enfants des deux parents	Enfants de la mère + enfants du père	Enfants de la mère + enfants des deux parents	Enfants sans filiation	Enfants sans filiation + enfants des deux parents	Ensemble
Homme célibataire				4				1		5
Homme marié (séparé)				7						7
Homme veuf				7						7
Femme célibataire		86						1		87
Femme mariée (séparée)		16						1		17
Femme veuve		30						1		31
Femme divorcée								3		3
H + F célibataires	186	7	10	1	2			3		209
H + F marié(e)s	1819							12	3	1834
H célibataire + F veuve	1		1							2
H divorcé + F célibataire	16	2	2							20
H célibataire + F divorcée	8									8
H divorcé + F veuve	1	1								2
H veuf + F divorcée	1									1
H + F divorcé(e)s	13									13
H divorcé + F mariée (sép.)		1								1
H marié (sép.) + F divorcée				1						1
Total des ménages hors de la population d'intérêt	2045	143	13	20	2			22	3	2248
H + F marié(e)s		13	34		8	3	2			60
Total ménages pour lesquels il y a incertitude		13	34		8	3	2	22	3	60
Homme divorcé				15						15
Femme divorcée		135								135
H + F divorcés		10	7	3						20
H célibataire + F divorcée		8	11							19
H divorcé + F célibataire				2	2					4
H marié (sép.) + F divorcée		1								1
H divorcé + F veuve						1				1
Total des ménages de la population d'intérêt		154	18	20	2	1				195

Source : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; calculs par nos soins.

Ce tableau détaillé, illustre bien la principale limite de cette source puisque, selon notre approche, peu de ménages appartiennent à notre population d'intérêt (195)²².

Le tableau n° 2 résume l'information du tableau précédent.

Tableau 2 : répartition des ménages par grandes catégories démographiques de ménages

Types de ménages	Effectifs
Ménages sans enfant mineur	4801 (65,4%)
Ménages dont les enfants mineurs ne sont pas « enfants de la personne de référence »	40 (0,5%)
Ménages dont les enfants mineurs (ou certains) n'ont aucune filiation	25 (0,3%)
Ménages avec enfants mineurs, mais aucun n'est enfant de parent divorcé <i>dont, ménages où la personne de référence ou son conjoint est divorcé(e)</i>	2223 (30,3%) 46 (0,6%)
Ménages avec enfants mineurs, mais pour lesquels il y a incertitude quant au fait qu'au moins un enfant est enfant de parent divorcé	60 (0,8%)
Ménages avec enfants mineurs dont au moins un est enfant de parent divorcé	195 (2,7%)
Ensemble	7344 (100%)

Source : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; calculs par nos soins

La seconde importante limite est que si notre **méthode** permet de caractériser les ménages de parents gardiens, elle est en revanche totalement **inadéquate pour repérer les ménages de parents non gardiens**. Cette seconde catégorie de ménages, qui fait partie de notre problématique, est de toute manière très difficile à identifier dans l'enquête. Une seule information pourrait nous mettre sur la piste d'une telle identification, mais il faut reconnaître que l'information en question mènerait à une assez grossière approximation. En effet, on peut songer à utiliser la question F13 du questionnaire qui est libellée ainsi : « Vous-même, ou un autre membre du ménage, avez-vous aidé financièrement (ou avez-vous versé de l'argent à) des personnes ne faisant pas partie du ménage (*enfant étudiant éloigné, ascendant en foyer, ex-conjoint pensionné, ...*) ? Si oui, combien de personnes ? Quel montant annuel avez-vous versé à ces personnes ? ». On s'aperçoit dans cette formulation que la référence à un éventuel versement de pension alimentaire par un parent non gardien se trouve dans l'expression « ex-conjoint pensionné » ou dans les points de suspension de la liste des bénéficiaires. Mais cette information demeure fort rudimentaire pour notre propos : d'une part, elle mélange tous les bénéficiaires de ces transferts privés (ce qui nécessiterait donc de trouver un moyen pour faire la part entre les versements à des enfants résidant chez l'ex-conjoint, des versements à d'autres bénéficiaires²³) et, d'autre part, elle ne renseigne que sur les éventuels parents qui versent (et déclarent) une pension alimentaire (il est en effet impossible de détecter les parents non gardiens qui ne versent pas de pension alimentaire).

²² L'intégration des 40 cas exclus, dans le cadre de cette analyse, de notre champ ne devrait pas modifier sensiblement ce constat.

²³ Deux informations du questionnaire seraient susceptibles de nous aider dans cette démarche. Premièrement, dans le tableau de composition familiale, si un individu divorcé déclare des enfants comme faisant partie de son ménage en indiquant cependant à la question 10 qu'ils ne vivent pas régulièrement avec lui (code 6 : loge aussi ailleurs, habituellement un ou plusieurs jours par semaine chez quelqu'un (ami, famille...) qui l'héberge), on peut supposer que le versement qu'il déclare à la question F13 correspond à une pension alimentaire, sans certitude cependant. Deuxièmement, si un individu divorcé déclare à la question E19 avoir des enfants ne vivant plus avec lui et que ces enfants sont mineurs (la question E19 renseigne sur l'âge de ces enfants hors ménage), on peut également supposer que la somme déclarée à la question F13 correspond à une pension alimentaire pour ces enfants ; là encore c'est une déduction qui souffre d'incertitude.

1.1.2. La mesure du niveau de vie

La seconde information à prendre en ligne de compte pour analyser la situation économique des enfants de parents divorcés est le niveau de vie. Nous le mesurons classiquement en rapportant le revenu disponible du ménage au nombre d'unités de consommation du ménage.

Pour le revenu, nous utilisons la question F3 du questionnaire qui renseigne sur le montant mensuel de l'ensemble des revenus nets du ménage au moment de l'enquête. Si nous préférons cette information à celle contenue dans le questionnaire « revenus », qui détaille pour chacun des membres du ménage chacun des types de revenus, c'est parce que ce questionnaire détaillé porte sur l'année antérieure à la date de l'enquête, alors que la déclaration globale porte sur les revenus au moment de l'enquête. Or, entre la date de l'enquête et l'année précédente, il est possible que la structure familiale du ménage ait changé, en particulier du point de vue de désunion des couples par divorce. Aussi, nous préférons une bonne adéquation temporelle entre revenu et structure familiale à une information plus détaillée quant aux revenus mais assortie d'une moins bonne adéquation avec la structure familiale telle qu'elle est renseignée dans l'enquête. La question F3 est posée en deux temps, d'abord l'enquêté est invité à déclarer le montant exact du revenu mensuel du ménage (en moyenne si celui-ci est fluctuant) puis, s'il refuse ou ne sait pas répondre exactement, il lui est proposé de se positionner sur une échelle de classes de revenus en neuf modalités. Dans le second cas, nous avons retenu le centre de classe. Cette question souffre d'un taux de non-réponses de 2,7%.

Pour le calcul du nombre d'unités de consommation, nous avons retenu l'échelle d'équivalence dite « de l'Insee », échelle qui attribue un coefficient de 0,3 aux enfants âgés de moins de 14 ans, un coefficient de 0,5 pour les adultes et un coefficient de 1 pour le premier adulte du ménage.

Selon cette logique de calcul, on obtient les résultats présentés au tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3 : niveaux de vie moyens par grandes catégories démographiques de ménages

Types de ménages	Effectifs totaux	Effectifs hors données manquantes	Niveau de vie moyen mensuel en 1994 (en €)
Ménages sans enfant mineur	4.801	4.649	1.179
Couples avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	2.091	2.058	1.068
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	157	153	806
Couples avec enfant(s) mineur(s), pour lesquels l'identification d'enfants de parent divorcé est indéterminée	60	58	1.045
Couples avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	45	43	1.026
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	150	149	755
Ensemble des ménages (hors 40 ménages dont les mineurs ne sont pas « enfants de la personne de référence »)	7.304	7.148	1.126

Source : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; calculs par nos soins

1.2. Les résultats

Les principaux enseignements tirés de l'exploitation du Panel Communautaire de Ménages sont, comme le montrent de nombreuses études, d'une part, que le niveau de vie des ménages avec enfants est en moyenne un peu inférieur au niveau de vie des ménages sans enfant et, d'autre part, que le niveau de vie des familles biparentales (couples) est nettement supérieur à celui des familles monoparentales. Quant à la comparaison entre familles avec *versus* sans enfants mineurs de parents divorcés, elle nous indique, qu'en moyenne, il n'y aurait pas de différence extrêmement forte de niveau de vie lorsque ces enfants vivent dans une famille biparentale (recomposée donc) : 1.026 € *versus* 1.068 €. La différence est en revanche un peu plus sensible lorsqu'il s'agit de familles monoparentales : en l'absence d'enfant de parent divorcé, le niveau de vie mensuel moyen est de 806 € contre 755 € en présence d'au moins un enfant de parent divorcé. C'est d'ailleurs cette dernière catégorie qui connaît le plus bas niveau de vie parmi toutes les catégories de ménages analysées ici. Une autre manière d'illustrer ces différences de niveau de vie est de recourir au seuil de pauvreté habituellement retenu dans les analyses statistiques, à savoir un seuil égal à la moitié de la médiane du niveau de vie de la population totale (dans notre échantillon, ce seuil est égal à 476 € par mois en 1994).

Tableau 4 : taux de pauvreté par grandes catégories démographiques de ménages

Types de ménages	Taux de pauvreté
Ménages sans enfant mineur	10,8%
Couples avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	9,9%
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	26,1%
Couples avec enfant(s) mineur(s), pour lesquels l'identification d'enfants de parent divorcé est indéterminée	15,5%
Couples avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	16,3%
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	32,2%
Ensemble des ménages (hors 40 ménages dont les mineurs ne sont pas « enfants de la personne de référence »)	11,5%

Source : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; calculs par nos soins

On retrouve naturellement approximativement les mêmes résultats que précédemment. On notera simplement que les différences de niveau de vie que nous avons commentées comme étant en moyenne plutôt limitées se traduisent ici, du fait de la distribution statistique de ces niveaux de vie (et sans doute aussi du fait de la faiblesse des effectifs), par des différences de taux de pauvreté plus sensibles. Pour les couples comme pour les familles monoparentales, la différence de taux de pauvreté, entre ménages sans enfant de parent divorcé et ménage avec enfant(s) de parent divorcé, est de six points en défaveur des seconds.

L'impression que nous donnent en définitive ces résultats, c'est que les familles de parents gardiens seraient en moyenne les plus modestes d'un point de vue monétaire et donc, qu'apparemment, les pensions alimentaires ne rempliraient pas correctement leur fonction de garantie d'un niveau de vie minimum. Pour autant, cette conclusion peut être considérée comme excessive dans la mesure où il n'est pas du tout certain que ce soit spécifiquement le divorce qui soit à l'origine de ces bas niveaux de vie ; pour affirmer cela il faudrait pouvoir raisonner toutes choses égales d'ailleurs.

Pour essayer de cerner de plus près l'impact des pensions alimentaires sur le niveau de vie des ménages, le Panel Communautaire de Ménages nous offre une opportunité dans la mesure où les pensions alimentaires perçues font l'objet d'une interrogation spécifique dans le questionnaire « revenus » (rubrique 96). Cependant, la rubrique est plus large que ce que nous voudrions mesurer ; il s'agit en effet de l'ensemble des « pensions alimentaires versées pas un conjoint ou un ex-conjoint », et non des seules pensions alimentaires destinées aux enfants dans le cadre d'un divorce. La rubrique inclut donc en particulier les prestations compensatoires versées par l'ex-conjoint divorcé. Nonobstant cette différence de champ, on peut cependant donner quelques pistes de réflexion à partir d'une petite exploitation de cette information et des résultats consignés dans le tableau n°5.

Tableau 5 : impact des pensions alimentaires sur le niveau de vie des ménages

Types de ménages	Proportion de ménages percevant une pension alimentaire	Montant mensuel moyen de la pension alimentaire perçue ⁽¹⁾	Niveau de vie mensuel moyen apporté par la pension alimentaire ⁽¹⁾	Niveau de vie mensuel moyen du ménage, <u>si l'on exclut la pension alimentaire</u>	Niveau de vie mensuel moyen du ménage
Ménages sans enfant mineur	1,2%	400	329	1.175	1.179
Couples avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	0,8%	281	117	1.067	1.068
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), sans enfant de parent divorcé	10,8%	172	120	793	806
Couples avec enfant(s) mineur(s), pour lesquels l'identification d'enfants de parent divorcé est indéterminée	30,0%	199	77	1.023	1.045
Couples avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	28,9%	182	83	1.001	1.026
Familles monoparentales avec enfant(s) mineur(s), dont au moins un enfant de parent divorcé	44,0%	329	186	674	755
Ensemble des ménages ⁽²⁾	2,6%	309	199	1121	1.126

Source : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; calculs par nos soins. Montants de 1994, exprimés en euros.

(1) : moyenne calculée sur le sous-ensemble des seuls ménages bénéficiaires d'une pension alimentaire

(2) : hors 40 ménages dont les mineurs ne sont pas « enfants de la personne de référence ».

Tout types de pensions alimentaires confondus, on observe que quatre catégories de ménages déclarent en percevoir (pour les deux autres catégories les pensions alimentaires sont extrêmement marginales). Pour autant, les taux de perception restent plutôt modestes (inférieurs à un ménage sur deux). Il est intéressant de noter que 11% des familles monoparentales sans enfant de parent divorcé perçoivent des pensions alimentaires. Il peut s'agir de prestations compensatoires versées par l'ex-conjoint ou de pensions alimentaires versées pour des enfants issus d'unions libres. De même, on s'aperçoit que dans la catégorie pour laquelle il est difficile de savoir si les parents ont divorcé dans le passé (parce qu'ils sont mariés à la date de l'enquête), 30% sont concernés par une pension alimentaire (soit une proportion égale à celle observée pour les couples pour lesquels on a pu déterminer avec certitude la présence d'un enfant

de parent divorcé), il est donc probable que certains enfants de ces ménages devraient être inclus dans notre population d'intérêt (ceux pour lesquels une pension alimentaire est perçue par le ménage), mais on ne peut déterminer lesquels puisqu'il ne s'agit pas exclusivement de pensions alimentaires pour enfants. Enfin, pour les ménages monoparentaux avec enfants de parent divorcé, le taux de perception est le plus élevé. De plus, en termes de niveau de vie, c'est pour ces ménages monoparentaux bénéficiaires que, en moyenne, le montant de la pension est le plus élevé et ce, de manière tout à fait nette : 329 € contre un peu moins de 200 € dans les trois autres catégories de ménages. C'est donc cette catégorie de ménages qui voit son niveau de vie moyen croître le plus grâce aux pensions alimentaires (à la fois parce que le taux de perception et le montant moyen sont les plus élevés). Ainsi, grâce aux pensions alimentaires, le niveau de vie moyen des ménages monoparentaux avec enfant(s) de parent divorcé croît de 12,0%, contre 2,5% pour les couples également avec enfant(s) de parent divorcé, 1,6% pour les ménages monoparentaux sans enfant de parent divorcé, et 2,1% pour les couples mariés qui peut-être élèvent un enfant de parent divorcé. Si l'on restreint l'analyse aux seuls bénéficiaires de pensions alimentaires, les taux de croissance du niveau de vie moyen sont, pour les quatre mêmes catégories de ménages, respectivement égaux à : 30,5%, 8,6%, 18,1% et 6,9%.

Cette brève analyse des pensions alimentaires, telles qu'elles sont déclarées dans le Panel Communautaire de Ménages, amène à nuancer la conclusion que nous avançons précédemment. En effet, si le fait que les ménages monoparentaux avec enfant(s) de parent divorcé ont en moyenne les plus bas niveaux de vie nous suggère que les pensions alimentaires peuvent être taxées d'une certaine inefficacité (parce que leur existence est pour partie justifiée par un objectif de garantie d'un niveau de vie minimum), en revanche, le fait que c'est pour ce même groupe de ménages que le versement des pensions alimentaires a le plus fort impact sur le niveau de vie nous incite à penser que d'autres facteurs doivent être recherchés pour évaluer l'efficacité effective de ces pensions (on pourrait en effet se poser la question de savoir pourquoi le niveau de vie hors pensions alimentaires de ces ménages monoparentaux avec enfant(s) de parent divorcé est déjà le plus faible, comparativement aux autres catégories de ménages).

Au terme de cette analyse statistique, il convient de souligner que si, à l'aide de cette source de données, on peut produire des données de cadrage sur le niveau de vie monétaire des ménages de parents gardiens et en déduire des conclusions en termes d'efficacité, en revanche, faute de vraiment pouvoir identifier les ménages de parents non gardiens, il ne nous a pas été possible de faire de même pour ces derniers. Certes, cette source étant longitudinale, elle nous offrait une opportunité pour tenter de produire quelques éléments relatifs aux ménages non gardiens. En effet, en ne travaillant plus sur une seule vague d'enquête annuelle comme nous l'avons fait, mais sur plusieurs, il aurait été possible de repérer des couples avec enfant(s) qui, d'une année sur l'autre, divorcent. Les individus étant suivis d'année en année quel que soit leur ménage, on devrait donc, sauf cas d'attrition, pouvoir analyser le niveau de vie de ces individus avant puis après leur divorce, et ce qu'ils soient devenus parents gardiens ou parents non gardiens. Cela étant, cette piste n'a offert qu'une perspective limitée en raison de la taille réduite de l'échantillon. Un rapide traitement de cette enquête nous a montré en effet que sur les environs 4.000 enfants mineurs ayant participé aux enquêtes des deux premières vagues (1994 et 1995), seulement 25 avaient connu le divorce de leurs parents. Autrement dit, il n'était pas envisageable de conduire une véritable étude statistique sur la question.

§ 2. Les résultats tirés de l'enquête Budget des Familles

La deuxième source de données d'enquête que nous avons sélectionnée, pour contribuer à la production de données de cadrage quant à la situation socio-économique des ménages où vivent des enfants de parents divorcés, est l'enquête Budget de Famille. Initialement, nous pensions que cette source

pouvait, comme le Panel communautaire de ménages, nous être utile pour l'analyse des niveaux de vie des ménages avec enfant(s) de parents divorcés. Les résultats obtenus à partir de cette source nous amènent à relativiser son intérêt comparativement au Panel Communautaire de Ménages, comme nous allons l'expliquer.

L'enquête Budget de Famille est, à bien des égards, assez proche du Panel Communautaire de Ménages. Son champ est le même : les ménages ordinaires de France métropolitaine. Sa date est également pratiquement identique : 1994 (en fait Budget de Famille s'effectuant en plusieurs interrogations, sa période de collecte s'étend de 1994 à 1995). Le contenu du questionnaire est, pour ce qui nous concerne ici, très proche : il porte, pour l'essentiel, sur la structure familiale et démographique du ménage, son logement, l'activité professionnelle et la recherche d'emploi des membres adultes du ménage, le recensement détaillé des revenus et impôts, l'opinion des ménages quant à leur situation financière. Naturellement, l'enquête Budget de Famille se distingue fondamentalement du Panel Communautaire de Ménages quant aux interrogations portant sur les dépenses de consommation puisque c'est la finalité première de l'enquête Budget de Famille (alors que cette dimension est totalement exclue du Panel Communautaire de Ménages). Mais cette différence est sans incidence pour nous, car le bilan que nous cherchons à dresser porte sur les ressources et non sur les dépenses.

L'un des atouts de Budget de Famille, comparativement au Panel Communautaire de Ménages, est le fait que sa taille d'échantillon est supérieure : 10.038 ménages contre 7.344 dans le Panel Communautaire de Ménages. Du point de vue de la qualité des estimateurs, un accroissement de la taille de l'échantillon d'un peu plus d'un tiers pour des échantillons de plusieurs milliers d'observations n'est cependant pas déterminant. Pour autant, dans le cas précis de nos analyses, analyses qui portent sur des sous-populations très réduites, bénéficier de quelques dizaines d'observations supplémentaires n'est pas à négliger. Le second atout qu'il convient de souligner relève des interrogations en matière de pensions alimentaires. En effet, sans être totalement satisfaisantes, les questions de Budget de Famille, comparativement à celles du Panel Communautaire de Ménages, sont un peu plus adéquates à nos préoccupations. Ainsi, dans la perspective de l'identification de ménages de parents non gardiens (et débiteurs de pensions alimentaires), au questionnaire 3 de Budget de Famille il est demandé, en question n° 2.a.2, si des sommes d'argent ont été *versées* régulièrement à des membres de la famille²⁴ et, si oui, quel en a été le montant. Comme dans le Panel Communautaire de Ménages, malheureusement plusieurs destinataires potentiels sont confondus dans la question, ce qui gêne le partage entre ce qui relève des pensions alimentaires et d'autres types de transferts privés. Cependant, la formulation de la question laisse penser que le champ des bénéficiaires est plus restreint dans Budget de Famille, au sens où elle ne porte que sur la famille (les amis par exemple sont exclus) : « (...) des membres de votre famille », alors que dans le Panel Communautaire de Ménage la question porte sur « (...) des personnes ne faisant pas partie du ménage ». De plus, pour mieux cerner les pensions alimentaires, dans Budget de Famille il est possible d'utiliser une sous-question qui demande « s'agit-il de sommes à verser obligatoirement (*par décision de justice*) ? ». Cette sous-question devrait donc permettre d'éliminer les transferts privés réalisés sur initiative personnelle et donc mieux cibler les pensions alimentaires relatives au divorce ; il n'en demeure pas moins que l'on ne saura pas faire le partage entre pension alimentaire versée au titre des enfants et prestation compensatoire versée à un/une ex-conjoint(e). Notons enfin, que la question n° 2.b.2 porte, avec la même formulation mais de façon symétrique, sur les sommes d'argent *reçues* de la part d'un membre de la famille ne vivant pas dans le ménage. Cette information serait donc utile pour l'analyse de la contribution des pensions alimentaires au niveau de vie des familles de parents gardiens.

Si cette présentation des avantages comparatifs des deux sources semble militer en faveur de Budget de Famille, en revanche, elle comporte un inconvénient majeur qui fait que nous ne l'avons pas

²⁴ « Pension alimentaire à un ex-conjoint, aide financière régulière, argent de poche à un étudiant, entretien d'une personne âgée, envoi d'argent au reste de la famille » (Budget de Famille 1994 – 1995, page 57).

retenue comme source principale pour nos investigations. En effet, dans le tableau de composition familiale du premier questionnaire de Budget de Famille, il manque l'information cruciale de la filiation des enfants. Nous avons expliqué *supra* en quoi cette information est importante, puisqu'elle permet de déterminer, lorsqu'un (ou les deux) parent(s) est (sont) divorcé(s), si l'enfant est le fruit de l'union actuelle (dans ce cas ce n'est pas un enfant de parent divorcé) ou le fruit d'une union précédente qui a pris fin par un divorce (c'est seulement dans ce cas que l'enfant est considéré comme un enfant de parent divorcé, bénéficiaire potentiel d'une pension alimentaire). Du fait de cet inconvénient majeur, nous n'avons pas poussé très loin nos investigations statistiques à partir de Budget de Famille. Nous présentons simplement un tableau comparatif (n°6) entre les deux sources.

Tableau 6 : types de ménages et niveaux de vie moyens selon deux sources d'enquête

Statuts matrimoniaux de la personne de référence et son éventuel(le) conjoint(e)	Panel Communautaire de Ménages 1994			Enquête Budget de Famille 1994-95		
	Nombre de ménages	Structure en %	Niveau de vie mensuel moyen ⁽¹⁾	Nombre de ménages	Structure en %	Niveau de vie mensuel moyen ⁽¹⁾
Ménage sans enfant mineur	4801	65,4	1179	6353	63,3	1344
Homme célibataire	7	0,1	631	5	0,0	497
Homme marié (séparé)	7	0,1	1.927	4	0,0	2.067
Homme veuf	7	0,1	790	6	0,1	1.322
Femme célibataire	91	1,2	681	123	1,2	851
Femme mariée (séparée)	19	0,3	791	36	0,4	696
Femme veuve	33	0,4	918	33	0,4	893
Ménages monoparentaux	164	2,2	798	207	2,1	861
H + F célibataires	210	2,9	975	339	3,4	1.118
H + F marié(e)s	1.920	26,1	1.072	2.788	27,8	1.277
H célibataire + F veuve	3	0,0	828	-	-	-
H célibataire + F mariée (sép.)	-	-	-	8	0,1	1.016
H marié (sép.) + F célibataire	-	-	-	11	0,1	1.190
H marié (sép.) + F veuve	-	-	-	2	0,0	1.215
H veuve + F célibataire	-	-	-	2	0,0	637
Ménages biparentaux	2.133	29,1	1.062	3.150	31,3	1.259
Ensemble des ménages avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence ou conjoint non divorcés	2.297	31,3	1.043	3.357	33,4	1.235
Homme divorcé	16	0,2	1.038	22	0,2	1.127
Femme divorcée	138	1,9	727	180	1,8	866
Ménages monoparentaux	154	2,1	759	202	2,0	893
H + F divorcés	33	0,4	1.031	37	0,4	1.222
H divorcé + F célibataire	24	0,3	1.197	39	0,4	1.407
H divorcé + F mariée (sép.)	1	0,0	2.089	5	0,0	1.581
H divorcé + F veuve	3	0,0	1.005	4	0,0	1.200
H célibataire + F divorcée	27	0,4	990	34	0,3	972
H marié (sép.) + F divorcée	2	0,0	1.416	3	0,0	1.195
H veuf + F divorcée	1	0,0	565	4	0,0	717
Ménages biparentaux	91	1,2	1.077	126	1,3	1.211
Ensemble des ménages avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence et/ou conjoint divorcé(s)	245	3,3	874	328	3,3	1.017
ENSEMBLE	7.344	100	1.126	10.038	100	1.297

Sources : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; Enquête Budget de Famille 1994-1995 (INSEE) ; calculs par nos soins.

(1) : en euros.

Dans ce tableau n° 6 sont mentionnés, d'abord, les effectifs et la structure de l'échantillon de ménages selon les statuts matrimoniaux de la personne de référence et de son/sa conjoint(e) (colonnes 1 et 2), puis, les montants moyens du niveau de vie mensuel²⁵ des différentes catégories de ménages (colonnes 3). Le tableau est structuré de manière à séparer les ménages, d'une part, selon qu'il y a ou non au moins un enfant mineur dans le ménage et, d'autre part, selon que l'une des personnes de référence (chef de ménage ou conjoint(e) éventuel(le)) est ou n'est pas divorcé(e)²⁶. Pour autant, comme nous l'avons vu *supra*, cette distinction n'est pas satisfaisante pour notre objet, car on sait que parmi le groupe des ménages « divorcés » certains ne contiennent aucun enfant pouvant donner lieu au versement d'une pension alimentaire (parce qu'ils sont de l'union actuelle et non de la précédente).

L'enjeu de ce tableau est donc plus de valider les résultats obtenus à partir du Panel Communautaire de Ménages (car parfois, on peut douter de leur validité lorsqu'ils reposent sur des effectifs faibles), que de mener une analyse spécifique et complémentaire à celle déjà présentée dans le paragraphe précédent.

Du point de vue de la répartition selon les différentes catégories de ménages, on observe une très grande similitude entre les deux sources ; cela n'appelle donc pas d'autres commentaires. Du point de vue des montants moyens de niveau de vie, on s'aperçoit que, en valeur, les moyennes calculées à partir de Budget de Famille sont un peu plus élevées. Cela peut provenir, d'une part, du décalage temporel des deux collectes puisque celle de Budget de Famille est plus tardive de quelques mois. D'autre part, la variable de revenu que nous avons utilisée ici n'est pas collectée de la même manière. Dans le cas du Panel Communautaire de Ménages, il s'agit d'une évaluation globale mensuelle ; dans le cas de Budget de Famille, nous avons utilisé un total construit par addition des différents montants déclarés type par type de ressources.

Tableau 7 : indicateurs de niveaux de vie relatifs de différents types de ménages selon deux sources de données

Statuts matrimoniaux de la personne de référence et son éventuel(le) conjoint(e)	Niveau de vie moyen mensuel en base 100 ⁽¹⁾	
	Panel Communautaire de Ménages 1994	Enquête Budget de Famille 1994-95
<i>Ménage sans enfant mineur</i>	104,7	103,6
Ménages monoparentaux avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence non divorcée	70,8	66,3
Ménages biparentaux avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence et conjoint non divorcés	94,3	97,0
<i>Total des ménages avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence et conjoint non divorcés</i>	92,6	95,2
Ménages monoparentaux avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence divorcée	67,4	68,9
Ménages biparentaux avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence et/ou conjoint divorcé(s)	95,6	93,3
<i>Total ménages avec enfant(s) mineur(s) et personne de référence et/ou conjoint divorcé(s)</i>	77,6	78,4
ENSEMBLE	100	100

Sources : Panel Communautaire de Ménages – France (INSEE), première vague (1994) ; Enquête Budget de Famille 1994-1995 (INSEE) ; calculs par nos soins.

(1) : base 100 par rapport à la moyenne de l'ensemble.

²⁵ Le mode de calcul du niveau de vie est identique dans les deux sources (cf. *supra*).

²⁶ Une distinction est également faite pour séparer les ménages monoparentaux des ménages en couple.

En structure relative, comme le montre le tableau n°7, les écarts à la moyenne générale sont un peu différents d'une source à l'autre ; en particulier, avec l'enquête Budget de Famille ce ne sont pas, à l'inverse de ce qu'indiquent les données du Panel Communautaire de Ménages, les ménages monoparentaux avec enfant(s) de parent divorcé qui sont en moyenne les plus pauvres, mais les ménages monoparentaux sans enfant de parent divorcé. Ce résultat irait dans le sens des éléments descriptifs présentés dans la section précédente. En effet, nous avons souligné que les mères ayant été mariées (qu'elles soient divorcées ou séparées) étaient caractérisées par un taux d'emploi plus élevé que celui des autres familles monoparentales.

Conclusion du chapitre 1

La revue de littérature et les traitements statistiques complémentaires effectués permettent de dégager plusieurs résultats concernant la situation socio-économique des enfants et des parents (gardiens ou non gardiens) lorsque ces derniers ont divorcé.

Le premier constat qui ressort d'une lecture de la littérature relative à la France, c'est qu'il n'existe pas de source de données française véritablement adéquate sur le sujet, c'est-à-dire une source permettant à la fois d'identifier de manière exhaustive cette population d'intérêt, de mesurer, simultanément pour les ménages des deux ex-conjoints, le niveau de vie et, d'évaluer l'impact, sur ce niveau de vie, des pensions alimentaires versées aux enfants. Ainsi, par exemple, avec les enquêtes que nous avons mobilisées, il ne nous a pas été possible de mener une analyse statistique de la situation socio-économique des ménages de parents non gardiens et ce, du fait que cette sous-population constitue, dans l'échantillon, un sous-groupe dont les effectifs sont insuffisants pour élaborer des statistiques fiables.

Néanmoins, l'exploitation des données statistiques effectuée, sur la base du Panel Communautaire de Ménages et de l'enquête Budget des Familles, nous a permis de dégager un certain nombre de résultats.

(1) Les ménages dans lesquelles vivent des enfants de parents divorcés (familles monoparentales ou familles recomposées) auraient en moyenne, d'après les deux sources utilisées, le plus faible niveau de vie monétaire (comparativement, d'une part, aux ménages avec enfant(s) mineur(s) mais sans enfant de parents divorcés et, d'autre part, aux ménages sans enfant(s) mineur(s)).

(2) Le taux de perception de pensions alimentaires par les familles de parents gardiens serait relativement modeste (inférieur à un ménage sur deux).

(3) Enfin, il est difficile, à partir des résultats fournis par l'exploitation des données du Panel Communautaire de Ménages et de l'enquête Budget des Familles, de dresser un diagnostic clair quant au degré d'efficacité des pensions alimentaires. Certes, les résultats (1) et (2) pourraient suggérer que les pensions alimentaires ne soient pas efficaces au sens où elles ne rempliraient pas correctement leur fonction de garantie d'un niveau de vie minimum. Cette hypothèse semble d'ailleurs être renforcée par le fait que, d'après les données du Panel Communautaire de Ménages, dans le cas des familles recomposées avec enfant(s) de parents divorcés, le gain en termes de niveau de vie, du fait de la perception d'une pension alimentaire, est très modeste. Cependant, on remarque, toujours selon la même source, que les ménages monoparentaux avec enfant(s) de parents divorcés – qui sont les ménages les plus pauvres – sont également les ménages qui voient leur niveau de vie croître le plus grâce aux pensions alimentaires. Ce dernier résultat inciterait alors à penser que, pour cette catégorie de ménages, d'autres facteurs explicatifs devraient être recherchés pour pouvoir faire la part, dans la détermination du niveau de vie, entre ces

facteurs et le rôle spécifique de la pension alimentaire. Quoiqu'il en soit, tous ces résultats mériteraient d'être confirmés par des travaux statistiques complémentaires, notamment parce que la source utilisée ici est loin d'être satisfaisante. Par exemple, rappelons que, dans le questionnaire du Panel Communautaire de Ménages, l'interrogation relative aux pensions alimentaires inclut l'ensemble des pensions alimentaires quel que soit leur type, et non les seules pensions alimentaires destinées aux enfants dans le cadre d'un divorce.

Au total, selon les deux sources exploitées, les familles où vivent un parent divorcé et son/ses enfant(s) semblent être les familles financièrement les plus modestes. Même s'il est vrai que l'impact des pensions alimentaires, quand celles-ci sont versées, sur le niveau de vie de ces familles reste difficile à mesurer avec les sources disponibles, il n'en reste pas moins que l'absence d'une pension alimentaire ou le bénéfice d'une pension d'un montant très modéré ne peuvent que contribuer à maintenir les familles de parents gardiens au bas de l'échelle des niveaux de vie. Dès lors, on pourrait attendre de la mise en place d'un barème de pensions alimentaires une efficacité accrue quant au paiement de pensions alimentaires suffisantes.

Comme nous venons de le rappeler, la littérature économique, en France, est peu disserte sur cette question d'efficacité des pensions alimentaires (du fait du manque de source statistique notamment). Il en est de même, sinon plus, de l'analyse de l'équité des pensions alimentaires. Pour aborder empiriquement cette seconde question, faute de résultats publiés et faute de données adéquates, nous avons réalisé notre propre collecte de données. Il s'agit à présent, dans le chapitre 2, d'examiner, à partir de ces données originales, dans quelle mesure la diversité des pratiques des juges pourrait constituer une forme d'iniquité, iniquité qui justifierait alors la mise en œuvre d'un barème garantissant plus d'équité.

CHAPITRE 2. LA DIVERSITÉ DES PRATIQUES DES JAF EN MATIÈRE DE FIXATION DE PENSIONS ALIMENTAIRES

L'objet de ce chapitre est de répondre aux deux questions suivantes : d'abord, dans quelle mesure les décisions de justice relatives à la fixation de pensions alimentaires pour enfants sont-elles semblables d'un juge à l'autre ? Puis, si l'équité n'est pas totale sous cet angle, peut-on identifier les causes de cette absence d'équité, c'est-à-dire trouver les facteurs de variabilité des pensions selon les JAF pour un même enfant ?

Avant de rendre compte de nos résultats concernant ces deux questions, nous présentons la base de données originale sur laquelle nous nous sommes appuyés pour rendre compte de l'hétérogénéité des pratiques des JAF en matière de fixation de pensions alimentaires.

Section 1. Présentation des données empiriques collectées

Comme nous venons de l'indiquer, notre objectif est ici de mieux comprendre les pratiques des juges en matière de fixation de pensions alimentaires pour enfants. Pour fonder nos analyses sur des éléments relativement objectifs, nous avons opté pour une procédure de type expérimental (par opposition au recours à une enquête classique, plus subjective, qui aurait consisté à demander aux juges quelles sont leurs pratiques). Le caractère expérimental de nos données tient au fait que nous nous appuyons sur les montants de pensions alimentaires que des juges ont fixés pour le même enfant. Mais, pour tenir compte de la diversité des situations des familles concernées, ce n'est pas un seul mais une trentaine de dossiers (correspondant à 55 enfants au total) qui ont été proposés à l'ensemble des juges participant au protocole. Ces dossiers ne sont pas des cas fictifs mais ils ont été sélectionnés au sein des 399 affaires réelles dont nous nous servirons ailleurs dans ce rapport, pour d'autres analyses. Par conséquent, avant d'expliquer dans le détail la construction de nos données expérimentales, nous commencerons par présenter la base de données réelles dont sont issus les cas types que nous avons soumis aux juges.

§ 1. La constitution de la base de données administratives

Notre objectif a été de construire une base de données *ad hoc* afin de recueillir des informations nous permettant :

- d'une part, d'estimer dans quelle mesure la fixation des pensions alimentaires est – ou n'est pas – hétérogène entre juges, *ceteris paribus* ; pour effectuer le traitement statistique de cette question, il est souhaitable d'avoir au moins quelques milliers d'observations de type juge*enfant
- d'autre part, et surtout, de collecter les caractéristiques détaillées d'un grand nombre de dossiers de divorces avec fixation de pension alimentaire, de manière à utiliser ces caractéristiques pour simuler différents barèmes (à imaginer) de pensions alimentaires. Simuler différents scénarios de barèmes à partir de cas réels est, nous semble-t-il, plus satisfaisant que de devoir les simuler à partir de cas-types construits de manière totalement artificielle par le chercheur. Pour réaliser ces exercices de simulation (sans réelle recherche de représentativité statistique à des fins d'extrapolation), on peut se contenter de moins d'observations (200 à 300 observations par exemple).

Compte tenu de ce double objectif, une réflexion méthodologique préalable a dû être menée sur la façon de construire la base de données ; une fois cette étape terminée, il a été possible de procéder à la collecte des données.

1.1. Les questions méthodologiques situées en amont de la construction de la base de données

Nous nous sommes interrogés sur les informations que nous voulions recueillir ainsi que sur le type de protocole de collecte de données à mettre en œuvre pour obtenir ces informations.

1.1.1. Les informations pertinentes à recueillir

Nous avons considéré que nous cherchions, pour un échantillon de couples engagés dans une procédure de divorce et ayant un ou des enfants donnant lieu à fixation de pensions alimentaires, des informations relevant des huit thématiques suivantes²⁷ :

- A) Les caractéristiques socio-démographiques des familles concernées par le divorce
- B) Les caractéristiques économiques (revenus, en particulier) des familles concernées par le divorce
- C) Les charges spécifiques liées à l'entretien de l'enfant concerné par la pension alimentaire
- D) L'exercice de l'autorité parentale
- E) Les principales caractéristiques juridiques du divorce
- F) Les points de vue des parties (tels qu'ils sont perçus par le juge) en matière de fixation de pension alimentaire
- G) Les critères pris en considération par le juge dans la fixation de la pension alimentaire
- H) Les caractéristiques individuelles du juge

1.1.2. Quel protocole de collecte retenir pour recueillir ces informations ?

Il s'agit ici de présenter les différents protocoles d'enquête qui ont été envisagés pour recueillir cette information (b), puis de justifier le choix du protocole que nous avons finalement retenu (a).

a) Les différents protocoles envisageables

La principale question posée était la suivante : Quels sont les acteurs du système judiciaire susceptibles de détenir l'information pertinente pour notre étude ?

²⁷ Ces huit thématiques ont été détaillées dans le rapport intermédiaire remis en septembre 2002.

Trois acteurs apparaissent susceptibles de détenir cette information : le juge, le greffier et les avocats du couple. Mais détiennent-ils tous l'ensemble de l'information recherchée ? Dans quelle mesure, ensuite, l'accès à cette information (sous une forme anonyme naturellement) est-il possible ?

Plusieurs protocoles de collecte d'information ont été envisagés. Pour sélectionner le meilleur, il convient de s'assurer qu'il permet d'obtenir trois types d'informations pertinentes :

- les informations décrivant de manière détaillée la situation du couple qui divorce et la décision, en matière de pension alimentaire, qui a été prise (questions des catégories A à F *supra*) ; ces informations devraient être systématiquement recueillies (c'est-à-dire qu'elles soient ou non utilisées dans la procédure de divorce) ;
- les informations décrivant le comportement du juge pour traiter le dossier de divorce en question (cf. questions de la catégorie G) : quels paramètres le juge a-t-il pris en compte pour fixer la pension alimentaire ;
- les informations caractérisant le juge (cf. questions de la catégorie H) ; ces informations ne sont pas particulières au dossier de divorce en question, mais sont communes à tous les dossiers relatifs à un même juge.

Cette décomposition de l'information en trois types montre que si les informations ne sont pas collectées auprès du juge, alors seules celles du premier type (A à F) et peut-être quelques questions de la série H peuvent être obtenues.

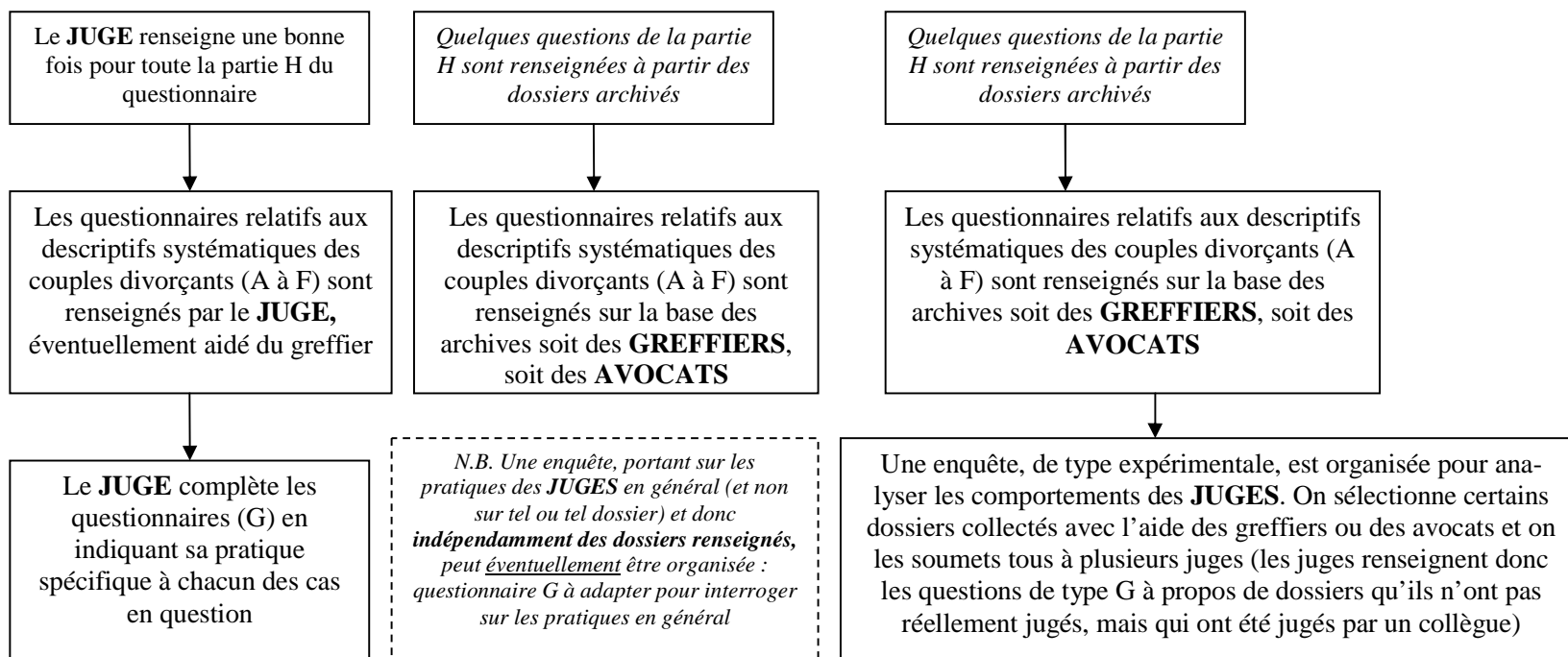
Dernière considération à prendre en ligne de compte : dans tous les protocoles envisageables, deux modes de collecte sont envisageables. Le premier est prospectif (on renseigne un questionnaire parallèlement à la procédure judiciaire, donc à propos de divorces en cours), le second est rétrospectif (on renseigne le questionnaire à partir des dossiers archivés et donc à propos d'anciens divorces). Dans la procédure rétrospective on ne peut collecter que ce qui est effectivement archivé ; dans la procédure prospective, on peut mettre en place une collecte spécifique à notre problématique (collecter des informations qui ne le seraient pas si l'on n'effectuait pas cette recherche).

Le schéma suivant résume les trois protocoles que nous avons envisagés :

- le premier a le juge pour interlocuteur unique et la procédure est prospective ;
- le deuxième peut être mené auprès des greffiers ou des avocats et est de nature rétrospective ;
- le troisième recourt, dans un premier temps, aux greffiers ou aux avocats et, dans un second temps, au juge ; il est rétrospectif.

Envisageons maintenant les avantages et inconvénients qui ont justifié le choix du protocole finalement retenu.

Trois protocoles envisageables



Protocole 1 :
10 juges volontaires renseignent, de manière *prospective*, chacun une centaine de dossiers (**1000 observations réelles** au total)

Protocole 2 :
10 greffiers ou avocats volontaires ouvrent leurs archives pour renseigner, de manière *rétrospective*, chacun une centaine de dossiers (**1000 observations réelles** au total)

Protocole 3 :
6 greffiers ou avocats volontaires ouvrent leurs archives pour renseigner, de manière *rétrospective*, chacun une trentaine de dossiers typiques (**200 observations réelles** au total). Une série de 30 dossiers typiques est sélectionnée et soumise chacune à 30 juges volontaires (**1000 observations expérimentales** au total)

b) Sélection du (meilleur ?) protocole

Sont présentés ci-dessous les arguments qui ont amené à rejeter certains protocoles et à en retenir un.

Les protocoles non sélectionnés

Il a semblé essentiel de sonder différents acteurs intervenant dans le règlement des affaires de divorce (juges aux affaires familiales, avocats, médiateurs...) ²⁸ afin d'évaluer la pertinence de nos interrogations et du protocole de collecte à mettre en oeuvre pour obtenir toutes les informations désirées. Les différents entretiens menés avec ces différents acteurs nous ont permis d'éliminer certaines pistes, tant en ce qui concerne les acteurs de la procédure judiciaire à solliciter pour obtenir l'information que le type de protocole à mettre en oeuvre.

Le premier protocole était relativement séduisant dans la mesure où il permettait, en raison de son caractère prospectif, de recueillir, du moins en théorie ²⁹, le maximum d'informations sur les couples engagés dans une procédure de divorce. Cela étant, ce type de protocole avait pour faiblesse d'introduire un biais éventuel dans les décisions qu'auraient prises les juges en matière de fixation de pension alimentaire. En effet, la liste de nos questions pouvait amener les juges à prendre en considération dans leur jugement des informations qu'ils n'auraient pas pris en compte habituellement.

Il est apparu par ailleurs que ce protocole n'était pas opérationnel. En effet, les JAF supportant déjà une lourde charge de travail, il n'était pas concevable de leur demander de renseigner, pour une centaine de dossiers en cours, un questionnaire de plusieurs pages.

La piste consistant à demander aux avocats d'ouvrir leurs archives a également été mise de côté, et ce, en raison de contraintes de différentes natures :

- Une contrainte logistique : les dossiers archivés ne le sont pas forcément dans le cabinet de l'avocat. En effet, par manque de place, ces dossiers peuvent être entreposés dans une annexe située loin du cabinet de l'avocat. Dès lors pour pouvoir consulter ces dossiers, il faut demander à ce qu'ils soient rapatriés. Ce rapatriement n'étant pas gratuit, la constitution de notre base de données aurait impliqué des coûts supplémentaires non prévus dans le budget.
- Une contrainte d'information : nous cherchons à recueillir de l'information à la fois sur le parent gardien et sur le parent non gardien. Or l'avocat ne défend en général les intérêts que d'une seule partie ; de ce fait, il ne dispose que d'informations parcellaires sur l'autre partie, c'est-à-dire uniquement les documents qui sont versés au dossier du juge. Par conséquent, les dossiers des avocats ne permettent pas a priori d'avoir toute l'information sur la partie adverse. Par ailleurs, et c'est sans doute la principale contrainte, il est apparu que parfois toutes les informations relatives à la partie défendue ne sont pas consignées dans le dossier. En effet, lorsque l'avocat est pressé

²⁸ Nous avons notamment sollicité Monsieur DOMINIQUE MARTIN-SAINT-LEON, ancien JAF au TGI de Mulhouse et actuellement Vice-Président du TGI de Mulhouse, avec lequel nous avons déjà des contacts en raison de notre participation commune aux groupes de réflexion mis en place par la Mission de recherche Droit et justice concernant la fixation des pensions alimentaires des enfants. Nous avons par ailleurs rencontré Madame Vallet, JAF au TGI de Nancy. Des contacts ont également été pris avec des avocats.

²⁹ En effet, il faudrait pour cela que les parties acceptent de répondre à l'ensemble des questions qui leur seraient posées.

par le temps il peut se contenter de prendre connaissance des informations uniquement par oral pour rédiger la conclusion qu'il remettra au juge. Dès lors, ces informations n'apparaissent pas *ex post* dans les dossiers archivés.

- Une contrainte de temps : les informations contenues dans les dossiers des avocats sont riches, mais elles ne sont pas toujours classées ; par ailleurs, les pièces sont très disparates (notes manuscrites de l'avocat, pièces justificatives –factures, feuilles de paie, etc.–, conclusions rédigées pour le juge, etc.). Par conséquent, le recueil des informations qui nous intéressent impliquerait un temps d'exploitation trop long compte tenu de la durée de notre contrat.

Il nous a donc semblé que le recours aux archives des avocats se heurtait à trop de contraintes pour pouvoir être retenu.

La solution consistant à demander aux greffiers d'ouvrir des archives judiciaires de leurs tribunaux respectifs aurait pu être une bonne piste. En effet, à la différence des dossiers des avocats qui sont très fournis, et donc très longs à exploiter, les dossiers archivés des tribunaux comportent moins de pièces (les pièces justificatives sont renvoyées aux parties, une fois le dossier archivé) et celles-ci sont dactylographiées. Ce type de dossier est donc a priori plus rapide à exploiter. Cela étant, comme les juges, les greffiers sont des acteurs de la procédure judiciaire forts occupés. Il n'était donc pas réaliste de leur demander de nous fournir une centaine de dossiers. Cette contrainte matérielle excluait le protocole numéro deux.

En revanche, le troisième protocole, en faisant baisser la contrainte relative au nombre de dossiers, permettait d'envisager de contacter les greffiers pour pouvoir accéder aux archives judiciaires.

Le protocole retenu

Le protocole qui a été retenu s'inspire en fait des protocoles deux et trois. En effet, notre base de données a été réalisée à partir de l'accès à des dossiers de divorce tirés d'archives judiciaires. La démarche rétrospective des protocoles deux et trois a donc été retenue. En revanche, en raison de la lourdeur de la collecte, ce n'est pas un millier de dossiers (cf. protocole 2) qui ont été sélectionnés mais environ 400. Pour cette raison, c'est l'option du protocole 3 qui a été choisie, c'est-à-dire celle consistant à retenir un protocole d'enquête expérimental consistant à soumettre à plusieurs juges une trentaine de dossiers sélectionnés parmi notre base de données ; les quelques milliers d'observations étant obtenues ici de manière artificielle grâce à la possibilité donnée par ce type de protocole de faire traiter une même affaire plusieurs dizaines de fois, par des juges différents.

Le choix de cette solution intermédiaire s'explique par la possibilité offerte par DOMINIQUE MARTIN-SAINT-LEON, actuel Vice-Président du TGI de Mulhouse et ancien JAF au TGI de Mulhouse, d'accéder aux archives relatives aux dossiers de divorce du TGI de Mulhouse. Cette proposition présentait un triple avantage :

- d'abord, pour les raisons énoncées ci-dessus, les archives judiciaires semblaient plus simples à traiter que les archives des avocats ;
- ensuite, en raison de l'utilisation du logiciel JAF 2000 par un certain nombre de JAF du TGI de Mulhouse, une partie des dossiers de divorce avaient comme atout d'être relativement riches en informations³⁰. Outre les renseignements relatifs à l'état civil des parties, les informations relatives aux revenus et aux charges étaient relativement bien renseignées, du moins pour les

³⁰ Malgré la richesse de ces dossiers, ces derniers ne permettent pas de renseigner toutes les informations que nous mentionnions comme souhaitables dans le rapport intermédiaire.

dossiers à caractère contentieux (cf. *infra*). En effet, le logiciel JAF 2000, qui a pour spécificité de calculer un montant de pension alimentaire en fonction d'un certain nombre de paramètres démographiques et économiques, implique que les revenus et les charges des parties soient renseignés.

- Enfin, et surtout, M. DOMINIQUE MARTIN-SAINT-LEON proposait l'aide logistique des deux assistantes de justice du TGI de Mulhouse. Leur soutien nous permettait alors d'envisager de collecter plusieurs centaines de dossiers dans un délai raisonnable³¹.

1.2. La constitution de la base de données

Il s'agit à présent de présenter les critères qui ont guidé notre sélection de dossiers parmi l'ensemble des dossiers de divorce mis à notre disposition par le TGI de Mulhouse.

Dans le cadre de notre recherche, nous avons choisi de restreindre notre étude à une population particulière, à savoir celle constituée par les dossiers de divorce dans lesquels une ou des pension(s) alimentaire(s) pour enfants étaient susceptibles d'être fixées (en raison de la présence d'enfant mineur ou majeur encore à charge), et ce, uniquement dans le cas des couples mariés et des cas de fixation initiale de pensions. De ce fait, ont donc été exclus de notre sélection :

- les dossiers de divorce dans lesquels il n'y a pas d'enfants
- les dossiers de divorce dans lesquels les enfants sont majeurs et ne sont plus scolarisés
- les dossiers des familles naturelles
- les dossiers de révision de pension alimentaire pour enfants après que le JAF a prononcé son jugement.

Nous avons également choisi de ne retenir que les dossiers qui avaient donné lieu à la prononciation d'un jugement définitif de la part du JAF, ce qui impliquait le rejet des dossiers qui en étaient restés au stade des mesures provisoires³² en raison de la suspension de la requête, du décès de l'un des conjoints, etc. La raison ayant justifié notre choix est de nature technique. En effet, il est apparu que les informations contenues dans le dossier des mesures provisoires et dans celui du jugement définitif étaient complémentaires. Ne détenir que le dossier des mesures provisoires impliquait pour nous une perte d'informations relatives au dossier.

Sur cette base, il s'est agi de déterminer le nombre de dossiers à sélectionner. Là encore, une contrainte technique a guidé notre choix. Parmi les dossiers de divorce, on distingue les dossiers à caractère non contentieux et les dossiers à caractère contentieux. Les dossiers de la première catégorie sont caractérisés par le fait qu'ils contiennent très peu d'informations socio-économiques sur les parties dans la mesure où les parents étant d'accord sur tous les points, le juge n'a qu'à homologuer leur accord. En revanche, les dossiers de la seconde catégorie sont beaucoup plus riches en information en raison de la nécessité pour le juge d'avoir des éléments d'information pour pouvoir prendre une décision. En moyenne, on compte un dossier contentieux pour un dossier non contentieux. Dans la mesure, où nous

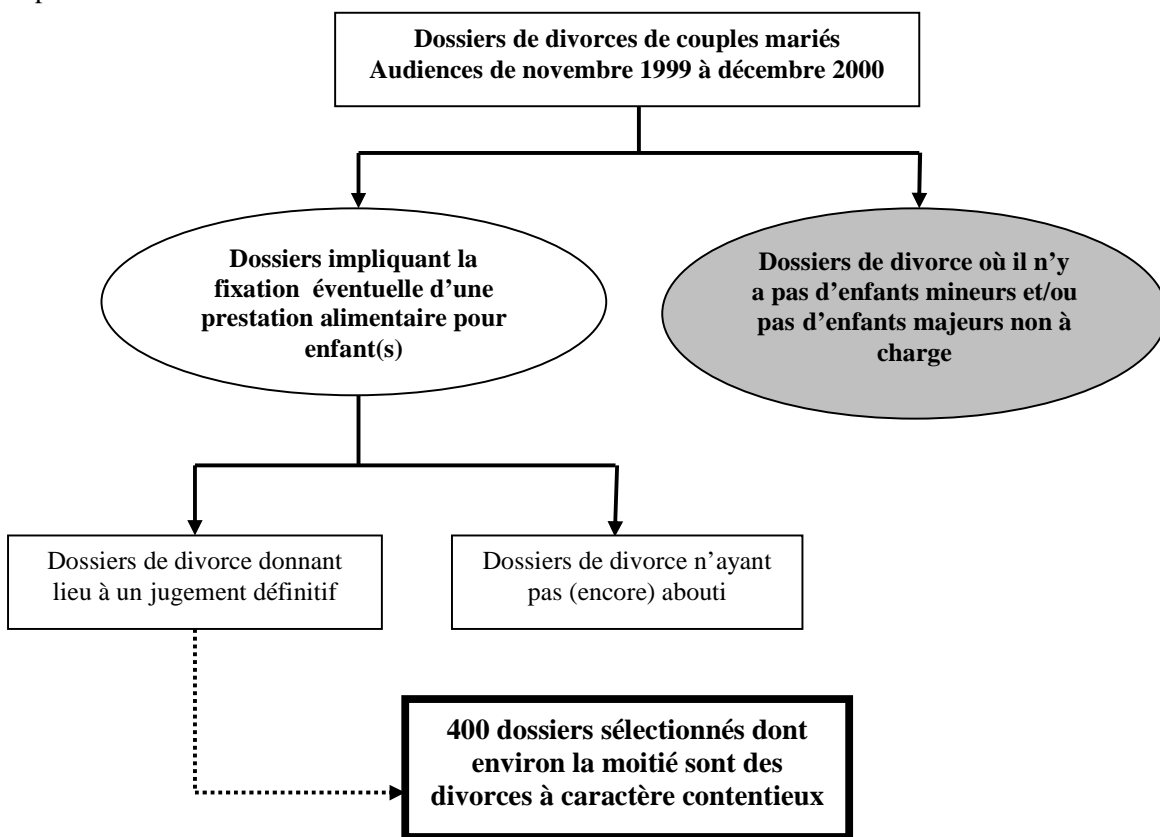
³¹ Nous tenons ici à remercier particulièrement M^{me} LANGLAIS-DEPARDIEU et M^{me} VENTRICE, sans la participation de qui la collecte de des dossiers n'aurait pas pu s'effectuer dans d'aussi bonnes conditions et aussi rapidement. En effet, il avait été prévu initialement que seule M^{me} KHELIFI, vacataire recrutée dans le cadre de ce projet, réalise la collecte des données.

³² La procédure de divorce se déroule en deux temps. Tout d'abord, le juge établit des mesures provisoires concernant les questions relatives par exemple à la garde des enfants, à la pension alimentaire à verser, etc. Quelques mois plus tard, le juge prononce le jugement définitif concernant ces différentes questions, en prenant en compte s'il y a lieu l'évolution des situations des deux conjoints.

considérations qu'il nous fallait un échantillon d'au moins 200 dossiers bien nourris (cf. *infra*), cela nous a amené à retenir un seuil de 400 dossiers environ.

Pour parvenir à ce seuil, nous avons utilisé les archives des audiences de treize mois consécutifs, en l'occurrence novembre 1999 à décembre 2000³³. Il s'agit des audiences relatives aux affaires de divorce, que celles-ci soient au stade des mesures provisoires ou à celui du jugement définitif. Pour cette raison, les dossiers retenus dans la base peuvent concerner des dossiers de divorce dont le jugement définitif est postérieur à décembre 2000 ; ils peuvent également concerner des dossiers de divorce dont l'ordonnance de non-conciliation est antérieure à novembre 1999.

Au total, sur les 968 affaires de divorce traitées par deux cabinets (sur trois) du TGI de Mulhouse, entre novembre 1999 et décembre 2000, ont été retenus 399 dossiers, soit 41,2% de l'échantillon de départ³⁴.



Les statistiques descriptives de cette base de données constituées par les 399 dossiers de décisions de justice sélectionnés par nos soins ont été reportées en annexe n° 1 pour ne pas alourdir le texte.

³³ La date butoir de décembre 2000 se justifiait par le fait que, à partir de janvier 2001, DOMINIQUE MARTIN-SAINT-LEON, utilisateur principal du logiciel JAF 2000, quittait sa fonction de JAF au TGI de Mulhouse. Autrement dit, le nombre d'utilisateurs de ce logiciel devenait encore plus réduit au-delà de cette date.

³⁴ 29,8% des dossiers n'ont pas été retenus en raison de l'absence d'enfants ; 0,7% ont été éliminés en raison de la présence d'enfants majeurs non à charge des parents ; 11,5% ont été rejetés parce qu'ils ont fait l'objet d'un désistement ; 7,9% ont été éliminés car ils ont été radiés en cours de procédure ; 6,4% ont été mis de côté parce qu'ils n'avaient pas encore été jugés, 1,6% n'ont pas été sélectionnés parce qu'ils avaient été renvoyés à une audience ultérieure ; 0,1% ont été rejetés en raison de leur caractère caduc ; 0,1% ont été mis de côté en raison du rejet de la demande.

§ 2. *La construction de nos données expérimentales*

Comme nous l'avons précédemment indiqué, notre base de données expérimentales est constituée d'observations obtenues de manière artificielle en soumettant à plusieurs dizaines de juges une trentaine de dossiers-types. Dans ce qui suit sont présentés les critères de choix qui nous ont amenés à sélectionner ces dossiers-types ainsi que le protocole d'enquête ayant permis d'obtenir les réponses de plusieurs dizaines de juges.

2.1. Les dossiers-types

Après avoir rappelé les objectifs de notre démarche, puis les contraintes auxquelles nous avons été confrontés, nous présentons et justifions le protocole de sélection de dossiers qui nous a mené aux trente dossiers-types qui ont constitué le matériau d'expérimentation nécessaire à nos investigations.

2.1.1. Objectifs et contraintes quant à la sélection de dossiers

Comme nous l'avons rappelé plus haut, notre objectif est de tenter de mieux comprendre la pratique des juges en matière de fixation de pensions alimentaires pour enfants. Cette interrogation quant à la pratique réelle des juges part d'une hypothèse assez générale selon laquelle, d'une part, *ceteris paribus* il y aurait une certaine hétérogénéité des montants de pensions décidés par les juges et, d'autre part, cette dernière ne serait pas totalement aléatoire. En la matière, schématiquement deux questions générales attirent notre attention. Premièrement, l'hétérogénéité pourrait tenir à certaines particularités des dossiers eux-mêmes (par exemple, les décisions des juges seraient plus hétérogènes lorsque les parents divorcés vivent avec un nouveau conjoint que lorsqu'ils vivent seuls). Deuxièmement, toutes choses égales par ailleurs, certains juges pourraient s'écarter assez systématiquement des décisions « standards » (au sens des décisions partagées par le plus grand nombre de juges). En d'autres termes, nous partons d'une hypothèse selon laquelle certains types de dossiers de divorce sont plus propices à une plus grande hétérogénéité dans les décisions des juges. Il nous faut donc sélectionner des dossiers différents pour rendre compte de cette diversité d'hétérogénéité. Prendre en compte toute la diversité des dossiers nécessiterait de sélectionner un grand nombre de dossiers. Or, une contrainte forte pèse sur la procédure : le nombre de dossiers à présenter aux juges qui participeront à l'expérimentation doit être limité (un nombre trop important désinciterait, en effet, les juges à participer à l'expérimentation). Nous avons opté pour un nombre maximum de 30 dossiers. La seconde contrainte tient au fait que les paramètres des dossiers sont issus de documents administratifs et ne contiennent donc qu'une sélection d'informations. C'est donc uniquement sur cette sélection d'informations que peuvent porter les critères guidant la prise en compte de la diversité. Ceci constitue bien évidemment une limite à l'exercice, car ne pourront pas être pris en compte des éléments de diversité relevant de caractéristiques plus qualitatives de ces dossiers de divorce, caractéristiques qu'un juge peut prendre en considération lors de sa décision mais qui n'apparaissent pas dans le dossier administratif. La troisième contrainte est une contrainte de calendrier. Pour pouvoir tester la pertinence de notre sélection de dossiers auprès de spécialistes, avec un délai raisonnable entre ce test et le lancement de l'expérimentation fin septembre 2002, il fallait que la sélection soit menée en juillet ; or, à cette date, notre base de cas réels, transmis par le tribunal de Mulhouse et saisis

par nos soins, n'était qu'en cours de constitution. La sélection n'a donc pu être réalisée que sur le premier lot de dossiers saisis et donc sur un nombre assez limité de cas³⁵.

Pour mener cette sélection de dossiers-types, nous avons retenu plusieurs principes. Premièrement, nous voulions que dans cette sélection apparaissent des dossiers « classiques ». Deuxièmement, nous souhaitions que soient également sélectionnés des dossiers plus particuliers, car ce sont peut-être ces particularismes qui expliquent la plus grande hétérogénéité. Enfin, troisièmement, nous voulions pouvoir opposer des dossiers qui sont assez similaires sauf sur l'un des critères et ce, de manière à pouvoir mettre en lumière l'éventuel effet particulier de ce critère. Compte tenu des trois contraintes évoquées plus haut, ces trois principes n'ont pu être respectés de manière stricte, mais ils ont guidé notre procédure de sélection.

2.1.2. Les critères retenus pour caractériser les dossiers

Les critères que nous avons retenus devaient tout d'abord apparaître dans les dossiers réels que nous avons saisis et, ensuite, ne pas être entachés de données manquantes dans une proportion importante. Naturellement, il s'agit de critères qui montrent une certaine variance puisque l'objectif est de caractériser des dossiers différents. Neuf critères de diversité ont été retenus initialement :

- le nombre d'enfants
- le revenu du père
- le revenu de la mère
- le fait que le père vive seul ou en couple
- le fait que la mère vive seule ou en couple
- le fait que la résidence principale des enfants d'une même famille soit ou non la même
- le fait qu'un élément très particulier soit ou non renseigné dans le dossier
- le fait que le dossier soit ou non détaillé quant aux revenus et charges
- le fait que les parents proposent ou non de commun accord un montant de pension alimentaire.

2.1.3. La procédure de sélection des cas-types

Compte tenu du petit nombre de dossiers à notre disposition, croiser simultanément ces neuf critères n'était pas possible. Nous avons donc opté pour une procédure en plusieurs étapes.

a) Première étape : la sélection des cas typiques

La première étape consiste à sélectionner des dossiers différents du seul point de vue des deux principaux critères que sont le nombre d'enfants et le niveau de revenus des parents. Dans cette étape, deux de nos principes de sélection sont mis en avant : sélectionner des dossiers « classiques » et sélectionner des dossiers qui s'opposent du point de vue d'un seul critère. Pour s'assurer qu'il ne s'agit pas de dossiers particuliers, nous avons alors exclu, de cette première étape, les dossiers comportant les

³⁵ La sélection repose sur un lot d'environ 200 dossiers saisis début juillet. Mais de ces dossiers, nous avons éliminé ceux relatifs à des divorces à caractère non contentieux dans la mesure où les parties étant d'accord sur l'ensemble des points de leur divorce ce type de dossiers ne contient que très peu d'informations sur les caractéristiques socio-économiques des parties. Au total, la sélection porte alors sur un ensemble de 123 dossiers.

particularités suivantes : père et/ou mère vivant en couple (10 cas), enfants ne partageant pas la même résidence principale (2 cas), nombre élevé d'enfants (7 cas), dossiers contenant une particularité (7 cas). C'est donc parmi les 97 dossiers restants que la première sélection a été effectuée. Enfin, c'est tout simplement le critère statistique qui a guidé notre choix : un type de dossier typique (« classique ») étant, selon cette logique statistique, un type plus fréquent que les autres dans la base de données.

Les deux critères de caractérisation des dossiers sont donc à ce stade :

- le nombre d'enfants donnant lieu à pension alimentaire ; nous avons distingué deux catégories : un enfant *versus* deux ou trois enfants³⁶ ;
- le niveau de revenus des parents ; nous avons construit quatre classes de revenus pour chacun des deux parents : revenu nul, revenu positif mais inférieur à 1 SMIC, de 1 à 2 SMIC, plus de 2 SMIC³⁷. Au total, par croisement des revenus du père et de la mère, nous obtenons donc huit types de combinaisons de revenus. Comme l'illustrent les tableaux suivants, cette combinatoire peut être présentée suivant trois niveaux : revenus modestes, revenus moyens, revenus élevés. Pour chacun de ces trois niveaux, nous observons alors les fréquences et choisissons un dossier-type parmi les cas les plus fréquents.

Tableau 1 : Revenus modestes

	Mère : R < 1 Smic Père : R < 1 Smic		Mère : R < 1 Smic Père : R = 0		Mère : 1 Smic < R < 2 Smic Père R = 0		Mère : R = 0 Père : 0 < R < 1 Smic		Mère : R = 0 Père : 1 Smic < R < 2 Smic	
	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3
Effectifs dans la base	2	5	0	1	2	1	1	2	4	2
Décision	Choisir 1 cas sur 2	Choisir 1 cas sur 5							Choisir 1 cas sur 4	Choisir 1 cas sur 2

Selon le critère des effectifs qui guide notre principe de sélection de dossiers typiques, nous sélectionnons donc les deux types de combinaison de revenus les plus fréquents (première et dernière colonne de combinaison de revenus), et pour respecter notre principe d'opposition selon un seul critère, nous sélectionnons, pour ces deux catégories de combinaison de revenus, à la fois un cas avec un seul enfant, et un cas avec deux ou trois enfants (inversement, pour chaque type de nombre d'enfants, nous pouvons opposer le cas où les deux parents ont un revenu modeste (< 1 Smic) au cas où seul le père à un revenu modeste (entre 1 et 2 Smic, la mère n'ayant aucun revenu). Au total, quatre cas typiques de bas revenus sont ainsi sélectionnés.

Tableau 2 : Revenus moyens

	Mère : 1 Smic < R < 2 Smic Père : 1 Smic < R < 2 Smic		Mère : 1 Smic < R < 2 Smic Père : 0 < R < 1 Smic		Mère : 0 < R < 1 Smic Père : 1 Smic < R < 2 Smic	
	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3
Effectifs dans la base	12	12	3	2	4	11
Décision	Choisir 1 cas sur 12	Choisir 1 cas sur 12			Choisir 1 cas sur 4	Choisir 1 cas sur 11

³⁶ Les familles de plus de trois enfants sont très rares dans la base de données, d'où leur exclusion des cas typiques (*cf. infra* pour les cas atypiques).

³⁷ Les prestations sociales ont été exclues du calcul du niveau de revenus des parents.

Comme le lecteur peut s'en rendre compte au tableau 2, ce sont les mêmes principes de sélection que précédemment qui prévalent pour cette catégorie de revenus moyens : sélection des catégories de combinaison de revenus les plus fréquentes, opposition « un enfant – deux ou trois enfants », opposition « revenus assez équivalents des deux parents – revenus déséquilibrés entre le père et la mère ». Au total, quatre cas typiques de revenus moyens sont ainsi sélectionnés.

Comme le montre le tableau 3 ci-dessous, les dossiers de familles à revenus élevés sont plus dispersés entre les différentes combinaisons de revenus, ce qui gêne la sélection si l'on s'en tient au strict point de vue des effectifs. On peut cependant écarter les cas relatifs aux deux dernières colonnes de combinaison de revenus où les effectifs sont très réduits. Pour les quatre catégories restantes, nous avons procédé ainsi.

Tout d'abord, nous avons considéré que les deux catégories combinant « plus de 2 Smic » et « entre 1 et 2 Smic » pouvaient être regroupées sans distinguer lequel des deux parents avait un revenu supérieur à l'autre. Ainsi, nous obtenons une catégorie qui, du point de vue des effectifs, se détache des autres (7 observations avec un enfant ; 8 observations avec deux ou trois enfants) et justifie donc que nous y choisissons deux dossiers (l'un avec un enfant, l'autre avec deux ou trois enfants). Ensuite, nous avons décidé de choisir la combinaison « moins d'un Smic pour la mère et plus de deux Smic pour le père » pour tenir compte de notre principe d'opposition du point de vue de l'équilibre ou non « père – mère » quant aux revenus. Enfin, on remarque que le cas « plus de 2 Smic pour les deux parents » est éliminé selon cette procédure de choix, alors que les effectifs ne sont pas négligeables (8 observations). Ce qui justifie ce choix, c'est l'inexistence, dans notre base de données, de cas de ce type pour la sous-catégorie « deux ou trois enfants ». Pour autant, si la contrainte du nombre total de cas-types le permet, il pourrait être envisageable de sélectionner un dossier dans cette catégorie pour tenir compte de ce type de situations relativement fréquent. Au total, nous sélectionnerions alors cinq cas typiques de hauts revenus.

Tableau 3 : Hauts revenus

	Mère : R > 2 Smic Père : R > 2 Smic		Mère : R > 2 Smic Père : 1 Smic < R < 2 Smic		Mère : 1 Smic < R < 2 Smic Père : R > 2 Smic		Mère : 0 < R < 1 Smic Père : R > 2 Smic		Mère : R > 2 Smic Père : R = 0		Mère : R = 0 Père : R > 2 Smic	
	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enft	2 ou 3	1 enft	2 ou 3
Effectifs dans la base	8	0	3	2	4	6	5	5	1	0	1	2
Décision	Choisir, si possible, 1 cas sur 8		Choisir 1 cas sur 7 (3+4)	Choisir 1 cas sur 8 (2+6)	<i>Cf. juste à gauche</i>	<i>Cf. juste à gauche</i>	Choisir 1 cas sur 5	Choisir 1 cas sur 5				

Au total de ces trois niveaux de revenus, ce sont donc 13 cas typiques qui sont sélectionnés dans la première étape.

b) Deuxième étape : la sélection des cas atypiques

Par cas atypiques, nous entendons ici des dossiers qui sont assez similaires à ceux que nous venons de sélectionner dans la première étape, mais qui s'en distinguent du point de vue de trois autres de nos

neuf critères : le fait que la mère vive en couple, le fait que le père vive en couple, le fait que les enfants n'aient pas la même résidence principale.

Par définition, parce qu'ils sont atypiques, ces cas sont également très rares dans la base de données (12 dossiers). Aussi, il n'est pas possible de trouver pour chacun des 13 cas typiques, un équivalent atypique au sens où nous venons de les définir. Pour autant, nous ne sélectionnons que des cas atypiques ayant des homologues parmi les cas typiques, car justement c'est par comparaison entre homologues que nous espérons pouvoir mettre en lumière un éventuel effet de ce critère d'atypisme sur le niveau d'hétérogénéité des décisions des juges.

Le tableau 4 indique les possibilités que nous offre notre base de données pour sélectionner des homologues atypiques aux 13 situations typiques sélectionnées jusqu'ici.

Tableau 4 : cas typiques et atypiques à sélectionner

	Mère : $R < 1 \text{ Smic}$ Père : $R < 1 \text{ Smic}$		Mère : $R = 0$ Père : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$		Mère : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$ Père : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$		Mère : $0 < R < 1 \text{ Smic}$ Père : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$	
	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3
Cas typiques	Choisir 1 cas sur 2	Choisir 1 cas sur 5	Choisir 1 cas sur 4	Choisir 1 cas sur 2	Choisir 1 cas sur 12	Choisir 1 cas sur 12	Choisir 1 cas sur 4	Choisir 1 cas sur 11
Cas atypiques	/	/	/	Père en couple : choisir l'un des 2 cas	Mère en couple : retenir le cas	/	Père en couple (retenir le cas)	Père et mère en couple + résidence différente : retenir le cas

	Mère : $R > 2 \text{ Smic}$ Père : $R > 2 \text{ Smic}$		Mère : $R > 2 \text{ Smic}$ Père : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$		Mère : $1 \text{ Smic} < R < 2 \text{ Smic}$ Père : $R > 2 \text{ Smic}$		Mère : $0 < R < 1 \text{ Smic}$ Père : $R > 2 \text{ Smic}$	
	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3	1 enfant	2 ou 3
Cas typiques	Choisir, si possible, 1 cas sur 8	/	Choisir 1 cas sur 7 (3+4)	Choisir 1 cas sur 8 (2+6)	<i>Cf. juste à gauche</i>	<i>Cf. juste à gauche</i>	Choisir 1 cas sur 5	Choisir 1 cas sur 5
Cas atypiques	/	/	Père en couple : retenir le cas	Mère en couple : retenir le cas	/	Résidence différente : retenir le cas	/	Père en couple. Mère en couple. Retenir les 2 cas.

Ce tableau de synthèse montre que pour sept des treize situations typiques, nous avons trouvé (et sélectionné), dans notre base de dossiers réels, un ou deux³⁸ cas atypiques. Au total, ce sont donc neuf cas atypiques que nous avons sélectionnés dans cette deuxième étape, neuf cas qui viennent s'ajouter aux treize cas typiques sélectionnés lors de la première étape.

³⁸ Les doublons viennent du fait que ce ne sont pas les mêmes situations atypiques qui se présentent. Dans l'une des catégories, nous avons en effet sélectionné, d'une part, le cas d'une mère en couple et, d'autre part, le cas d'enfants ayant des résidences principales différentes. Dans une autre catégorie, nous avons sélectionné, d'une part, une mère en couple et, d'autre part, un père en couple.

c) Troisième étape : la sélection des cas particuliers

Si l'on s'en tenait aux 22 cas issus des deux premières étapes, on sélectionnerait finalement uniquement des cas assez standards, mis à part le fait que la vie en couple des ex-conjoints ou la résidence différente des enfants peuvent constituer des critères « hors norme », puisqu'ils appartiennent aux catégories les plus fréquentes. Pour traquer l'hétérogénéité des décisions des juges, il convient pourtant de traiter également des dossiers plus rares.

Une manière de procéder aurait pu consister à reprendre un critère statistique pour sélectionner des cas peu fréquents à nouveau du double point de vue du nombre d'enfants et de la combinaison des revenus des parents (par exemple, choisir un cas pour chacune des douze catégories « nombre d'enfants – combinaisons de revenus » non retenues à la première étape). Ce n'est pas cette procédure que nous avons retenue. Nous avons préféré, pour la sélection des cas très particuliers, retenir une méthode plus qualitative de manière à pouvoir choisir effectivement, compte tenu de l'information à notre disposition, quelques dossiers comportant des éléments rares et susceptibles d'être pris en compte dans la détermination du montant de la pension et ce, sans se préoccuper des critères retenus dans les deux précédentes étapes (s'en préoccuper, c'est-à-dire vouloir choisir des dossiers n'appartenant pas aux catégories jusqu'ici sélectionnées, nous aurait en effet amené à éventuellement éliminer des cas qui, selon d'autres critères, se révéleraient en fait très intéressants). Les huit derniers dossiers (30 – 22) ont été sélectionnés sur la base d'informations qualitatives repérées lors de la lecture des dossiers au moment de leur saisie codifiée.

Les particularismes principaux de ces neuf dossiers sont les suivants :

1. deux dossiers de famille nombreuse (5 enfants) s'opposant l'un l'autre du point de vue du niveau des revenus
2. un dossier où le père est invalide
3. un dossier où le père est hébergé gratuitement chez un ami
4. un dossier où les enfants sont adoptés et où c'est la fille aînée qui apporte la plus grande part des ressources du ménage
5. un dossier où le père et la mère habitent chez leurs parents respectifs
6. un dossier où le père verse déjà deux pensions alimentaires et où la mère reçoit déjà une pension alimentaire d'une autre union
7. un dossier où l'enfant reçoit une bourse scolaire de 1.524,49 euros par an.

On remarquera qu'à l'issue de cette procédure en trois étapes, parmi les neuf critères de diversité des dossiers énoncés initialement, deux n'apparaissent pas explicitement.

Le premier critère est le fait que les parents proposent ou non au juge un accord à l'amiable en ce qui concerne le montant de la pension. A notre connaissance, lorsque de tels cas se présentent (accord des parents quant au montant de la pension), le juge valide a priori cet accord dans une très large majorité des cas. Dès lors, ce type de cas peut sembler d'un intérêt fort limité dans notre exercice d'expérimentation (puisque, sauf exception, les décisions de tous les juges participant à l'expérimentation devraient être toutes identiques : la validation du montant proposé). Pourtant, ce critère est probablement bien un critère d'hétérogénéité des montants de pension : toutes choses égales par ailleurs, le montant validé par le juge dans le cadre d'un accord entre parents est probablement différent de celui qu'il fixerait en l'absence d'un tel accord ; un même juge peut valider des montants forts différents pour des dossiers objectivement identiques lorsque les montants résultent d'un accord des parents, etc. La prise en compte de ce critère a été en fait indirect. En effet, dans douze dossiers, sur les trente sélectionnés (typiques, atypiques et particuliers), les parents étaient d'accord sur le montant de la pension alimentaire.

Le second critère concerne l'existence ou non d'informations détaillées quant aux ressources et charges. Nous pensons que la prise en compte de cette information est susceptible d'introduire des différences dans les montants de pension décidés par les juges. Certains juges en tiennent compte, d'autres moins. En l'absence d'information, un juge peut être amené à prendre une décision différente de celle qu'il aurait prise si l'information était disponible, etc. Là encore, ce critère se révèle pertinent du point de vue de notre analyse, mais la contrainte de nombre de dossiers maximum nous a fait opter pour une autre solution. Nous avons ajouté aux trente dossiers déjà sélectionnés deux dossiers clones. Ces deux derniers présentent comme caractéristique d'être totalement identiques à deux autres dossiers pris parmi les trente, à la différence près qu'ils ne comportent aucune information relative aux charges des deux parents. Autrement dit, pour estimer le rôle de l'information sur les charges, nous avons choisi de demander aux juges de fixer le montant de la pension en l'absence d'information sur les charges et deuxièmement la fixer à nouveau avec toute l'information financière disponible.

2.2. Le protocole d'enquête

A la mi-septembre 2002, nous avons adressé un courrier postal à l'ensemble des 181 TGI de France (métropole et Dom Tom). Dans ce courrier, nous invitons les JAF à participer à notre protocole d'enquête destinée à mieux comprendre les pratiques des juges en matière de fixation des pensions alimentaires pour enfants. Les magistrats acceptant de participer à notre protocole d'enquête se voyaient alors proposer :

- d'une part, trente-deux dossiers de divorce ; pour chacun de ces dossiers familiaux, dont les caractéristiques étaient résumées sous la forme d'une fiche synthétique d'une page³⁹, il était demandé au magistrat de fixer le montant de(s) pension(s) alimentaire(s) qu'il allouerait pour chaque enfant
- et, d'autre part, un questionnaire de quatre pages portant sur leur pratique, en général, en matière de fixation des pensions alimentaires, et sur quelques unes de leurs caractéristiques personnelles et de leur TGI⁴⁰.

Au total, sur les 690 JAF⁴¹, travaillant dans les TGI de France :

- 78 ont rempli les trente-deux fiches et répondu au questionnaire
- 5 ont rempli uniquement le questionnaire
- 17 ont envoyé un courrier justifiant leur refus de participation à l'enquête, essentiellement en raison de leur charge de travail déjà excessive.

On peut donc estimer le taux de réponse à 12% (11,3%, si l'on ne comptabilise que les réponses aux fiches types). Ce taux de participation est normal pour une enquête par voie postale⁴². Cela étant, on aurait pu sans doute améliorer le taux de retour en ciblant de manière plus adéquate le courrier. Dans l'idéal, il aurait fallu envoyer un courrier nominatif à chacun des 690 JAF. Cependant, en raison du taux de rotation assez élevé des magistrats dans les différents services, il n'était pas matériellement possible d'obtenir une liste actualisée des noms de l'ensemble des JAF. A défaut, mais aussi à titre d'information de la hiérarchie judiciaire des TGI, nous avons donc adressé notre courrier à l'ensemble des présidents de TGI. Sans doute

³⁹ Les trente-deux fiches types sont présentées dans l'annexe 2.

⁴⁰ Le questionnaire adressé aux JAF est présenté dans l'annexe 3.

⁴¹ Nous nous appuyons ici sur les statistiques fournies par le rapport MUNOZ PEREZ ET ANCEL (2000), concernant le nombre de JAF en septembre 2000.

⁴² Le taux de retour étant assez faible deux mois après le lancement de l'enquête, nous avons procédé à une relance par courrier à la mi-novembre : grâce à cette relance, aux 51 réponses déjà obtenues se sont ajoutées 27 autres réponses, portant à 78 juges le nombre total de réponses exploitables.

une solution plus efficace aurait consisté à envoyer notre courrier à la fois au président de chaque TGI et au JAF responsable des autres JAF de son TGI.

Section 2. Des pensions différant selon les JAF

L'objet de cette section est d'examiner dans quelle mesure, pour un même enfant, le montant de pension fixé par les JAF diffère selon les juges, et alors selon quels facteurs.

Ceci n'est possible que si on dispose de données quasi-expérimentales, fournissant, enfant par enfant pour toute une série de cas, les montants de pension fixés par un nombre substantiel de juges, dont on connaît par ailleurs certaines caractéristiques. Or c'est exactement le type de données dont nous disposons, comme nous allons le rappeler brièvement avant d'énoncer les deux grandes questions que nous traiterons et d'indiquer les principaux résultats obtenus.

§ 1. Des données quasi-expérimentales : originalité et limites

Les résultats statistiques et économétriques qui sont présentés et commentés ci-après sont issus de l'exploitation de données relatives à 57 enfants appartenant à 32 familles⁴³ sélectionnées comme typiques. Ces données émanent des réponses de 78 juges à un questionnaire général et à notre demande de fixation d'un montant de pension pour chacun des enfants.

Les résultats présentés dans cette section n'utilisent donc qu'une petite partie (30 affaires sur 399) des données issues du dépouillement des affaires du TGI de Mulhouse. Par ailleurs, centrés comme ils le sont sur les montants de pension alimentaire fixés par les juges, ces résultats ne font appel qu'à un petit sous-ensemble des nombreuses questions du questionnaire rempli par les 83 juges (dont cinq n'ont toutefois pas fixé de montant de pension alimentaire) : âge et sexe du juge, situation matrimoniale, expérience professionnelle en tant que juge aux affaires familiales, etc., ainsi que quelques unes des opinions exprimées par les juges. Une exploitation plus systématique (descriptive simple puis multivariée, par des méthodes d'analyse de données) de ce riche questionnaire constitue un des intéressants prolongements possibles du présent rapport. Quant à l'intégralité des dossiers provenant du TGI de Mulhouse, elle sert de point d'appui à d'autres analyses présentées dans la partie 2 de ce rapport (simulations de barèmes, notamment).

La base de données sur laquelle sont fondés les résultats présentés ici comprend **4.365 observations**⁴⁴, correspondant chacune à un enfant pour lequel un juge a fixé un montant de pension alimentaire.

Originale (nous ne lui connaissons pas d'équivalent, ni en France ni ailleurs), cette **base de données quasi-expérimentales** est très précieuse, mais elle souffre de certaines **limitations** : nombre

⁴³ En fait, il ne s'agit que de 55 enfants distincts et de leurs 30 familles ; mais on a dédoublé les cas de deux familles à enfant unique, en omettant, dans leur seconde fiche-type, toute information concernant les charges, ceci afin de voir si la connaissance de celles-ci modifiait les montants de pensions alimentaires fixés par les juges. Les résultats de nos analyses concernant les familles N°13 et N°22 et leurs **familles clones** font l'objet de l'annexe n° 4.

⁴⁴ Sont exclus de cette base les cinq juges qui ont répondu au questionnaire mais n'ont fixé aucun montant de pension (ce qui fait passer la base de 4.731 observations juge*enfant à 4.446), ainsi que les 81 cas d'enfants pour lesquels certains juges n'ont pas fixé de montant de pension (d'où 4.365 observations, finalement). Cette base est documentée dans l'annexe n° 5.

relativement limité de juges et d'enfants concernés, absence de croisement systématique des caractéristiques retenues pour choisir les 30 familles-types, risque de biais de sélection, problèmes éventuels de fiabilité des réponses de certains juges.

En effet, une des hypothèses centrales que nous sommes obligés de faire ici, c'est de supposer l'**absence de biais de sélection** dû aux non réponses d'une importante⁴⁵ partie des juges interrogés. Au total, nous allons exploiter ici les réponses d'un échantillon de 78 juges sur une population de 690 JAF environ, en espérant que cet échantillon est représentatif, sinon de façon générale, du moins sous l'angle des questions qui nous intéressent. Autrement dit, nous supposerons que le montant des pensions et le rôle joué dans sa fixation par les diverses variables explicatives sont indépendants des facteurs qui expliquent le fait que les juges ont, ou non, pris le temps de répondre à notre enquête (motivation pour la question des barèmes, implication professionnelle, charge de travail, etc.). Si on pouvait identifier ces facteurs, on devrait essayer de trouver un système de pondérations rendant notre échantillon représentatif de la population des JAF en France. Mais, autant que nous le sachions, il n'existe pas, au niveau national, de statistiques permettant d'établir les structures de cette population au regard des critères très fins dont nous disposons pour notre échantillon grâce au questionnaire rempli par les juges.

Une autre hypothèse importante, mais qui est faite pour pratiquement toutes les enquêtes, est relative au sérieux avec lequel les JAF qui ont fixé des montants de pension alimentaire ont réalisé ce travail, a priori relativement coûteux en temps pour eux. Faute de savoir détecter d'éventuelles réponses fantaisistes (en les distinguant des réponses sérieuses mais atypiques), nous supposerons donc que les **réponses qui nous ont été faites sont fiables** ; à une exception près, cependant, concernant le juge N°75, qui fixe souvent des montants de pensions alimentaire très extrêmes par rapport à ceux proposés par ses pairs ; d'où les variantes que nous ferons, en excluant ce juge pour voir si sa prise en compte affecte sensiblement nos résultats – auquel cas nous ne retiendrons pas ce cas.

§ 2. La variabilité des pensions selon les JAF pour un même enfant

Nous concentrons ici notre attention sur les montants des pensions alimentaires, qui constituent la seule information apportée enfant par enfant par les juges qui ont répondu à notre protocole d'enquête.

Face à un même cas, les juges fixent-ils (au moins approximativement) le même montant de pension ? Ce qui est en cause ici c'est la question de l'équité, spatiale pourrait-on dire (i.e. d'un tribunal à un autre, d'un juge à l'autre), pour la différencier de l'équité entre ex-conjoints. On verra que les montants de pension fixés pour un même enfant sont assez proches dans certains cas mais diffèrent grandement dans d'autres. Il existe donc une certaine hétérogénéité des montants de pension fixés par les différents juges, hétérogénéité qui milite, au nom de l'équité, en faveur de barèmes encadrant davantage qu'aujourd'hui la fixation des pensions alimentaires.

Au-delà de ce constat de diversité, par lequel nous commencerons, il y a deux façons d'essayer de rendre compte de cette hétérogénéité :

- soit on caractérise (par un indicateur de dispersion calculé pour chaque affaire) le degré de consensus des juges affaire par affaire et on essaie de trouver des explications au fait qu'il est parfois grand, parfois réduit ; mais alors les caractéristiques des juges ne sauraient intervenir, et c'est dans les caractéristiques des affaires que l'on cherchera des éléments d'explication de

⁴⁵ Rappelons que nous avons adressé, sous le couvert des présidents de TGI, notre questionnaire postal à tous les JAF de France (métropolitaine et DOM), mais que seuls 83 d'entre eux nous ont répondu, parmi lesquels cinq n'ont fixé aucune pension.

l'importance globale (tous juges) des différences enregistrées d'un juge à l'autre pour le même enfant. Est-ce que, par exemple, le consensus entre juges est fréquent lorsque les parents proposent le même montant de pension, tandis que les appréciations des juges divergeraient lorsqu'un des conjoints a repris une vie de couple ?

- soit, pour expliquer l'hétérogénéité des montants de pension, on introduit les diverses caractéristiques du juge. Cette analyse ne peut alors bien sûr être menée qu'en contrôlant les caractéristiques de la famille et celles de l'enfant⁴⁶, ce qui n'empêche nullement de se demander si les diverses caractéristiques (juge, famille, enfant) interagissent ; par exemple, le fait que le juge soit du même sexe que le parent gardien a-t-il un impact sur le montant de la pension alors même que, considérés isolément, ni le sexe du juge ni le sexe du parent gardien n'en ont un ?

Avant de traiter ces deux questions centrales, notons que d'autres questions peuvent être traitées à partir de ces données expérimentales. Donnons-en simplement deux exemples.

Premier exemple : le niveau auquel est fixé la pension permet-il au parent gardien et aux enfants d'atteindre un niveau de vie minimal (de type seuil de pauvreté), et cela en évitant que le niveau de vie du parent débiteur ne tombe en dessous d'un tel seuil ? En outre, si on passe de cette optique absolue à une optique relative, dans quelle mesure la (ou les) pension(s) alimentaire(s) versée(s) contribue(nt)-elle(s) à rapprocher les niveaux de vie des ex-conjoints ? Enfin, peut-on trouver des facteurs qui expliqueraient l'ampleur de cette réduction de l'éventail des niveaux de vie ? Est-ce que, par exemple, cet éventail se refermerait d'autant moins ou d'autant plus que le niveau de vie du parent débiteur est élevé, que l'éventail avant pension est large, etc. ? Quelles que soient leurs causes, l'existence de niveaux de vie très faibles après (paiement ou réception de la) pension, de même que le maintien, après pension, de fortes disparités de revenus entre ex-époux plaideraient en faveur de barèmes encadrant davantage qu'aujourd'hui la fixation des pensions alimentaires. L'annexe n° 6 de ce rapport traite ces questions.

Second exemple d'autres questions qui pourraient être traitées à partir de ces données expérimentales : de quelle manière et dans quelle mesure les juges tiennent-ils compte, pour fixer le montant de la pension alimentaire, de données stratégiques, comme l'existence d'un accord entre les parents quant au montant de la pension, ou comme l'ampleur de l'écart entre propositions divergentes ? Lorsqu'il y a accord, est-il avalisé par le juge ou bien le juge s'en écarte-t-il (et alors de combien ? Et en fonction de quels facteurs) ? Lorsqu'il y a divergence, le juge fixe-t-il un montant de pension alimentaire à mi-chemin entre les prétentions des deux parties, ou se rapproche-t-il de la demande d'une partie (laquelle ? en lien avec quelles caractéristiques des parties et du juge lui-même, éventuellement ?) ou sort-il carrément de l'intervalle des propositions (s'éloigne-t-il alors beaucoup des montants proposés ? pour

⁴⁶ Les caractéristiques de la famille et de l'enfant seront en revanche les variables d'intérêt dans les analyses menées dans la section 3 du premier chapitre de la seconde partie de ce rapport, analyses menées sur un nombre d'affaires treize fois supérieur mais ne pouvant pas introduire les caractéristiques du juge comme variables explicatives puisque toutes les affaires en question ont été traitées par les quelques JAF du même tribunal. Ceci dit, ce n'est pas parce que, ici, l'accent est mis sur la mise en lumière des caractéristiques des JAF pouvant influencer sur le montant de la pension, et que les caractéristiques des familles et des enfants ont donc le statut de variables de contrôle qu'il n'est pas intéressant de regarder de près les coefficients de ces dernières ; mesurés toutes choses égales d'ailleurs, les rôles joués par les caractéristiques des familles et des enfants nous diront en effet quel barème implicite appliquent en moyenne les juges : tiennent-ils compte, par exemple, de ces caractéristiques objectives que sont le revenu du parent gardien avant pension, le sexe de l'enfant, le nombre d'enfants donnant lieu à pension ? A revenu donné du parent débiteur, le montant des charges déclarées par celui-ci contribue-t-il à diminuer le montant de la pension ou, au contraire, à l'accroître, et, dans ce cas, pourquoi ? L'âge de l'enfant module-t-il, et comment, le montant de la pension ? Si le rôle de certains critères n'est pas celui correspondant aux intentions du législateur (par exemple, s'il apparaissait un net bonus, en moyenne, pour les garçons), des barèmes trouveraient là une justification supplémentaire. Les conclusions tirées, quant au barème implicite, à partir de nos données expérimentales, seront à confronter à celles issues des analyses menées sur les 399 dossiers réels.

quelle raison, apparemment ?). Qu'est-ce qui peut, dans les caractéristiques de l'enfant, de l'affaire et du juge, expliquer que le juge adopte telle ou telle de ces diverses attitudes ? Ici encore, selon les résultats obtenus, les barèmes apparaîtront plus ou moins utiles, notamment comme réducteurs d'incertitude. Sous le titre « le juge coupe-t-il la poire en deux ? », nous avons entrepris un certain nombre d'analyses préliminaires (non reprises dans ce rapport) dont les résultats sont parfois surprenants ; nous nous proposons d'approfondir à bref délai ces analyses.

2.1. L'absence d'équité spatiale et ses déterminants apparents

Sur la base de nos données quasi-expérimentales, nous allons montrer que, face à un même cas, les juges, en fait, ne fixent pas tous, et loin de là, le même montant de pension ; puis nous tenterons d'identifier certains des facteurs qui pourraient expliquer cette diversité.

L'analyse est donc menée, ici, enfant par enfant. Elle commence par l'**examen graphique** de chacune des 57 distributions des montants de pensions, représentées par des histogrammes dressés à la même échelle horizontale (pensions de 0 à 800 euros par mois) pour faciliter les comparaisons d'allure des diverses courbes. Cette inspection graphique prélude à un essai d'**identification des facteurs qui font que le consensus entre juges, sur un même cas, est plus ou moins grand.**

2.1.1. Les 57 distributions des montants de pensions, enfant par enfant : un mélange de cas très variés

La première impression qui se dégage de l'examen des 57 distributions des montants de pensions enfant par enfant (cf. annexe n° 7) est celle d'une grande diversité, dont les quelques distributions ci-dessous donnent une idée : sur le cas de l'enfant N°291⁴⁷ il y a fort consensus, sur le cas de l'enfant N°11 il y a fort consensus à condition d'exclure quelques⁴⁸ montants extrêmes (*outliers*), sur le cas de l'enfant N°141 il y a bien peu de consensus (les montants varient du simple au triple) bien qu'il n'y ait pas de montants extrêmes, et sur le cas de l'enfant N°221 il y a à la fois peu de consensus et présence d'*outliers*.

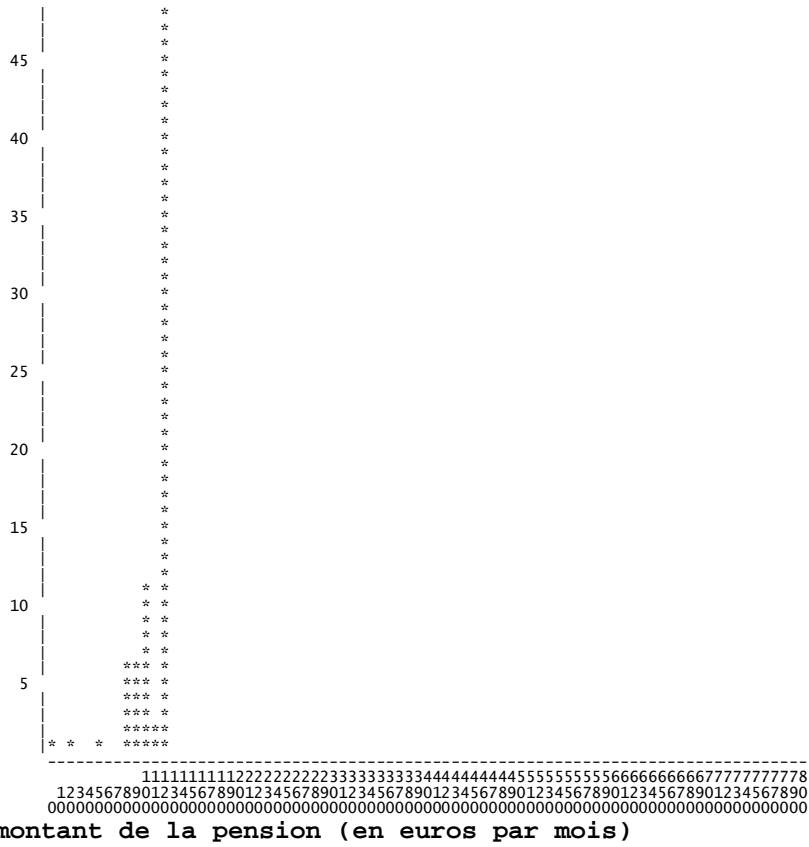
Face à une telle diversité des 57 histogrammes, on pourrait exprimer le besoin d'une **classification**, qui permettrait de dire quelle fraction des cas relève de chacun des archétypes décrits ci-dessus (combinaisons de degré de consensus et de présence d'*outliers*). Mais il faut se rappeler que les 57 enfants sur les cas desquels les juges ont été appelés à se prononcer n'ont pas été sélectionnés de façon à constituer un échantillon représentatif de la population des enfants donnant lieu à fixation de pension alimentaire, mais de façon à inclure des configurations diversifiées. De ce fait, une classification opérée sur ces cas-là n'apporterait aucune information sur la population d'intérêt. Ce que permettent en revanche ces 57 cas contrastés, c'est une analyse (par régression multiple) des facteurs qui peuvent être à la source de l'absence de consensus, même une fois écartés quelques montants pouvant être considérés comme étant des *outliers* pour l'enfant considéré.

⁴⁷ Ce numéro d'enfant ne signifie pas qu'on travaille sur au moins 291 enfants ; il n'y en a que 57. Mais le numéro qui a été attribué à chaque enfant accole le numéro de leur famille (de 1 à 32) et le rang de l'enfant dans la famille. Ainsi l'enfant N°291 est-il l'aîné de la famille N°29.

⁴⁸ Une seule observation est, ici, vraiment extrême : le montant de pension proposé par le juge N°19 est de 270, alors que neuf juges sur dix attribuent 100 à cet enfant-là, et que les juges les plus généreux en dehors du juge N°19 (à savoir les juges N°12, 65 et 75) attribuent 150.

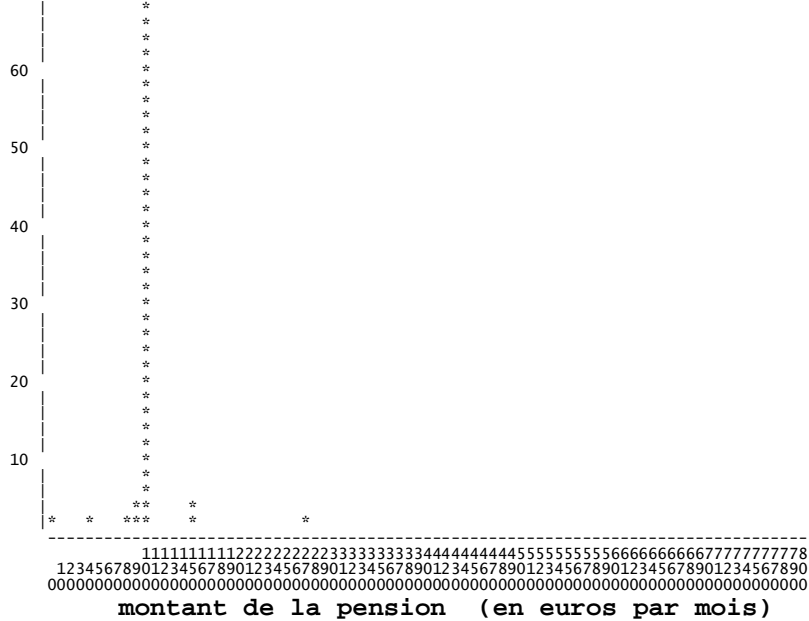
----- ID_ENF=291 -----

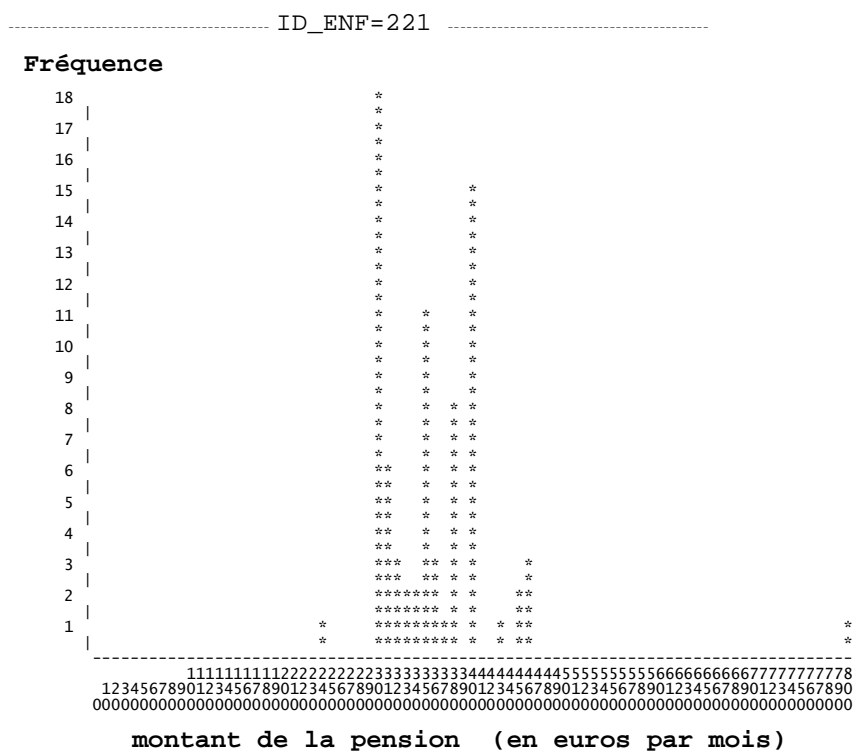
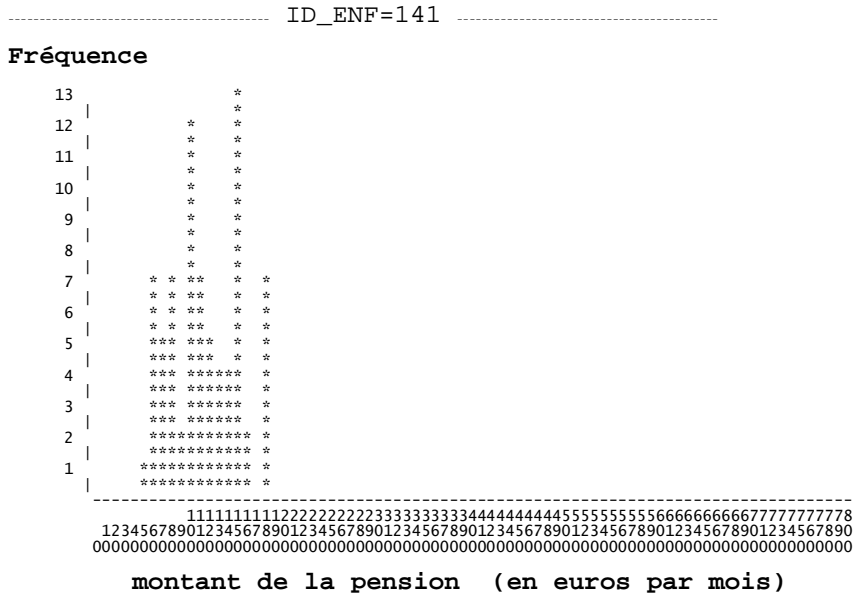
Fréquence



----- ID_ENF=11 -----

Fréquence





Les **montants extrêmes (outliers)** appellent quelques observations préliminaires. Ils peuvent en effet tenir à plusieurs causes :

- tel juge peut être systématiquement plus (ou moins) généreux que ses pairs
- tel autre juge peut, dans certaines circonstances uniquement (exemple : en cas de parent non gardien vivant à nouveau en couple – ce que nous savons pour un certain nombre de cas – ou en cas de torts manifestement asymétriques – ce que nous ignorons), se montrer plus (ou moins) généreux que ses pairs ; ce type de comportement est, certes, bien plus délicat à identifier que le

premier (comment déterminer, par exemple, dans quelles circonstances la juge N°19, qui fait souvent figure d'exception en termes de montant de pension, s'écarte des autres juges ?)

- enfin, tel juge peut – par esprit frondeur ou comme par défi jeté aux statisticiens qui seront confrontés à ses réponses – avoir répondu de façon totalement fantaisiste (soit complètement au hasard, soit en exagérant⁴⁹ systématiquement les montants fixés, soit en combinant réponses au hasard et fixation de certains montants extrêmes). On se demande si tel n'est pas le cas du juge N°75, tant les montants qu'il fixe parfois se différencient fortement des montants proposés par ses pairs.

La conduite à adopter par l'analyste face à ces différents cas devrait, dans l'idéal, différer : exclusion des réponses fantaisistes (à supposer qu'on sache les identifier), mais inclusion des autres cas, même à réponses extrêmes ; quitte à rechercher les circonstances dans lesquelles tel juge majeure/minore sensiblement le montant de pension, ce qui le fait apparaître, aux yeux du statisticien, comme s'écartant fortement, à telles ou telles occasions à identifier, des propositions des autres (propositions qu'il ignore, en l'occurrence). Comme il paraît difficile de différencier les montants extrêmes de pensions selon qu'ils relèvent de réponses fantaisistes ou de convictions atypiques du juge, on se bornera à user, dans nos analyses économétriques, de **variantes** (avec/sans le juge N°75) et à recourir à des **instruments statistiques dits robustes**, c'est-à-dire peu sensibles à la présence de valeurs extrêmes ; c'est ce que nous avons fait avec les instruments robustes de dispersion⁵⁰ que sont l'intervalle interquartile, la MAD (médiane des valeurs absolues des écarts à la médiane), le S_n de ROUSSEEUW et CROUX (mieux adapté que la MAD aux distributions asymétriques et plus efficace en cas de distribution d'allure gaussienne⁵¹) et la différence absolue moyenne de GINI, dont on dérivera un estimateur non biaisé de l'écart-type, mesure qui nous servira de variable expliquée lorsque nous tenterons de trouver de quels facteurs dépend la dispersion des montants de pension fixés, enfant par enfant, par l'ensemble des juges.

Pour montrer comment chaque juge se situe vis-à-vis de la moyenne des autres, on a calculé, pour chaque montant de pension fixé par tel juge, la différence algébrique⁵² entre ce montant et la pension moyenne pour tous les juges (lui compris), et ce sont ces « **bonus** » (autant que d'enfants, c'est-à-dire au nombre de 57 par juge qui a répondu pour tous les cas qui lui étaient soumis) dont on trace l'histogramme : les valeurs de ce bonus peuvent s'écarter un peu/beaucoup et/ou rarement /fréquemment de l'unité, et cela par valeurs supérieures et/ou inférieures, ce qui débouche sur divers cas de juges atypiques possibles. Mais, en réalité, la plupart des juges fixent des pensions ne s'écartant pas beaucoup des montants proposés par leurs pairs ; d'où de nombreux histogrammes très resserrés, comme celui du juge N°5 par exemple. Seuls quelques juges sont nettement moins généreux, en moyenne pour les diverses pensions qu'ils ont fixées, que la moyenne des autres juges (ainsi le juge N°74 attribue-t-il, en moyenne, 35,8 euros de moins, le juge N°25, en moyenne, 29,8 euros de moins, et le juge N°2, en moyenne, 21,9 euros de moins) tandis que le juge N°19 et, plus encore, le juge N°75, se distinguent par une générosité

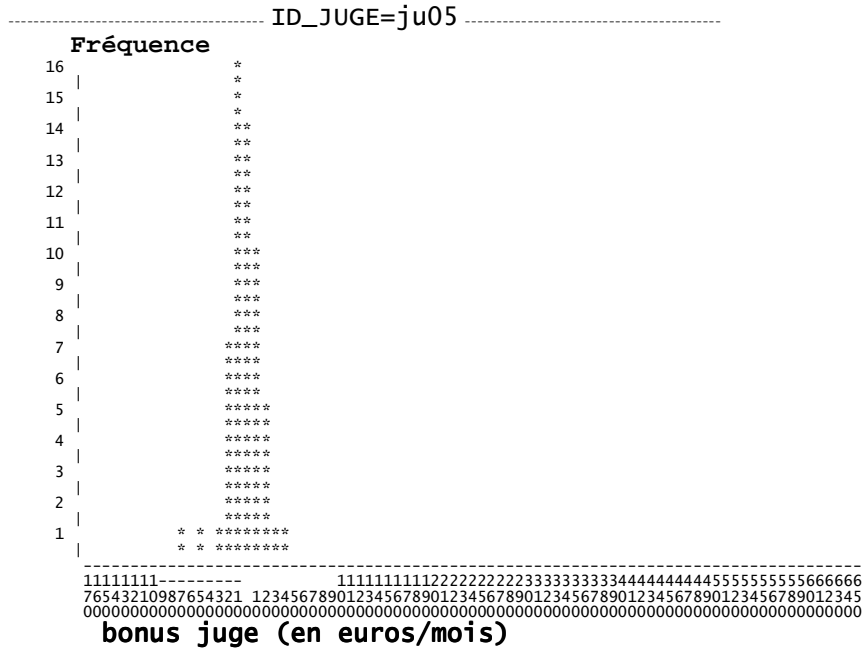
⁴⁹ Le risque de minoration existe mais il est moins apparent, les montants de pension ne pouvant être négatifs.

⁵⁰ Lorsqu'on s'intéressera aux valeurs moyennes des distributions des montants de pensions, la présence des *outliers* obligera à utiliser là aussi des mesures dites « robustes » ; mais il s'agira cette fois de caractéristiques de tendance centrale et non plus de caractéristiques de dispersion. Notre choix se portera alors, plutôt que vers la médiane, vers les moyennes sur distributions élaguées (*trimmed means*) et vers les moyennes sur distributions compressées aux extrémités (*winsorized means*) ; en effet, ces deux instruments permettent de tenir facilement compte du fait que les *outliers* concernent surtout un versant de la distribution (en l'occurrence, les valeurs supérieures aux autres).

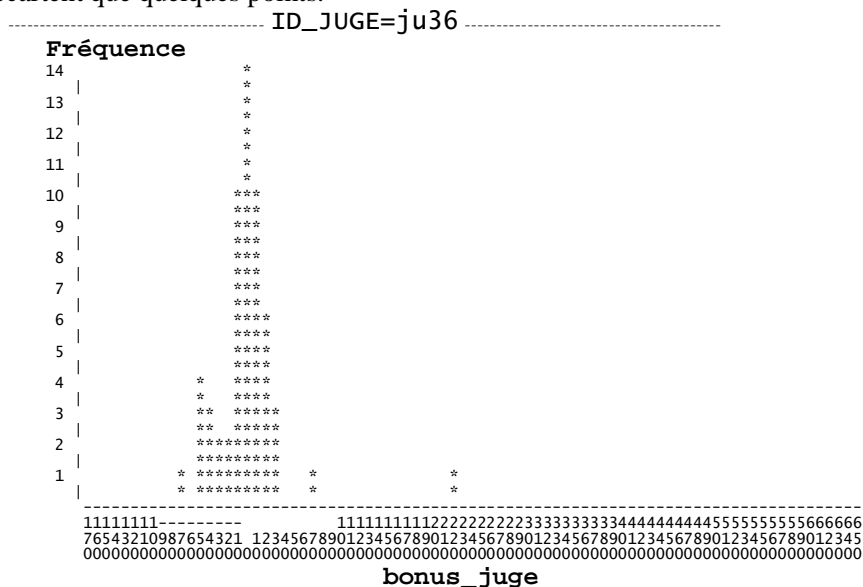
⁵¹ Le S_n de ROUSSEEUW et CROUX (1993) est la médiane, pour toutes les observations, des médianes des valeurs absolues entre chaque observation et toutes les autres. On notera que, calculée sur des écarts, la médiane perd son statut de caractéristique de tendance centrale pour prendre celui de caractéristique de dispersion.

⁵² Si on ne calcule pas le rapport de ces deux grandeurs c'est parce que, lorsque la moyenne est très faible, ce rapport prend des valeurs extrêmes reflétant peu la réalité ; ainsi, pour l'enfant N°21, la pension moyenne étant égale à 5,07, les nombreux juges qui ont opté pour une pension nulle auraient un rapport valant 0 alors que l'écart à la pension moyenne est extrêmement faible.

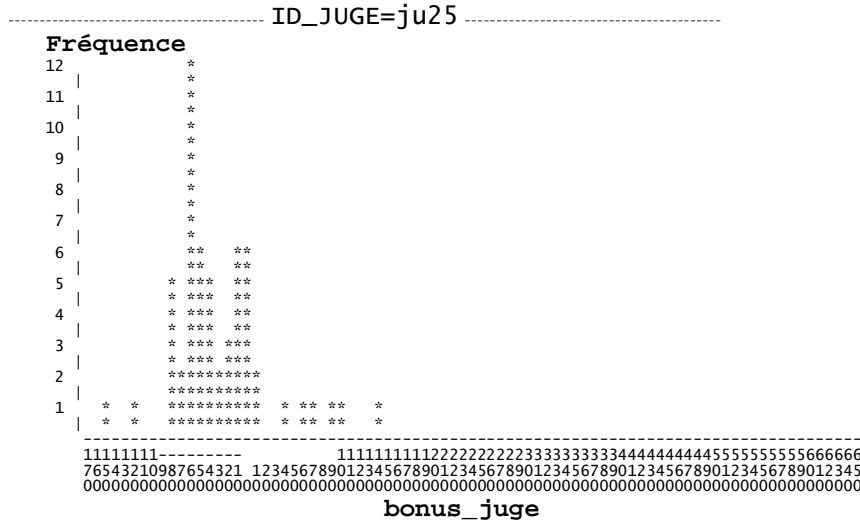
excédant fortement celle de leurs pairs (+48,3 pour le premier, +132,3 pour le second, en moyenne). Et, bien que ce ne soit pas par construction qu'une telle relation soit vérifiée, la dispersion des valeurs absolues des bonus est liée à la moyenne des bonus, le record de variabilité des bonus étant détenu par le juge N°75 (avec un écart-type de bonus égal à 144,3 euros), suivi du juge N°19 (78,3) puis du juge N°25 (51,3) et du juge N°74 (50,4). On ne reproduit ici, à titre illustratif, que quelques uns des histogrammes juge par juge ; tous les autres histogrammes sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs du rapport.



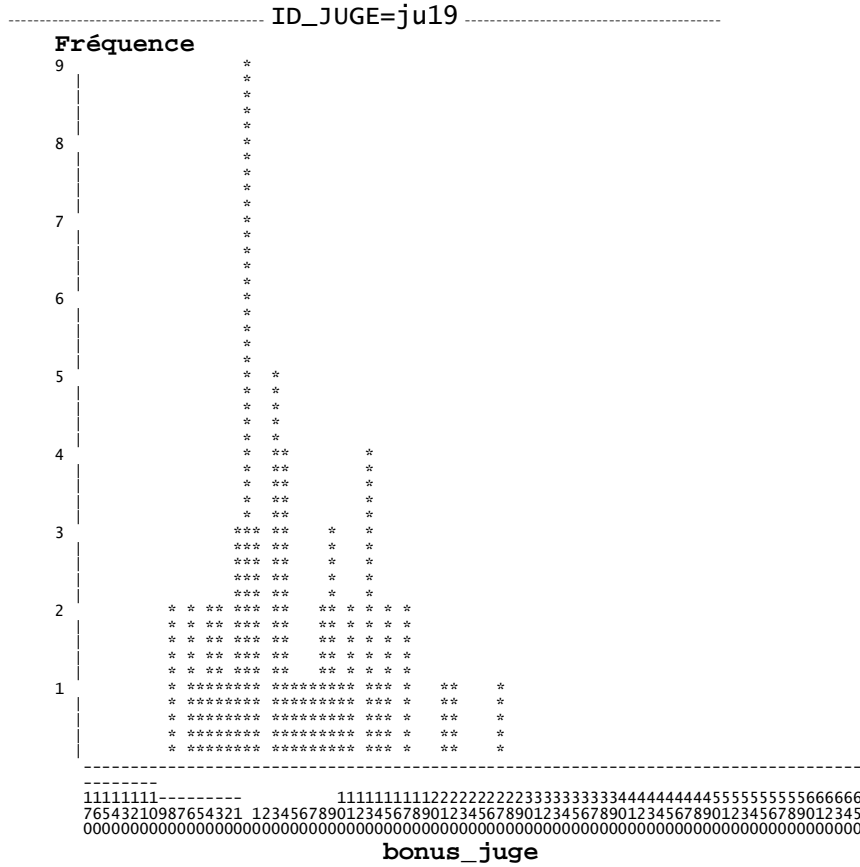
Une autre configuration assez courante est celle qui voit un juge fixer des pensions qui ne s'écartent guère, dans l'ensemble, des montants proposés par ses pairs pour les mêmes enfants, sauf pour un petit nombre de cas. C'est ce qui se passe notamment pour le juge N°36 (cf. graphique ci-dessous) mais aussi pour le juge N°60 et bien d'autres à un degré moindre. D'où de nombreux histogrammes très étroits, dont ne s'écartent que quelques points.

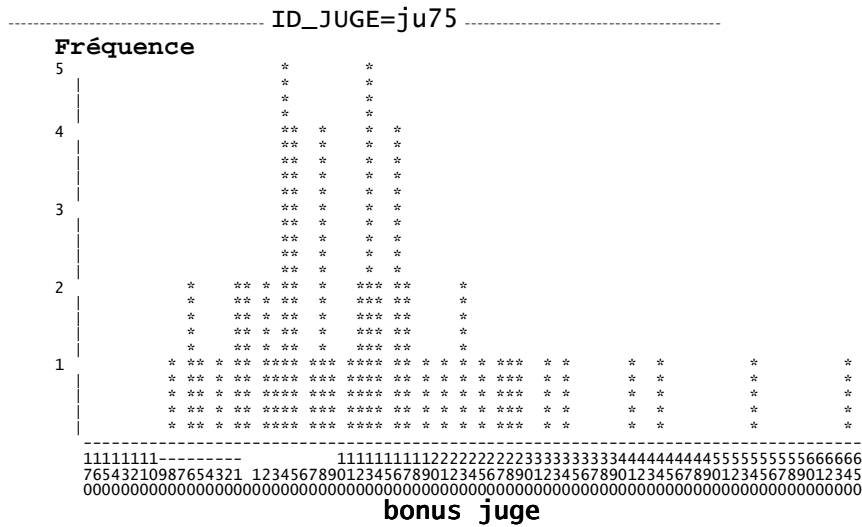


Quelques juges fixent, quant à eux, des pensions qui s'écartent assez souvent et notablement des montants proposés par leurs pairs ; c'est notamment le cas du juge N°25 (cf. graphique *infra*) et du juge N°74.



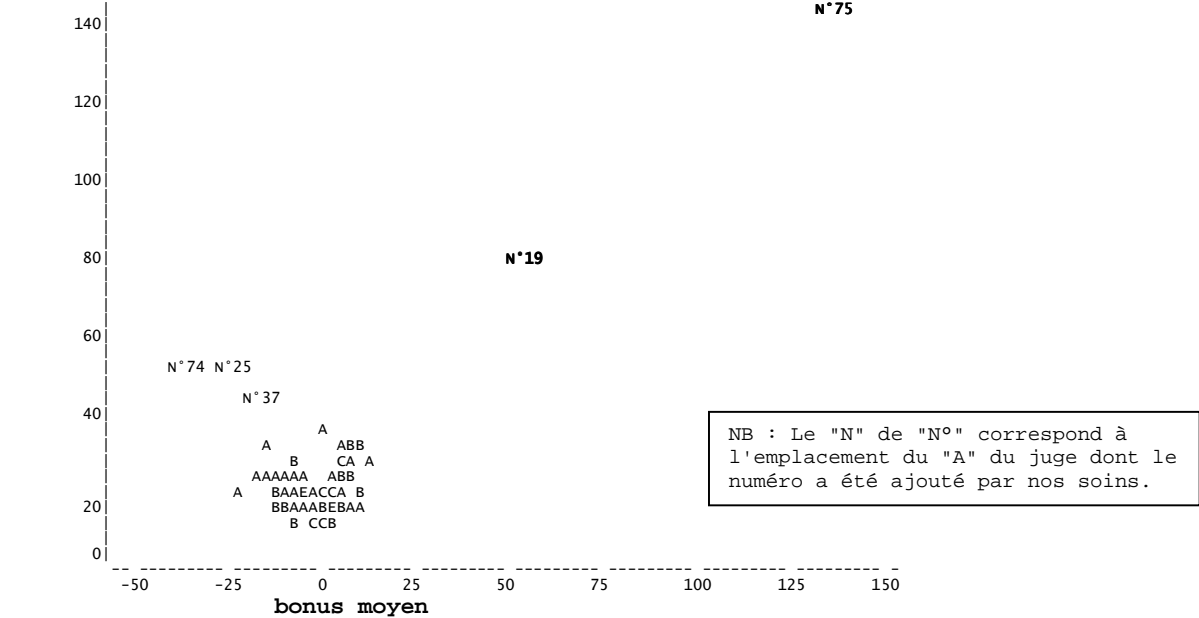
Seuls deux juges fixent des pensions s'écartant beaucoup des montants proposés par leurs pairs ; c'est le cas du juge N°19 et, a fortiori, du juge N°75.





Apportant moins d'informations que l'examen des distributions juge par juge, le graphique suivant, établi lui aussi en termes de bonus⁵³, présente l'avantage d'offrir une vue synthétique : chaque point y représente à la fois⁵⁴, en abscisses, la valeur moyenne du bonus pour chaque juge (avec, à droite de l'unité, les juges plus généreux en moyenne que leurs pairs), et, en ordonnées, l'écart-type des valeurs de ce bonus juge par juge (avec, vers le haut, les juges les moins souvent conformes, ou à appréciations rarement divergentes mais qui le sont alors beaucoup). Ce graphique illustre bien, s'il en était besoin, le caractère très net d'*outlier* du juge N°75, justifiant le traitement spécial qui lui sera réservé dans nos analyses économétriques.

Graphique : Moyenne et écart-type des bonus par juge. Légende : A = 1 obs, B = 2 obs, etc.



⁵³ On trouvera en annexe n° 8 (graphique 8.1) le même type de graphique, mais établi plus classiquement en termes de montant de pension alimentaire et non plus de bonus.

⁵⁴ Si les distributions sous-jacentes sont gaussiennes, cette caractéristique de forme de la loi ayant généré les données, combinée à leur moyenne et à leur écart-type, suffisent à les identifier complètement.

2.1.2. Essai d'identification des facteurs qui font que le consensus entre juges, sur un même cas, est plus ou moins grand

Avant de présenter les résultats de nos estimations, indiquons par quelle méthode statistique nous les avons obtenus.

a) Les modèles à deux niveaux, outil adapté à nos données

Ce qu'on va expliquer ici ce n'est pas le montant des pensions mais c'est leur dispersion enfant par enfant, selon les juges ; on a donc 57 observations, la variable expliquée est la dispersion (mesurée par l'écart-type ordinaire et, de façon alternative, par une estimation de l'écart-type à partir d'une mesure robuste de la dispersion, la différence absolue moyenne de GINI⁵⁵), et les variables explicatives sont les caractéristiques de l'enfant et de sa famille.

Du fait que les observations ne sont pas toutes indépendantes les unes des autres (car, dans le cas des familles de deux enfants et plus, chacun de ceux-ci partage avec ses frères et sœurs les caractéristiques familiales), il serait inapproprié d'utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires, du moins au-delà des régressions exploratoires, toujours utiles. La méthode qui s'impose est celle des modèles multiniveaux⁵⁶ (à deux niveaux imbriqués de façon hiérarchique stricte), puisque chaque enfant est niché (*nested*) dans une famille et une seule.

Plus précisément, nous allons mettre en œuvre des modèles dits mixtes (*mixed*) parce qu'ils combinent effets fixes et effets aléatoires (*fixed and random coefficients*). Par contraste avec les effets fixes, les effets aléatoires ne sont pas, pour une variable explicative donnée, les mêmes pour tous les individus ou des paramètres constants propres à chacun d'eux⁵⁷, mais ils sont supposés être eux-mêmes des variables aléatoires, prenant des valeurs spécifiques à chaque groupe (second niveau) d'individus ; de surcroît, ces effets aléatoires font l'objet d'une tentative d'explication, par des variables de niveau groupe et à un terme d'erreur près.

La forme structurelle du modèle univarié à deux niveaux comprend donc des équations se situant à chacun des deux niveaux : d'une part, au niveau des enfants, une équation expliquera la dispersion du

⁵⁵ La différence absolue moyenne de GINI est la moyenne des valeurs absolues des différences de chaque observation avec toutes les autres, chaque couple d'observations n'étant intégré qu'une seule fois au calcul. Si les observations sont issues d'une distribution gaussienne (ce qu'on peut supposer ici puisque les 78 juges ont répondu de façon indépendante les uns des autres), on obtient un estimateur non biaisé de l'écart-type en multipliant la différence absolue moyenne de GINI par la moitié de racine de π .

⁵⁶ Nous faisons ici, des modèles à deux niveaux, une présentation exempte de formalisation. Pour l'écriture analytique d'un modèle à deux niveaux et quelques indications économétriques, voir l'annexe n° 9 de ce rapport. Pour une introduction aux modèles multiniveaux, voir, par exemple, T.A.B. SNIJDERS et R.J. BOSKER (1999), ainsi que J. SINGER (1998) pour les principes de base de la mise en œuvre de ces modèles avec le logiciel généraliste SAS.

⁵⁷ On sait que, si on dispose de plusieurs observations par individu, on peut créer un jeu d'indicatrices dont chacune prend la valeur 1 pour un individu particulier et la valeur 0 pour les autres ; introduites dans la régression en tant que variables explicatives, ces indicatrices permettent de cerner les effets fixes attribuables à chaque individu. On peut aussi les croiser, avec des limites évidentes du fait du nombre de variables explicatives créées de ce fait, avec les variables explicatives dont on se demande si elles n'ont pas un effet différent selon les individus. Mais, dans tous ces cas, on reste dans le cadre des coefficients dits fixes : ils sont simplement démultipliés par le nombre d'individus (ce qui est pratique pour contrôler l'hétérogénéité non observée) mais ils ne sont pas eux-mêmes expliqués par des variables, alors que les coefficients aléatoires le sont.

montant des pensions selon les juges, enfant par enfant ; elle le fera au moyen d'une constante aléatoire, d'une ou de plusieurs variables de niveau enfant pour lesquelles on postulera un effet aléatoire (ce sera le cas du sexe et/ou de l'âge de l'enfant) et d'une ou de plusieurs variables de niveau enfant pour lesquelles on supposera un effet fixe (sexe ou âge de l'enfant, si l'hypothèse d'effet aléatoire n'est pas retenue) ; un terme d'erreur complétera cette équation de niveau enfant.

D'autre part, au niveau des familles, on écrira autant d'équations qu'il y aura de coefficients supposés aléatoires au niveau enfant. Chaque équation expliquera un coefficient aléatoire. Elle le fera au moyen d'une constante fixe, ainsi que d'une ou de plusieurs variables de niveau famille (les revenus et les charges des parents gardien et non gardien, par exemple) affectées de coefficients fixes ; un terme d'erreur complétera chacune de ces équations de niveau famille.

La forme réduite du modèle, qui servira à l'estimation (par la méthode du maximum de vraisemblance restreint, *REML* en anglais), est obtenue en remplaçant, dans l'équation de niveau enfant, chaque coefficient aléatoire par son expression au niveau famille ; il apparaît alors clairement que la partie aléatoire du modèle, qui rassemble tous les éléments où figurent des termes d'erreurs, contient plusieurs éléments et qu'il s'agit donc d'un modèle à erreurs composées. De plus, dès lors qu'au moins une variable explicative de niveau enfant est dotée d'un effet aléatoire, un des éléments de la partie aléatoire du modèle est constitué du produit d'un terme d'erreur (de niveau famille) avec la variable en question, ce qui contredit certaines des hypothèses de GAUSS-MARKOV (l'indépendance entre les X et les ε , corollaire de l'hypothèse d'indépendance des ε entre eux, et l'hypothèse de constance de la variance des ε pour toutes les observations). L'estimation de ce modèle ne saurait donc relever de la méthode des moindres carrés ordinaires.

Les principaux résultats des modèles à deux niveaux sont, de façon générale, relatifs :

- d'une part à la contribution de chacun des effets aléatoires à la variance totale⁵⁸, ce qui permet notamment de détecter les effets qui, supposés au départ aléatoires, se révèlent ne pas l'être⁵⁹ et doivent donc être ramenés au statut d'effets fixes

⁵⁸ Ces contributions représentent les variances des erreurs des équations expliquant chaque coefficient aléatoire par des variables de niveau famille ; elles sont donc calculées en tenant compte (i.e. en contrôlant) des effets des éventuelles variables de niveau famille. Elles n'indiquent pas, par conséquent, la répartition de la variance entre les deux niveaux, qui est, elle, appréciée au moyen du modèle dit de moyennes non conditionnelles, c'est-à-dire n'incluant aucune variable explicative. En rapportant la variance estimée du terme d'erreur auquel se réduit alors la constante aléatoire, à la somme de cet élément et de la variance résiduelle (celle du terme d'erreur de l'équation de niveau enfant), on obtient l'ICC (*Intraclass Correlation Coefficient*), qui indique si le degré de similitude, au sein de chaque famille, des valeurs de la dispersion des pensions, selon les juges, pour chacun des enfants est suffisamment grand pour qu'il vaille la peine d'en tenir compte, voire de tenter de l'expliquer par des caractéristiques de niveau familial. En l'espèce, ICC vaut 89,4%, et cela que l'on mesure la dispersion par l'écart-type ou par sa version robuste issue de la différence moyenne de GINI. Cette forte valeur tient au petit nombre d'enfants par famille et elle interdit d'utiliser un modèle uni-niveau, qui traiterait les variables de niveau famille comme si elles relevaient du niveau enfant. En revanche, s'il apparaissait, quand on aura introduit des variables de niveau famille, qu'elles n'apportent presque rien à l'explication des coefficients aléatoires, on pourrait décider de s'en tenir à un modèle dont les coefficients sont aléatoires mais non expliqués par des variables de niveau famille. Ce ne sera toutefois pas le cas, ce qui justifie donc doublement le recours à des modèles multiniveaux : certains effets sont aléatoires et, parmi eux, certains s'expliquent par des variables de second niveau (famille).

⁵⁹ Comme il est rare, en pratique, qu'une ou plusieurs variable(s) explicative(s) de niveau supérieur explique(nt) toute la variabilité du coefficient supposé aléatoire d'une variable de niveau inférieur, le cas de variance (de l'erreur associée à un coefficient aléatoire) qui est estimée nulle se produit essentiellement lorsque ce coefficient est fixe, c'est-à-dire le même pour tous les groupes.

- d'autre part à l'effet des diverses variables explicatives : effets fixes pour les variables de niveau famille (avec, le cas échéant, des interactions entre niveaux, qui apparaissent dès lors que le coefficient d'une variable de niveau enfant est supposé aléatoire et est expliqué par une ou plusieurs variables de niveau famille), effets aléatoires pour les variables de niveau enfant qu'on aura dotées d'effets aléatoires et qui seront apparues comme en ayant réellement, effets fixes pour les autres variables de niveau enfant.

Estimés par REML, les écarts-types des effets ne risquent pas d'être surestimés comme ils risqueraient de l'être par les moindres carrés ordinaires du fait qu'on supposerait alors qu'on dispose de bien plus d'observations indépendantes qu'il n'y en a réellement. Mais, ici, du fait du petit nombre de groupes (32 familles) et d'individus par groupe (17 familles ont un enfant unique, 9 en ont deux, 4 trois, 2 cinq), les résultats des tests des variances et covariances des termes d'erreur des équations des coefficients aléatoires devront cependant être pris avec des réserves, car il ne s'agit que de tests asymptotiques, uniquement valables par conséquent pour de grands échantillons. D'où notre recours systématique à une alternative, le test du χ^2 sur la différence de déviance⁶⁰ entre le modèle incluant l'effet aléatoire d'intérêt et le modèle ne l'incluant pas mais comportant les mêmes effets fixes⁶¹.

b) Les résultats de nos estimations

Nous présentons en annexe n° 8 à la fois la base de données utilisée (tableau 8.2), les statistiques descriptives afférentes à nos modèles (tableau 8.3) et les résultats détaillés de nos modèles (tableaux 8.4). Bornons-nous, ici, à expliquer quelles variables expliquées et explicatives ils impliquent, avec quelles hypothèses quant aux effets aléatoires, et à tirer les conclusions des résultats des estimations : mis en évidence, les facteurs explicatifs de la dispersion du montant des pensions auront en effet des implications quant aux barèmes à mettre en œuvre.

a) Variable expliquée

Notre variable expliquée principale sera constituée par une mesure robuste de la dispersion du montant des pensions, à savoir l'estimation de l'écart-type que l'on déduit de la valeur de la différence absolue moyenne de GINI (variable appelée SIGMA_GINI_PA). De la sorte, nos résultats seront

⁶⁰ On appelle déviance l'opposé du double de la vraisemblance maximale ; c'est donc une grandeur positive. L'usage de la déviance est très fréquent en cas d'estimation par maximisation de vraisemblance parce que la variation de cette grandeur entre un modèle et un autre, estimé sur les mêmes observations et dont les variables sont un sous-ensemble du premier, suit une loi du χ^2 dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de variables exclues du premier modèle.

⁶¹ Lorsque nous voudrions comparer deux modèles ne comportant pas les mêmes effets fixes (en l'occurrence le modèle incluant tous les facteurs que le raisonnement ou la théorie suggèrent d'introduire, et le modèle qui ne conserve que les effets significatifs), nous devons abandonner la méthode *REML* pour revenir à la méthode du maximum (ordinaire) de vraisemblance (option METHOD=ML de SAS/PROC MIXED). L'option IC permettra d'afficher cinq critères d'information, qui mesurent le degré d'ajustement du modèle en tenant compte de diverses manières du nombre d'observations et du nombre de paramètres (de covariance et d'effets fixes, constante incluse) estimés réellement. Les critères qui, comme BIC, HQIC et CAIC, pénalisent le degré d'ajustement du modèle non seulement, comme AIC, lorsque augmente le nombre de paramètres, mais aussi lorsque croît le nombre d'observations, nous permettront de comparer deux variantes, dont l'une inclut une variable dont les valeurs manquantes font perdre 7 observations. Voir J. SINGER, op. cit., note 3 page 352, la documentation SAS de la version 8 et son additif pour la version 8.1.

nettement moins tributaires des montants extrêmes de pensions fixés par certains juges, sans pour cela nous obliger à éliminer soit toutes les pensions fixées par tel juge (le juge N°75 par exemple) soit, enfant par enfant, les montants de pension jugés extrêmes (selon quel critère ? Le même nombre – ou le même pourcentage – dans tous les cas, alors que les distributions relatives à certains enfants sont dépourvues de valeurs extrêmes ? Les observations situées au-delà d'un intervalle centré sur la moyenne et d'amplitude six écarts-types par exemple ?).

A titre de variante, nous utiliserons aussi l'écart-type ordinaire (ECART_TYPE_PA), dont on connaît la sensibilité à des valeurs très extrêmes comme le sont parfois les montants de pension fixés par le juge N°75. Nous verrons ainsi que la dispersion ainsi mesurée est nettement moins bien expliquée que la dispersion mesurée de façon robuste.

β) Variables explicatives

Nos variables explicatives seront au départ celles que dicte la théorie ou le simple raisonnement, et pour lesquelles nos données offrent une mesure supposée pertinente ou une approximation jugée raisonnable. Il s'agira des variables suivantes⁶².

- Le revenu total du parent non gardien avant versement de la ou des pensions (variable appelée R_TOT_NONGARDIEN_SANSPA, avec '000' comme suffixe lorsqu'elle est exprimée en milliers d'euros par mois) : on peut en effet s'attendre à ce que, si le débiteur est plutôt fortuné, certains juges n'hésiteront pas à majorer sensiblement le montant de la pension.
- L'écart (absolu) entre les revenus des deux parents (variable appelée ECART_ABS_REVENU_TOT) : on suppose en effet que, plus cet écart sera grand, plus les juges auront de latitude pour fixer le montant de la pension ?
- L'écart (absolu) entre les propositions de pension faites par les deux parents (variable appelée ECART_ABS_PROPOSE_PA) : comme pour les revenus, on suppose que, plus large est l'intervalle (ampleur du désaccord), plus les juges pourront diverger quant à leur appréciation du montant de la pension. Un problème technique surgit ici : que faire du cas des cinq familles au sein desquelles, pour au moins certains enfants (sept au total), le père⁶³ n'a pas fait de proposition de pension ? Si on maintient les données en l'état, on aura donc sept valeurs manquantes pour la variable d'écart (absolu) entre les propositions de pension, ce qui limitera les calculs à 50 enfants (et à 28 familles⁶⁴). D'où l'idée, après un examen cas par cas des enfants et familles concernées, de créer une variable alternative d'écart (absolu) entre les propositions

⁶² Voir en annexe n° 8 les statistiques descriptives correspondantes (tableau 8.3), assorties des données (tableau 8.2) elles-mêmes puisque le petit nombre d'observations et de variables le permet. On aurait aimé tester l'effet d'au moins quatre variables supplémentaires : le fait que le père soit hébergé gratuitement, le fait que chaque (jeune) parent soit retourné vivre chez ses propres parents, le fait qu'un des enfants jeune adulte ait des revenus personnels non négligeables et le fait que le père soit invalide ; on s'attendait à ce que, du fait des possibilités d'appréciation divergentes des juges quant aux conséquences de ces situations sur les besoins financiers du parent gardien et sur la capacité à payer du parent non gardien, la dispersion des pensions se trouve accrue dans ces cas-là. Malheureusement, une seule des 32 familles étudiées était concernée par chacune de ces situations, ce qui aurait fait dépendre les résultats d'un trop petit nombre d'observations.

⁶³ Dans nos données, la mère a toujours fait une proposition de pension.

⁶⁴ Cinq familles sont bel et bien concernées par l'absence de proposition de pension par le père et, pourtant, on ne perd que quatre familles. C'est que, pour une des familles (N°10), le père n'a rien proposé concernant les deux aînés (15 et 18 ans), gardés par la mère, mais qu'il y a eu accord explicite pour fixer, certes logiquement, à 0 le montant de pension que la mère verserait au père en tant que gardien de la benjamine (14 ans).

de pension faites par les deux parents, dont la valeur serait nulle en cas d'absence de proposition du père ; ce qui revient à estimer que le silence du père équivaut à un acquiescement implicite au montant proposé par la mère. Moyennant quoi, l'intégration de cette variable explicative (appelée ECART_ABS_PROPOSE_PA_IMPLIEXPLI pour souligner qu'il s'agit soit de propositions explicites soit de propositions implicites) permettra de conserver les 52 observations relatives aux enfants, et leurs 32 familles.

- Le fait que la mère vive à présent en couple (variable appelée MERE_PAS_EN_COUPLE), et la variable homologue concernant le père (variable appelée PERE_PAS_EN_COUPLE). Ces situations peuvent correspondre à une amélioration du niveau de vie pour l'ex-conjoint, ou à une détérioration si les ressources du nouveau partenaire et de ses éventuels enfants sont insuffisantes. On peut supposer que certains juges, intégrant cette information à leur manière, moduleront en conséquence le montant de la pension, ce qui pourrait accroître la dispersion de celle-ci pour les enfants dont un ou l'autre des parents vit à nouveau en couple.
- Le fait qu'il y ait un ou deux gardiens (variable indicatrice UN_SEUL_GARDIEN) : le consensus entre juges ne sera-t-il pas moindre s'il y a un seul gardien, puisque, en cas de répartition des enfants entre les parents, la compensation partielle des montants de pension devrait aboutir à un solde net plus faible que la somme des pensions en cas de gardien unique ?
- L'âge de l'enfant (variable AGE_ENFANT) : l'appréciation que font les juges du coût de l'enfant est peut-être plus hétérogène s'agissant des grands enfants, débouchant sur une dispersion accrue pour les adolescents. Mais il est possible aussi que le coefficient de cette variable capture bien d'autres effets que le pur effet d'âge : poursuite ou non des études (et besoins financiers associés), revenus du jeune adulte s'il travaille déjà, etc.
- Le sexe de l'enfant (variable indicatrice FILLE) : on ne peut exclure – et on verra que les faits nous donneront raison – que le fait qu'il s'agisse d'une fille ou d'un garçon introduise un élément supplémentaire de disparité entre juges, certains ayant peut-être par exemple une nette tendance à majorer les pensions des garçons, tandis que d'autres sont plus égalitaristes.

Tandis que les six premières variables explicatives caractérisent la famille, les deux dernières sont de niveau enfant ; seules ces dernières pourront donc avoir éventuellement un effet aléatoire. Les variables de niveau famille, elles, pourront soit expliquer la constante aléatoire du modèle, soit le coefficient aléatoire de l'âge ou du sexe de l'enfant. Disons-le d'emblée, si nous avons effectivement détecté l'existence d'une constante aléatoire expliquée par certaines des variables de niveau famille listées ci-dessus, et si nous avons également montré que l'âge et le sexe de l'enfant ont des effets plutôt aléatoires que fixes, en revanche aucune des variables de niveau famille n'explique de façon significative les coefficients aléatoires de l'âge et du sexe de l'enfant.

γ) Les six modèles

Nos quatre modèles principaux sont issus du croisement de deux choix : d'une part le choix de deux variables explicatives alternatives pour représenter l'écart (absolu) entre les propositions de pension faites par les deux parents : soit la variable ECART_PROPOSE_PA, avec sept valeurs manquantes, soit la variable ECART_ABS_PROPOSE_PA_IMPLIEXPLI, sans valeur manquante ; d'autre part, le choix de présenter tour à tour le modèle incluant toutes les variables supposées pouvoir être explicatives (afin de constater que certains effets prédits ne sont pas mis au jour – ce qui est en soi un résultat –, du moins

n'apparaissent pas significatifs sur la base de nos données, certes limitées en nombre), et le modèle simplifié ne retenant que les variables significatives.

Deux modèles complémentaires reprennent, à des fins de comparaison, le modèle incluant toutes les variables supposées pouvoir être explicatives, mais en substituant, comme variable expliquée, l'écart-type ordinaire (variable ECART-TYPE) à la mesure robuste de la dispersion (ci-après dénommée ECART-TYPE_ROBUSTE) que nous aurons utilisée pour nos quatre modèles principaux.

δ) Les conclusions de nos modèles

Le lecteur intéressé trouvera en annexe n° 10 le commentaire détaillé des résultats de nos quatre modèles principaux, qui expliquent donc tous SIGMA_GINI_PA (l'écart-type robuste), ainsi que le commentaire nos deux modèles complémentaires dont la variable expliquée est ECART_TYPE_PA). Nous nous bornons ici à présenter une synthèse des conclusions tirées de ces six modèles quant à l'explication de la dispersion du montant des pensions et à indiquer les **implications de ces conclusions quant aux barèmes**.

La dispersion des montants de pension fixés par les juges, appréciée par une mesure robuste de l'écart-type, est assez bien expliquée (cf. le R^2 de la version Moindres Carrés Ordinaires du modèle X1, égal à 73%) et elle l'est surtout par des variables de niveau famille, parce qu'elles rendent bien compte de la variabilité des coefficients aléatoires qui expliquent la dispersion. On retiendra que, si la constante et le coefficient du sexe peuvent être considérés comme ayant des effets aléatoires, c'est moins net pour l'âge de l'enfant. La constante aléatoire est surtout expliquée par l'écart de propositions des parents et, de façon moins nette, par le revenu du parent non gardien ; les autres variables explicatives testées s'avèrent non significatives (du moins sur notre échantillon et compte tenu de sa taille limitée, qui pèse sur la significativité des tests). Enfin, le coefficient aléatoire du sexe n'admet d'explication ni par une variable de niveau famille, ni même par une constante : sa valeur famille par famille tourne donc de façon aléatoire autour de 0.

En conséquence, d'éventuels barèmes, s'ils n'étaient qu'indicatifs mais voulaient quand même réduire sensiblement les manques à l'équité spatiale (i.e. d'un juge à l'autre), devraient spécifier le rôle, dans le montant de la pension, du revenu du parent non gardien non seulement parce qu'il s'agit d'un élément primordial du calcul (comme le confirmeront, *infra*, nos modèles d'explication du montant des pensions), mais aussi, ce qui était moins attendu, parce que nos modèles montrent que, plus le revenu du parent non gardien est élevé, plus les juges divergent dans les montants de pension qu'ils fixent.

Autre conclusion originale : les barèmes devraient ne pas rester muets quant à l'attitude du juge face à un écart sensible entre les montants de pension proposés par les parents ; en effet, comme nos modèles le démontrent, plus cet écart est important, plus les juges divergent dans leur appréciation de la pension, renforçant ainsi les atteintes à l'équité spatiale. Et le rôle de cet écart dans la dispersion des montants de pension serait, à en croire l'indication sommaire fournie par les coefficients standardisés de la version Moindres Carrés Ordinaires du modèle X3, très supérieur à celui du revenu non gardien (0,819 versus 0,095).

2.2. Explication du montant des pensions alimentaires par les caractéristiques du juge, en contrôlant les caractéristiques de la famille et de l'enfant

Compte tenu de la nature quasi-expérimentale de nos données (puisque, sauf rares exceptions, chacun des 78 juges s'est prononcé sur le cas de chacun des 57 enfants), nous disposons, pour chaque enfant niché dans chaque famille, d'un bon nombre de montants de pension alimentaire (un montant par juge).

Nous supposons, faute de mieux⁶⁵, que chaque pension est fixée indépendamment des éventuelles autres pensions (pour les frères et sœurs de l'enfant considéré) ; on expliquera donc séparément le montant de la pension alimentaire attribuée à chaque enfant ; on le fera au moyen des caractéristiques de la famille (X_f), de celles de l'enfant (X_e) et de celles du juge⁶⁶ (X_j) :

$PA_{fej} = f(X_f, X_e, X_j)$ pour 57 enfants, appartenant à 32 familles, et ayant fait l'objet d'une fixation de montant de pension par 78 juges (ou, parfois, légèrement moins).

Pour ce faire, la **régression multiple** est la bonne méthode puisqu'elle permet de raisonner *ceteris paribus* ; mais, comme seules dix-sept familles sur trente-deux ont un enfant unique, et que, par conséquent, les autres enfants partagent avec leurs frères et sœurs présents dans la base de données les caractéristiques de leur famille, il serait techniquement inapproprié de traiter nos données comme si les enfants étudiés appartenaient tous à des familles différentes ; il nous faudra donc recourir aux **modèles multiniveaux**. Mais comme, par ailleurs, on ne peut faire comme s'il s'agissait de montants fixés par des juges à chaque fois différents, c'est à une version particulière des modèles multiniveaux que nous avons dû recourir : les **modèles multiniveaux à classification croisée**⁶⁷, qui nous permettront de prendre en compte non seulement le fait que les enfants sont « nichés » de façon hiérarchique au sein de leurs familles, mais également le fait **que les montants fixés le sont par les mêmes juges**.

Nous ferons grâce au lecteur des **multiples variantes** que nous avons testées avant de parvenir au modèle présenté ici : prise en compte des revenus ou des niveaux de vie, niveaux de vie calculés *stricto*

⁶⁵ En annexe n° 11, nous faisons état d'une hypothèse alternative : celle selon laquelle le juge, soucieux de faire en sorte que le montant total des pensions soit en rapport avec les capacités contributives du débiteur des pensions, prend en compte ce total, et cela de manière séquentielle ou simultanée.

⁶⁶ Pour prendre en compte le « facteur juge », nous avons commencé par le faire à minima, en nous bornant à introduire un simple **effet fixe** pour chaque juge (recours à un jeu de 77 variables indicatrices), ce qui nous a permis d'identifier les juges qui, lorsqu'on contrôle les caractéristiques des enfants et de leurs familles, fixent en moyenne des pensions s'écartant le plus des montants fixés, en moyenne, par les autres juges. Mais, parce que cette approche était techniquement incompatible avec l'inclusion, dans le modèle, des **caractéristiques des juges** (dont nous voulions tenter de cerner le pouvoir explicatif), les modèles présentés ici ne recourent pas aux indicatrices juge par juge.

⁶⁷ Il y a classification croisée parce que chaque enfant appartient à une famille (on se trouve dans le cas du modèle hiérarchique classique, avec groupes de petites tailles, les familles, dont les enfants partagent les caractéristiques) et parce que chaque enfant peut être, en même temps, considéré comme relevant d'un juge (puisque chaque juge a fixé un montant de pension pour la plupart des enfants et que tous ces montants de pensions ont en commun les caractéristiques du juge), et cela sans que familles et juges soient imbriqués de façon hiérarchique ; d'où l'idée que chaque montant de pension peut être classé dans une catégorie croisant famille et juge. La question s'est néanmoins posée de savoir si les données dont nous disposons ne doivent pas être vues comme relevant des modèles de type « classification croisée et appartenance multiple » (MMMC, "*Multiple Membership Multiple Classification*", BROWNE, GOLDSTEIN et RASBASH, 2001) : du fait que chaque enfant voit sa pension fixée par les mêmes juges, il relève de tous ces juges (et non pas d'un seul, comme en classification simple). En annexe n° 12 nous explorons ce point de vue alternatif.

sensu ou *lato sensu* (cf. définitions *supra*), revenus bruts ou revenus nets de charges, charges ou taux de charges, spécifications alternatives pour l'âge de l'enfant (divers découpages en tranches, *versus* une spécification parabolique, *versus* une fonction *spline* avec seuil à sept ans), divers effets d'interaction (et, notamment, entre le sexe de l'enfant et le sexe du juge), multiples autres facteurs, qui se sont trop souvent révélés non significatifs pour qu'on les retienne *in fine* (tribunal situé à Paris ou en province, statut matrimonial du juge, durée de l'expérience du juge – en général ou spécifiquement en tant que JAF – juge utilisant ou non un barème, accord ou désaccord entre les parents quant au montant de la pension, durée du mariage, existence d'une prestation compensatoire versée à la mère, mère vivant à nouveau en couple, père vivant à nouveau en couple, père invalide, père hébergé gratuitement, mère hébergée gratuitement, père retourné vivre chez ses propres parents, mère retournée vivre chez ses propres parents, nombre d'enfants hors union vivant avec le père, nombre d'enfants hors union vivant avec la mère).

La **version finale** de notre modèle multiniveaux à classification croisée expliquant les montants des pensions alimentaires s'écrit ainsi⁶⁸, dans sa **version structurelle** (où e, f et j sont les indices enfant, famille et juge, respectivement ; où G se rapporte au parent gardien et NG au parent non gardien ; où PA est le montant de la pension alimentaire mensuelle en euros, REVENU est le revenu brut mensuel en milliers d'euros, TXCHARG est le taux de charges = charges / revenu brut, FILLE vaut 1 si l'enfant est de sexe féminin et 0 sinon, JUGE_F vaut 1 si le juge est de sexe féminin et 0 sinon, EF1_3 vaut 1 si l'enfant a moins de quatre ans et 0 sinon, et de même pour EF8_12, EF13_16 et EF17_20, les enfants de 4 à 7 ans constituant la modalité de référence) :

$$PA_{e,f,j} = \beta_{0_{e,f}} + \beta_{1_j} + \beta_3 * FILLE_{e,f} + \beta_4 * EF1_3_{e,f} + \beta_5 * EF8_12_{e,f} + \beta_6 * EF13_16_{e,f} + \beta_7 * EF17_20_{e,f} + r_{e,f,j}$$

$$\text{avec : } \beta_{0_{e,f}} = \delta_f * REVENU_NG_f + \beta_8 * REVENU_G_f + \beta_9 * TXCHARG_G_f + \beta_{11} * TXCHARG_NG_f + u_{e,f}$$

$$\text{où : } \delta_f = \alpha + v_f$$

$$\text{et avec : } \beta_{1_j} = \beta_2 * JUGE_F_j + w_j$$

D'où la **version réduite du modèle** :

$$PA_{e,f,j} = (\alpha + v_f) * REVENU_NG_f + u_{e,f} + w_j + \beta_2 * JUGE_F_j + \beta_3 * FILLE_{e,f} + \beta_4 * EF1_3_{e,f} + \beta_5 * EF8_12_{e,f} + \beta_6 * EF13_16_{e,f} + \beta_7 * EF17_20_{e,f} + \beta_8 * REVENU_G_f + \beta_9 * TXCHARG_G_f + \beta_{11} * TXCHARG_NG_f + r_{e,f,j}$$

Après regroupement des effets fixes (premier crochet) et des effets aléatoires (second crochet) on obtient :

$$PA_{e,f,j} = [\beta_3 * FILLE_{e,f} + \beta_4 * EF1_3_{e,f} + \beta_5 * EF8_12_{e,f} + \beta_6 * EF13_16_{e,f} + \beta_7 * EF17_20_{e,f} + \beta_8 * REVENU_G_f + \beta_9 * TXCHARG_G_f + \alpha * REVENU_NG_f + \beta_{11} * TXCHARG_NG_f + \beta_2 * JUGE_F_j] + [u_{e,f} + v_f * REVENU_NG_f + w_j + r_{e,f,j}]$$

⁶⁸ Pour simplifier l'écriture du modèle ci-dessus, nous nous sommes écartés des noms de variables réellement utilisés (qui sont ceux qui figurent dans les tableaux 8.5 de l'annexe 8, tableaux qui reproduisent les sorties de SAS/PROC MIXED). La correspondance entre noms de variables réels et noms simplifiés peut sembler assez évidente pour ne pas entraîner de confusion ; nous préférons toutefois indiquer explicitement ici que PA correspond en fait à la variable MONTANT_PENSION, que REVENU_NG c'est R_tot_nongardien000, que REVENU_G c'est R_tot_gardien_sansPA000, que TXCHARG_G c'est taux_charges_gardien, que TXCHARG_NG c'est taux_charges_nongardien, et que JUGE_F c'est JUGE_FEMME.

On aura donc **trois composantes de la variance**, attachées respectivement au niveau enfant (niché dans le niveau famille), au niveau famille et au niveau juge (ces deux niveaux n'étant pas imbriqués de façon hiérarchique mais étant croisés), plus une composante résiduelle, correspondant à ce qui, dans la variabilité des pensions fixées par les juges, n'est expliqué par aucune des caractéristiques des enfants, des familles et des juges intégrées à ce modèle.

Les tableaux 8.5 de l'annexe n° 8 présentent les **résultats détaillés** afférents à notre modèle multiniveaux à classification croisée expliquant les montants des pensions alimentaires : statistiques descriptives (aux niveaux appropriés à la nature de chaque variable), résultats de la procédure SAS/PROC MIXED, résultats du modèle de régression multiple ordinaire correspondant.

Les **principaux résultats** obtenus sont les suivants.

- Chacun des niveaux contribue de façon significative à la variance des montants des pensions alimentaires : la contribution du niveau famille est primordiale, suivie de celle du niveau enfant, puis de celle du niveau juge, qui est moindre mais significative et loin d'être négligeable.
- La variable qui a le plus d'impact⁶⁹ sur le montant des pensions est le revenu du parent non gardien : pour chaque centaine d'euros de revenu supplémentaire, le débiteur se verra, en moyenne, demander de payer 7,6 euros de plus au titre de chacun de ses enfants.
- En revanche, le revenu du parent gardien n'a pas d'impact significatif sur le montant de la pension.
- Les taux de charges (qui sont moins liés aux montants de revenus que les charges elles-mêmes) n'ont pas d'impact significatif.
- Très curieusement, mais de façon quasi-permanente quelle que soit la spécification choisie pour le modèle, le fait que l'enfant soit une fille est de nature à diminuer le montant de la pension de façon significative (de 19 euros par mois, ici, coefficient significatif au seuil de 5%). Notons que ce résultat ne dépend pas du sexe du juge, comme nous avons pu le vérifier au moyen d'une variable croisée, que son coefficient toujours non significatif a conduit à ôter du modèle final.
- L'âge de l'enfant n'est pas sans effet : si le montant de la pension ne diffère pas selon que l'enfant a moins de quatre ans ou entre quatre et sept ans, en revanche on constate une majoration (de 20 euros par mois, significatif seulement au seuil de 10%) pour les enfants de huit à douze ans, et des augmentations de 30 euros et 34 euros (significatives au seuil de 5%) pour les 13-16 ans et les 17-20 ans, respectivement ; l'effet n'est donc clairement pas une fonction linéaire simple de l'âge mais les pré-adolescents et adolescents ouvrent droit, en moyenne, à des pensions supérieures.
- Le fait que le juge soit une femme a un léger effet de majoration de la pension (5 euros de plus par mois, significatif au seuil de 5% seulement).

⁶⁹ Notons que, dans le modèle de régression multiple par les moindres carrés ordinaires homologues de notre modèle multiniveaux, le revenu du parent non gardien explique à lui seul 65,40% de la variance du montant des pensions (contre 71,25% pour le R² du modèle avec toutes les variables explicatives).

La comparaison de ces résultats de notre modèle multiniveaux à classification croisée avec ceux de son homologue en version **régression multiple par les moindres carrés ordinaires** permet de réaliser trois faits.

- La part de la variance expliquée par les quelques variables du modèle est très supérieure à ce qu'on parvient d'ordinaire à expliquer sur données individuelles : avec un R^2 de 71,25 %, les montants des pensions alimentaires apparaissent comme largement dictés par une sorte de barème implicite. Si on néglige l'effet-juge, le R^2 ne diminue presque pas (il passe à 71,17%).
- La multicolinéarité n'affecte pas de façon sévère ce modèle et donc, si certains coefficients ne sont pas significatifs, ce n'est probablement pas parce que le facteur dont ils mesurent l'impact serait fortement lié linéairement à un autre facteur présent dans le modèle.
- Les divergences entre coefficients estimés (et, plus encore, écarts-types estimés de ces coefficients) par ce modèle exploratoire et par notre modèle multiniveaux à classification croisée suggèrent qu'il n'est pas inutile de recourir à la méthodologie des modèles multiniveaux : comme attendu, la régression multiple ordinaire, qui ignore la non indépendance des observations due à l'existence de plusieurs niveaux, exagère sensiblement les écarts-types estimés, aboutissant à ce que pratiquement toutes les variables explicatives apparaissent significatives, alors que notre modèle multiniveaux débouche sur des résultats dans lesquels un bon nombre de facteurs ne peuvent pas être considérés comme ayant un effet réellement significatif sur le montant des pensions alimentaires.

Conclusion du chapitre 2

Finalement, au vu des réponses de 78 juges dont on ignore s'ils constituent un échantillon très particulier ou représentatif des JAF de France, on peut conclure que ces juges-là ont, quant à la fixation des pensions alimentaires pour enfants, des pratiques non homogènes (le contraire eût été surprenant) ; mais cette variabilité est faible au regard des différences de montants de pensions selon les caractéristiques des affaires. Lorsqu'on contrôle ces caractéristiques (et tout spécialement le revenu du parent non gardien, variable au rôle essentiel), on a du mal à identifier des caractéristiques des juges (sexe, âge, situation matrimoniale, expérience professionnelle, etc.) qui expliqueraient leurs différences de pratiques. En revanche, il est clair que le consensus entre ces juges est d'autant plus faible que le revenu du parent non gardien est élevé et que les propositions de montant de pension faites par les parents sont divergentes. Au vu de ces résultats, la mise en place d'un barème s'avère justifiée ; mais alors quel barème ? C'est ce dont va justement traiter la partie 2.

PARTIE 2

DES BAREMES POUR LA FIXATION DE PENSIONS ALIMENTAIRES JUSTES ET EFFICACES

L'objectif de cette seconde partie est de simuler différents barèmes de pensions alimentaires pour enfants sur la base de données constituée par des cas réels que nous avons collectés. La difficulté qui se pose immédiatement est que le nombre de barèmes à simuler peut être multiplié à l'infini. Dès lors il est nécessaire de dégager quelques grands principes généraux pour limiter ce nombre. Dans cette perspective, nous avons procédé en deux temps.

Tout d'abord, nous avons examiné les différents principes sur lesquels seraient susceptibles de s'appuyer les barèmes (chapitre 1) pour ensuite dégager un certain nombre de barèmes à simuler (chapitre 2). Nous tenons à souligner que cette démarche se veut exploratoire au sens où notre intention n'est pas ici de proposer un barème « clef en main », prêt à être mis en place. Il s'agit avant tout de dégager les paramètres à prendre en considération lorsque l'on met en place un barème et d'évaluer, pour différents barèmes, les différences qu'ils produisent en matière, notamment, d'impact sur les niveaux de vie pour les enfants eux-mêmes, et pour les parents.

CHAPITRE 1 LES FONDEMENTS DES BAREMES DES PENSIONS ALIMENTAIRES

Il s'agit dans ce premier chapitre de dégager des principes susceptibles de servir de fondements à l'élaboration de barèmes en matière de pensions alimentaires. Pour ce faire, la réflexion a été menée à deux niveaux. Dans un premier temps, nous mettons en évidence les principaux fondements économiques sur lesquels il serait possible d'asseoir l'élaboration de barèmes en matière de pensions alimentaires (section 1). Pour compléter cette analyse, nous avons exploité la base de données administratives constituée par les dossiers de décisions de justice issues du TGI de Mulhouse afin de faire émerger les critères implicites retenus par les magistrats lorsqu'ils fixent une pension alimentaire (section 2). Dans un second temps, nous développons une analyse dynamique, qui consiste à examiner la façon dont l'existence de barèmes influe sur le comportement des parents divorçant. Plus précisément, c'est la question de la capacité des barèmes à favoriser la coopération entre les parents qui a retenu notre attention (section 3).

Section 1. Les justifications économiques théoriques des barèmes

La réflexion sur les fondements théoriques économiques des barèmes passe par la distinction de deux niveaux d'analyse : d'une part celui des raisons de l'existence de barèmes (§ 1), et d'autre part celui des critères de choix pour élaborer les règles de calcul du barème (§ 2). Pour mener cette réflexion théorique, la grille de lecture qui a été retenue est celle qui repose sur la distinction, traditionnelle en économie, entre efficacité et équité.

§ 1. Pourquoi mettre en place des barèmes en matière de fixation de pensions alimentaires pour enfants ?

Les objectifs de mise en place d'un barème étant déjà bien décrits dans la littérature (cf. SAYN, 2002), ce que nous proposons ci-dessous est de présenter les raisons susceptibles de légitimer l'instauration de barèmes en privilégiant une approche en termes d'efficacité et d'équité. Plus précisément, nous montrons que, sous certaines conditions relatives à la nature du barème et sous réserve du respect de certaines hypothèses, l'existence d'un barème peut se justifier au regard de critères d'équité (1.1) et d'efficacité (1.2).

1.1. Pour des raisons d'équité

En l'absence de barèmes, on peut craindre l'existence d'une variabilité des pensions selon les JAF pour des enfants placés dans des conditions similaires⁷⁰. Cette hétérogénéité des décisions peut se manifester entre tribunaux, entre juges, mais peut aussi concerner un même juge, ce dernier ne prenant pas nécessairement des décisions homogènes au cours du temps. L'existence de telles disparités aurait alors pour incidence d'entraîner une rupture d'égalité entre les ménages concernés par le versement des pensions. La mise en place d'un barème pourrait alors contribuer à l'instauration de décisions équitables. En effet, par définition, un barème est guidé par un principe d'équité, c'est-à-dire d'**égalité de traitement**.

⁷⁰ Les résultats tirés de l'exploitation des données expérimentales que nous avons collectées (cf. partie 1, chapitre 2, section 2) semblent confirmer la validité de l'hypothèse d'une pratique non homogène de la part des magistrats.

Cela signifie qu'un traitement égal doit être réservé aux personnes placées dans une même situation. Dans le domaine des pensions alimentaires, le barème reposerait sur la construction d'une grille croisant différents critères caractérisant les parents et les enfants et attribuant selon une certaine règle de calcul des montants de PA pour chaque cellule de la grille. Ce faisant, le barème garantirait, par construction, le respect d'un principe **d'équité entre les enfants** : tous les enfants se trouvant dans la même cellule (la même situation) recevraient le même montant de pension alimentaire. De même, tous les **parents** concernés par la même cellule seront traités de la même manière : ils recevraient ou payeraient le même montant de pension alimentaire.

Si l'on suppose que les règles de calcul sont fondées sur des critères raisonnés (cf. *infra*), la dimension équitable du barème est alors conditionnée à la **nature du barème**⁷¹. Si le barème est **facultatif**, c'est-à-dire s'il est proposé au juge comme une simple aide à la décision sans qu'il lui soit fait l'obligation de l'appliquer, la recherche d'équité tombe naturellement puisque cela conduit à laisser aux magistrats une entière liberté dans l'utilisation ou non de la table de calcul. Si le barème est **obligatoire**, c'est-à-dire que le juge est obligé de se référer au barème, son caractère équitable va dépendre de sa force obligatoire, qui n'aura pas la même intensité selon que le barème est impératif ou indicatif. On dit que le barème est **impératif** si son application s'impose absolument sans aucune possibilité de dérogation : le résultat issu du calcul s'impose au magistrat. Il est **indicatif** si le résultat issu du calcul ne s'impose pas au magistrat mais si la consultation de la table est un passage obligé pour la décision, et que des motivations spéciales doivent être fournies si le magistrat souhaite s'en écarter^{72 73}.

Dans le cas d'un barème impératif, et dans les limites des critères pris en compte par le barème, le principe d'équité, au sens de traitement égal des justiciables, est totalement respecté du fait du caractère d'automatisme d'application du résultat fourni par la règle de calcul du barème. En revanche, le caractère indicatif du barème conduit – en raison des possibilités de déviation par rapport au barème – à remettre en cause le principe d'équité tel que l'on vient de le définir. Cela étant, il faut indiquer que la dimension équitable sera mise en cause avec plus ou moins de force selon que le degré de précision gouvernant l'élaboration de la règle de calcul. Plus cette dernière reposera sur la prise en compte d'un nombre réduit de variables (ex : revenu brut et nombre d'enfants) et plus la part des ménages constituant des cas particuliers, cas particuliers qui conduiront le juge à dévier par rapport au montant fixé, sera importante. Inversement, plus la règle de calcul intègrera de multiples paramètres (ex : revenus nets, nombre d'enfants, âge des enfants, rang dans la fratrie, etc.), et plus les cas particuliers seront réduits, ce qui diminuera d'autant les risques de non respect des montants établis par le barème.

Outre le traitement équitable entre enfants de familles différentes et entre parents de ménages différents, le barème devrait également garantir une équité de traitement entre conjoints d'un même ménage⁷⁴. L'équité au sein du couple parental est de nature différente de celle qui assure l'égalité de

⁷¹ Cette discussion sur la nature du barème s'appuie sur les distinctions établies par CADIET (2002) et BOURREAU-DUBOIS *et al.* (2002)

⁷² Le rapport SAYN (2002) évoque différents motifs d'écart par rapport au résultat de l'application du barème : un commun accord des parties, libres de lui préférer une fixation conventionnelle de la pension alimentaire ; la demande de l'une des parties si l'application de la règle de calcul conduirait à une évaluation injustifiée au regard de la situation patrimoniale réelle des parties.

⁷³ Une telle interprétation du caractère obligatoire du barème se rapproche de la conception du barème aux Etats-Unis. Ainsi, le *Family Support Act* (1988) impose aux tribunaux d'utiliser les montants fixés par les barèmes ou de fournir des motivations en cas de non-respect (déviation) du montant du barème. Les barèmes sont dits « *presumptive* ».

⁷⁴ La recherche d'équité entre les parents se justifie du point de vue d'un critère de justice sociale ; elle se justifie également au nom de l'efficacité. En effet, on peut penser que plus le parent non gardien estimera qu'il est traité équitablement par rapport au parent gardien et plus il est probable qu'il payera la pension.

traitement entre des enfants ayant des caractéristiques identiques. Plusieurs définitions de l'équité peuvent être alors envisagées. Il peut s'agir d'une **équité de moyen** : la pension alimentaire fixée par le barème s'appuie, par exemple, sur un partage du coût de l'enfant entre les parents au prorata de leurs ressources. Il peut s'agir également d'une **équité de résultat** : la pension alimentaire fixée par le barème est, par exemple, telle qu'elle garantit un partage égalitaire de la perte de niveau de vie due au divorce entre le ménage du parent gardien et celui du parent non gardien. Selon la définition retenue, les règles de calcul du barème, voire même le fondement du barème, seront différents.

1.2. Pour des raisons d'efficacité

La mise en place d'un barème peut se justifier pour des motifs d'efficacité, et ce à trois niveaux :

1.2.1. Favoriser la coopération entre les parties et améliorer le taux de paiement des pensions

Un barème peut contribuer à améliorer à la fois la coopération entre les parties et le taux de paiement des pensions. Tout d'abord, en visant à rendre prévisible les montants de pension et transparent le calcul de la pension, le barème présenterait l'avantage de fournir des anticipations, en particulier à l'usage des parties (débiteurs et créditeurs). Ce faisant, le barème pourrait encourager la négociation et donc la coopération, qui est source d'un respect plus probable de l'obligation alimentaire due par le parent non gardien. Ensuite, on peut penser que le fait de fonder le montant de la pension alimentaire sur des règles de calcul, et non sur les critères implicites d'un magistrat, est susceptible de rendre plus juste aux yeux du parent non gardien le montant de la pension à payer, ce qui ne pourrait être que favorable au paiement de celle-ci.

L'efficacité attendue du barème repose néanmoins sur un certain nombre de conditions relatives à la fois à la nature du barème et au comportement des agents.

La première hypothèse selon laquelle la mise en place d'un barème favoriserait l'incitation à coopérer s'appuie sur les travaux portant sur les conflits juridiques, qui mettent en évidence le fait que les avantages informationnels favorisent la coopération des parties. L'ampleur de ces avantages informationnels dépend du degré de prévisibilité attendue de l'instauration d'un barème. Si ce dernier est impératif (cf. *supra*), l'information est parfaite. En revanche, si le barème est indicatif, il est alors nécessaire de prendre en compte dans le raisonnement les anticipations des parties à l'égard de la décision qui sera prise par le juge. Autrement dit, l'efficacité du barème dépend du comportement des parties. Nous proposons dans la section 3 de ce chapitre d'examiner en détail cette condition d'efficacité.

La seconde hypothèse repose sur l'intuition selon laquelle un montant fixé par une règle de calcul semblera plus juste aux yeux du parent non gardien qu'un montant résultant de la discrétion d'un magistrat. Là encore, le caractère indicatif ou impératif du barème aura une incidence sur le caractère jugé équitable par le parent non gardien du montant de la pension. Si le barème est impératif, le parent non gardien est assuré que la part d'arbitraire du juge n'entrera pas en ligne de compte dans la fixation du montant de la pension alimentaire. En revanche, si le barème est indicatif, cela donne, par définition, la possibilité au juge de dévier par rapport au résultat issu de la règle de calcul. Cela étant, l'intervention ou non du juge dans la fixation du montant de la pension n'est pas le seul élément susceptible de jouer sur le caractère équitable de la décision. Celui-ci va également dépendre des règles qui vont fonder le calcul de la pension (cf. *infra*). On peut alors considérer que plus les règles seront estimées équitables par le parent

non gardien et plus cela jouera favorablement sur l'efficacité du barème en matière de paiement des pensions.

1.2.2. Eviter le gaspillage des ressources de la collectivité

Le barème peut être vu comme un outil efficace pour éviter le gaspillage des ressources de la collectivité.

a) En permettant à la fois « d'automatiser » la fixation et la révision des pensions (et donc de réduire le temps de jugement), et de couper court aux contestations des parties, le barème peut contribuer à rationaliser la prise de décision dans les tribunaux.

Cela étant, cette forme d'efficacité du dispositif est conditionnée à la fois par la nature du barème et par le degré de complexité des règles de calcul retenues pour fixer la pension. Un barème impératif peut sembler a priori la forme de barème qui maximise la simplification du travail du juge au sens où ce dernier n'aurait qu'à appliquer la règle de calcul pour déterminer le montant de la pension. Inversement, un barème indicatif serait moins efficace dans la mesure où le juge disposant de marge de manœuvre serait amené à consacrer plus de temps au traitement du dossier. Cependant, le caractère plus efficace d'un barème impératif n'est pas automatique ; cela va dépendre de la quantité et de la nature des informations que le magistrat aura besoin de collecter pour effectuer le calcul du montant de la pension alimentaire. On pourrait envisager que, pour des raisons d'équité (cf. *supra*), le barème nécessite la réunion d'un nombre de pièces importantes (factures, déclarations d'impôts, fiches de paie des éventuels nouveaux conjoints). Dans ces conditions, les difficultés que pourrait rencontrer le magistrat pour réunir ces différents documents nécessaires au calcul de la pension risqueraient de bloquer la procédure de fixation de la pension et nuire à l'efficacité attendue d'une procédure d'automatisation que serait un barème impératif.

b) S'il est avéré que l'existence d'un barème permet d'améliorer le taux d'effectivité du paiement de la pension (cf. *infra*), alors le barème peut présenter un second avantage du point de vue de l'allocation des ressources publiques.

En effet, si l'investissement en capital humain (c'est-à-dire l'éducation de l'enfant) est principalement pris en charge par la solidarité privée (via la pension alimentaire), alors cela permet aux pouvoirs publics de diminuer la part de leur prise en charge de ce type de dépense. Par exemple, on peut penser que si le barème favorise le paiement effectif des pensions alimentaires, cela contribuera sans doute à diminuer, du moins en partie, les sommes déboursées par l'aide sociale pour pallier, entre autres, les conséquences de l'absence ou de la non adéquation du montant de la pension alimentaire aux besoins de l'enfant (cf. ASF, API, RMI).

1.3. Garantir un niveau de pension adéquat à l'enfant

De nombreuses études mettent en avant le fait que les familles monoparentales, qui sont constituées pour une part par des ménages de parents gardiens, disposent d'un revenu moyen par unité de consommation nettement inférieur à celui des autres foyers avec enfants et sont plus souvent exposées au risque de pauvreté (cf. partie 1, chapitre 1). Si l'on considère que cette situation est imputable notamment

à des pensions alimentaires chroniquement trop faibles⁷⁵, alors on pourrait considérer comme légitime la mise en place d'un barème afin de garantir un niveau de pension adéquat à l'enfant⁷⁶. Le barème aurait alors pour intérêt de borner les décisions des juges en matière de fixation de pension alimentaire, en fixant notamment des bornes inférieures au montant de pension alimentaire. Ce faisant, cela pourrait permettre d'éviter la fixation de pensions dérisoires ne couvrant pas les besoins de l'enfant.

Cela étant, si le mérite d'un barème serait d'encadrer la pratique des juges, il nous semble que le barème ne permet pas en soi de dire ce que devrait être le juste montant de cette pension. Ce qui doit déterminer le niveau de la pension alimentaire c'est l'objectif que l'on assigne à la pension alimentaire.

§ 2. Quelles normes retenir pour fixer les règles de calcul du barème ?

Si l'on convient qu'un barème doit permettre d'atteindre un montant donné de pension alimentaire dans une situation donnée, la règle de calcul reste à poser. Si les montants de chacune des cellules du barème ne peuvent être le fruit du hasard, selon quelles logiques faut-il les calculer ? Suivant la grille de lecture qui est la nôtre, nous proposons de choisir des règles de calcul cohérentes avec un principe d'efficacité et/ou un principe d'équité. Nous commençons par présenter les règles de calcul qui doivent être posées pour construire un barème de base (2.1). Ensuite, nous envisageons des modulations possibles de ces règles de calcul (2.2).

2.1. Des règles de calcul pour un barème de base

Les règles de calcul constituant le barème de base doivent, nous semble-t-il, être en conformité avec le fondement juridique de la pension alimentaire. Celui-ci réside dans l'obligation alimentaire des parents envers leurs enfants. Être parent implique de contribuer aux frais d'entretien et d'éducation de l'enfant, que le couple parental soit ou non séparé. En cas de séparation, la pension alimentaire correspond à la part prise en charge par le parent non gardien.

Etablir une règle de calcul pour la fixation de la pension alimentaire dans le cadre d'un barème suppose donc, pour établir la règle de calcul de base, de répondre à deux questions :

- Quel est le coût de l'entretien et de l'éducation de l'enfant ?
- Comment ce coût doit-il être réparti entre les parents ?

Il s'agit donc de s'intéresser tout d'abord à la façon d'évaluer le coût de l'entretien et de l'éducation de l'enfant (2.1.1), puis d'examiner les différentes formes de partage de ce coût entre les parents (2.1.2).

⁷⁵ L'analyse statistique des niveaux de vie des familles monoparentales, que nous avons réalisée sur la base de l'exploitation de l'ECHP, semble au contraire montrer que, si les ménages monoparentaux avec enfant de parents divorcés ont en moyenne les plus bas niveaux de vie, ce n'est pas tellement parce que les pensions alimentaires sont trop faibles mais plutôt parce que les autres ressources du ménage sont trop modestes (cf. partie 1, chapitre 1, section 2). Par ailleurs, la faiblesse du niveau de vie des familles monoparentales peut également résulter en partie de l'irrégularité ou de l'absence de versements au titre de la pension alimentaire pour enfants.

⁷⁶ Cette justification se retrouve notamment dans les textes fondateurs de la mise en place des barèmes en matière de pension alimentaire aux Etats-Unis (cf. ROTHE *et alii*, 2001).

2.1.1. Evaluation des frais d'entretien et d'éducation de l'enfant

L'évaluation du coût d'entretien et d'éducation de l'enfant pour lequel le montant de la pension doit être fixé conduit à poser deux questions principales : la première concerne l'évaluation du coût de l'enfant et la seconde concerne la période de référence qui doit servir pour calculer ce coût.

a) Quelles méthodes retenir pour évaluer les frais liés à l'entretien et à l'éducation de l'enfant ?

Dans la littérature, on trouve deux types de méthodes : celle en termes de **budget de l'enfant** et celle en termes de **coût de l'enfant**.

Les frais d'entretien en termes de budget peuvent être estimés à partir de **l'évaluation du budget consacré à l'enfant**, le budget étant entendu soit au sens de la somme des dépenses consacrées à l'entretien de l'enfant, soit au sens d'un bilan des recettes et des dépenses liées à l'enfant. Différentes méthodes de mesure peuvent être utilisées pour estimer ce budget : celles fondées sur l'évaluation de ce budget à partir d'enquêtes de consommation, celles basées sur la détermination d'un panier-type de consommations et celles fondées sur le calcul d'un budget au cas par cas.

La méthode préconisée par l'Association Condition paternelle

Cette méthode consiste à estimer le budget de l'enfant au cas par cas. Selon cette association, les frais liés à l'entretien de l'enfant doivent être évalués à partir des dépenses (habitation, vacances, loisirs, alimentation, transport, habillement, etc.) propres à chaque ménage (gardien et non gardien) nettes des avantages reçus liés à la présence de l'enfant (allocations familiales, économie d'impôt, aides municipales, etc.)⁷⁷.

La méthode UNAF

Cette méthode utilise pour déterminer le budget de l'enfant, non des données réelles, mais une évaluation d'un budget établi à partir d'un panier type de consommations. Ce panier correspond à la somme des dépenses estimées nécessaires pour qu'une famille vive sans privations. Les postes budgétaires pris en considération sont les suivants : alimentation, logement, habillement, meubles, transports, loisirs et culture. Ce panier est déterminé pour différents types de familles, chacun correspondant à une structure familiale particulière. Il s'agit pour l'UNAF, d'un budget de besoins. Dès lors, le budget de l'enfant, qui est obtenu en faisant le rapport entre le budget du ménage et le nombre d'unités de consommation (échelle d'Oxford) renvoie à la notion de besoin minimal de l'enfant.

La méthode utilisée par les tribunaux suisses

Cette méthode consiste à évaluer le budget de l'enfant à partir de la somme des dépenses de consommation liées à l'entretien de l'enfant (nourriture, habillement, logement, frais divers, soins et

⁷⁷ Pour une présentation de la méthode préconisée par l'Association Condition paternelle, se reporter à BOURREAU-DUBOIS *et alii*. (2002), p. 198.

éducation). Ces dépenses sont obtenues à partir d'enquêtes de consommation. On obtient alors une estimation moyenne des frais liés à l'entretien de l'enfant⁷⁸.

Ce type d'évaluation basée sur le budget consacré à l'enfant peut conduire à des risques de sous-évaluation des frais d'entretien et d'éducation de l'enfant. Le premier risque est de ne pas prendre en compte l'existence, au sein du ménage, de biens collectifs ou semi-collectifs, qui bénéficient à l'enfant comme au reste des membres du ménage. Cette critique concerne peu les trois méthodes précédemment évoquées dans la mesure où elles semblent intégrer dans le budget relatif à l'enfant les dépenses relatives au transport ou au logement. Le second risque lié à une évaluation en termes de budget est de ne pas prendre en compte des modifications que la présence d'enfant fait subir à l'ensemble des dépenses, y compris celles des parents. En effet, le coût de l'enfant ne recouvre pas seulement les dépenses qui lui sont directement consacrées. Il inclut également les compressions de dépenses que sa présence induit, à revenu donné, sur certains postes du budget comme l'équipement du logement, les vacances, etc. De ce point de vue, les trois méthodes précédentes sous-estiment les frais d'entretien et d'éducation de l'enfant dans la mesure où elle ne semblent pas intégrer, dans leur budget, ce type de coût.

Pour pouvoir correctement intégrer l'existence de biens collectifs ainsi que les modifications de la structure de consommation liées à la présence d'enfants, les économistes définissent le **coût de l'enfant** de la façon suivante : il s'agit du revenu supplémentaire dont doit disposer une famille avec enfants pour avoir le même niveau de bien-être qu'une famille sans enfants. Cette définition fait l'objet d'un large consensus, mais la mesure du bien-être pose des problèmes tant théoriques que pratiques. Deux grands types de méthodes coexistent. Les premières fondées sur l'utilisation de données de consommation, reposent sur des modèles de consommation de type PRAIS-HOUTHAKKER ou BARTEN⁷⁹ ou bien utilisent des indicateurs partiels de niveau de vie, comme la part du budget consacrée par le ménage à son alimentation ou le montant de ses dépenses en vêtements pour adultes. Ces méthodes sont qualifiées d'objectives en référence à la nature de l'information qu'elles mobilisent. Les secondes, qui ont été développées plus tardivement, à partir du début des années 1970, utilisent comme indicateur du bien-être d'un ménage sa réponse à une question d'appréciation quant à son niveau de vie. Elles sont qualifiées de subjectives par opposition aux premières. Dans le cas général, le coût de l'enfant est calculé en déterminant le revenu supplémentaire dont doit disposer un couple avec enfants pour avoir un niveau de bien-être équivalent à celui d'un couple sans enfants. Si l'on prend en compte les différents types de mesures, le coût moyen de l'enfant serait compris dans une fourchette allant de 20% (selon les estimations fournies par les méthodes subjectives) à 30% (selon les estimations fournies par les méthodes dites objectives) du revenu d'un couple sans enfants (HOURRIEZ & OLIER, 1997).

Ces estimations concernant le coût de l'enfant correspondent à une **valeur moyenne du coût relatif de l'enfant**, qui ne tient compte ni de son âge, ni de son rang dans la fratrie, ni du niveau de revenu de ses parents. Or les estimations plus fines montrent que le coût de l'enfant peut varier selon ces différents paramètres.

Un enfant coûte d'autant plus cher qu'il est âgé. Cependant on peut penser que la variation du coût en fonction de son âge n'est pas parfaitement régulière. En effet, si certaines dépenses s'accroissent avec l'âge, d'autres sont au contraire spécifiques aux enfants en bas âge (ex : les frais de garde des enfants, même s'il est vrai que ces dépenses ne concernent pas la majorité des ménages). La relation entre l'âge et le coût de l'enfant pourrait donc être en forme de U. Cela étant, si cette relation en U semblait être vérifiée

⁷⁸ La grille utilisée par les magistrats suisses propose des estimations des frais liés à l'enfant qui varient en fonction de l'âge de l'enfant et de la taille de la fratrie. Pour une présentation de cette grille, se reporter à BOURREAU-DUBOIS *et alii.* (2002), p. 173.

⁷⁹ Pour une présentation formalisée et synthétique de ces modèles, voir notamment GLAUDE & MOUTARDIER (1991) et HOURRIEZ & OLIER, ou lire les auteurs dans le texte (PRAIS & HOUTHAKKER, 1955).

à la fin des années 1980, les estimations récentes menées par l'INSEE semblent montrer que, aujourd'hui, le coût de l'enfant est relativement uniforme jusqu'au début de l'adolescence, mais qu'il augmente fortement à partir de 14 ans (HOURRIEZ & OLIER, 1997). Au total, selon les dernières estimations de l'INSEE, le coût de l'enfant de moins de 14 ans représenterait 20% du revenu du couple sans enfant ; celui d'un enfant de plus de 14 ans représenterait quant à lui 33% du revenu du couple sans enfants (HOURRIEZ & OLIER, 1997).

Un tel résultat ne tient cependant pas compte du rang de l'enfant. L'intuition commune suggère que le deuxième enfant devrait coûter moins cher, en termes relatifs, que le premier, parce qu'il peut partager la même chambre ou « hériter » d'un certain nombre de biens achetés pour le premier. En revanche, le troisième enfant est réputé coûter plus cher que le second parce que son arrivée impliquerait par exemple l'acquisition d'une voiture plus grande ou d'un logement plus spacieux. Les estimations économétriques récentes confirment que le premier enfant coûte plus cher que les suivants (OLIER, 1999). Cependant, si les travaux permettent de montrer que le coût relatif du premier né est légèrement plus élevé que le coût marginal des enfants de rang supérieur, ils ne fournissent pas d'estimation robuste du coût du deuxième et du troisième enfant.

Enfin, en ce qui concerne le lien entre coût de l'enfant et revenu des parents, on pourrait penser que le coût relatif des enfants vivant dans des ménages à bas revenus est plus élevé que le coût relatif des enfants vivant dans des ménages situés en haut de la hiérarchie des revenus en raison de la présence de coûts fixes. Cela étant, d'après la littérature il semble difficile de conclure si le coût croît ou décroît avec le revenu (HOURRIEZ & OLIER, 1997)⁸⁰.

b) Quelle période de référence retenir ?

Une fois que l'on a décidé de la méthode à retenir pour évaluer les frais d'entretien et d'éducation de l'enfant, il faut s'interroger sur la **période de référence** qui va servir à cette évaluation : faut-il retenir le coût de l'enfant avant le divorce ou celui de l'enfant après le divorce ? Cette question mérite d'être posée dans la mesure où, selon la période de référence retenue, le coût de l'enfant ne sera pas identique. En s'appuyant sur le critère d'efficacité on peut alors discuter de la légitimité des différentes options envisagées.

Si l'on considère que c'est le **coût de l'enfant avant divorce** qui doit être retenu pour élaborer le barème, deux options peuvent être alors envisagées. Un premier objectif peut consister à **maintenir le niveau des dépenses** que les **parents** faisaient, avant de se séparer, pour l'enfant (première option). C'est ce type de logique qui gouverne les barèmes américains (*Income Shares Model* et *Percentage of Income*) ou le barème belge dit « Méthode Renard ». Dans ce cas, le coût de l'enfant est calculé comme si l'enfant vivait encore avec ses deux parents. Techniquement, cela revient à calculer le coût de l'enfant en appliquant le coût relatif de l'enfant déterminé pour un couple (ex : 20%) aux ressources globales des deux parents.

Cependant, on peut faire observer que, en réalité, l'enfant vit, après la séparation, dans un ménage monoparental (en supposant que le parent gardien ne vive pas en couple). Or, les travaux économétriques semblent montrer que le coût relatif de l'enfant élevé dans une famille monoparentale est plus élevé que

⁸⁰ Aux Etats-Unis, certains barèmes (la majorité) s'appuient sur l'hypothèse selon laquelle le coût relatif de l'enfant diminue avec le revenu des parents ; d'autres (moins nombreux) reposent sur l'hypothèse selon laquelle ce coût relatif n'est pas fonction du revenu des parents. Pour une présentation détaillée des barèmes américains se reporter à l'annexe n° 13.

celui de l'enfant élevé dans une famille bi-parentale. Autrement dit, à revenu identique, une famille monoparentale doit engager des dépenses supplémentaires par rapport à une famille bi-parentale pour pouvoir assurer à l'enfant un niveau de consommation identique à celui que l'enfant aurait s'il vivait dans une famille bi-parentale⁸¹. Fort de ce constat, on pourrait alors considérer que l'objectif visé n'est pas de maintenir le niveau de la contribution relative des parents, mais de chercher à **maintenir le niveau de consommation** de l'**enfant** (deuxième option). Si tel est l'objectif, le coût de l'enfant devrait être calculé en appliquant le coût relatif de l'enfant dans une famille monoparentale aux ressources globales des deux parents.

En revanche, si l'on estime que c'est le **coût de l'enfant après divorce** qui doit être sélectionné pour construire le barème, alors il s'agit du coût de l'enfant tel qu'il est supporté par le ménage monoparental dans lequel l'enfant réside (troisième option). En l'occurrence, le coût de l'enfant est obtenu en appliquant le coût relatif de l'enfant dans une famille monoparentale aux ressources du parent gardien (pension alimentaire comprise). Ce type d'approche est celle développée par JACQUOT (2001)⁸².

L'enfant n'étant pas acteur de la décision de divorce de ses parents, on peut considérer qu'il n'a pas à supporter de pertes éventuelles de son niveau de bien-être (entendu ici au sens de niveau de consommation) résultant de la séparation de ses parents. Par conséquent, les options que nous venons de présenter seront estimées plus ou moins efficaces selon leur capacité à limiter plus ou moins la dégradation du bien-être de l'enfant par rapport à celui dont il bénéficiait lorsque ses parents vivaient encore ensemble.

Au regard de ce critère, la deuxième option semble plus efficace que la première dans la mesure où elle permet d'atténuer les conséquences négatives, en termes de diminution du niveau de bien-être de l'enfant, du passage d'une famille bi-parentale à une famille monoparentale. Les conséquences de la troisième option sont, quant à elles, plus délicates à interpréter a priori. En effet, le degré d'efficacité de cette option dépend de la répartition des revenus entre les parents. Si les ressources du parent gardien sont nettement plus importantes que celles du parent non gardien, alors ce type de logique peut se traduire par une amélioration du niveau de consommation de l'enfant. A contrario, si les ressources du parent gardien sont nettement plus faibles que celles du parent non gardien, alors cela peut se traduire par une dégradation du bien-être de l'enfant. Dans la mesure où les revenus des hommes sont en moyenne plus élevés que ceux de leurs conjointes (en supposant que le parent gardien soit la mère et le parent non gardien soit le père), on peut estimer que cette troisième option risque de se traduire le plus souvent par une perte d'efficacité du point de vue de l'enfant par rapport à la situation précédant le divorce.

⁸¹ En effet, les liens matrimoniaux ne génèrent pas le même type d'économies d'échelle que les liens de filiation en particulier sur les dépenses de logement. Or, c'est aujourd'hui le premier poste du budget des ménages et il pèse particulièrement lourd dans le budget des familles monoparentales (OLIER, 1999). Les contraintes spécifiques aux familles monoparentales se traduisent également par un niveau de dépense relativement élevé pour l'éducation et les services domestiques. En effet, un foyer monoparental à nombre d'enfants donné, a moins de ressources internes qu'un couple pour faire face à ses besoins par la production domestique. L'absence d'un conjoint pose des problèmes particuliers pour la garde des enfants en bas âge.

⁸² Si l'on se reporte à la législation française en matière de pension alimentaire, on constate que le texte ne fait pas référence explicitement à une période de référence pour calculer les frais d'entretien et d'éducation de l'enfant. Cela étant, sa formulation laisse plutôt penser qu'il s'agit pour les parents de contribuer aux frais d'entretien et d'éducation actuels de l'enfant. Il pourrait alors sembler légitime de se référer au coût de l'enfant après divorce. Cela étant, comme le texte reste très général, on pourrait également considérer qu'il s'applique à la deuxième option, qui prend en compte la structure familiale actuelle de l'enfant.

2.1.2. La règle de partage du coût de l'enfant entre les parents

La règle de partage devrait respecter un principe d'**équité entre les parents**. Ce principe d'équité peut être défini par référence à la notion de **taux de contribution**, chacun des parents contribuant au coût de l'enfant à proportion de la part que représentent ses ressources dans l'ensemble des ressources des deux parents. Cette règle est conforme au principe posé par la législation française, d'après lequel les parents contribuent à l'entretien de l'enfant selon leurs ressources respectives. Une fois estimé le coût de l'enfant, le montant de la pension alimentaire est obtenu en multipliant ce coût par la part des ressources du parent non gardien dans les ressources parentales. La contribution implicite du parent gardien s'en déduit par différence entre le coût de l'enfant et le montant de la pension alimentaire. Cette règle de partage conduit à ce que la contribution au coût de l'enfant représente pour chacun des parents une même proportion de ses ressources (avant pension alimentaire).

C'est ce principe de contribution au coût de l'enfant à proportion des ressources respectives des parents qui est appliqué aux Etats-Unis, dans les Etats utilisant un barème relevant du modèle dit de l'« *Income Shares* »⁸³. Un autre type de barème, en usage dans certains Etats américains, repose sur le modèle du « *Percentage of Income* », où la pension représente un certain pourcentage du revenu du parent non gardien⁸⁴. Ici, seul le revenu du parent non gardien est pris en compte pour le calcul de la pension alimentaire. Ces deux types de barèmes relèvent cependant d'un même principe général, à savoir que l'enfant doit continuer à recevoir la même proportion du revenu de ses parents que si ces derniers vivaient encore ensemble, dit « *Income Sharing* ». Ce principe implique que le coût de l'enfant est estimé dans l'hypothèse où ce dernier vivrait encore avec ses deux parents.

Si le coût relatif de l'enfant ne varie pas en fonction du revenu des parents, on parvient en fait à la même règle de partage en retenant le modèle du « *Percentage of Income* » qu'avec le modèle de l'« *Income Shares* ». Illustrons ceci par l'exemple suivant.

Considérons que le coût relatif de l'enfant dans une famille biparentale est estimé à 20% du revenu des parents (quel qu'il soit). Si C désigne le coût absolu de l'enfant, Rng le revenu du parent non gardien, Rg le revenu du parent gardien et PA le montant de la pension alimentaire, alors avec le modèle du « *Percentage of Income* », le parent non gardien versera une pension alimentaire représentant 20% de son revenu, soit $PA = 0,2 * Rng$.

On obtient bien le même résultat qu'en appliquant le principe selon lequel le parent non gardien contribue au coût de l'enfant à proportion de la part de son revenu dans le revenu total des parents. En posant cette règle en ces termes, $PA = C * \frac{Rng}{(Rg + Rng)}$, avec $C = 0,2 * (Rg + Rng)$, PA est donc égal à $0,2 * Rng$.

Un raisonnement comparable peut être appliqué à la contribution implicite du parent non gardien. Celle-ci est égale à $C - PA = (0,2 * Rg + 0,2 * Rng) - 0,2 * Rng = 0,2 * Rg$, ce qui correspond bien au coût de

⁸³ Voir annexe n° 13.

⁸⁴ On peut rattacher à ce modèle le barème en vigueur au Canada, dans la mesure où la pension alimentaire est calculée en fonction du revenu du seul parent gardien, le montant reposant « sur des études économiques sur ce qu'il en coûte pour élever des enfants dans des familles à divers niveaux de revenu au Canada » (Cf. « Lignes fédérales sur les pensions alimentaires pour enfants », site du ministère de la Justice du Canada, <http://Canada.justice.gc.ca>). Toutefois, le montant de la pension n'est pas explicitement exprimé en pourcentage du revenu du parent non gardien.

l'enfant $[0,2*(R_g + R_{ng})]$ multiplié la part du revenu du parent gardien dans l'ensemble des ressources des parents : $0,2 * R_g = [0,2 * (R_g + R_{ng})] * \left[\frac{R_g}{(R_g + R_{ng})} \right]$.

En revanche, si le coût relatif de l'enfant est supposé varier avec le revenu des parents, le principe d'équité, au sens de la contribution de chacun des parents au coût de l'enfant à proportion de ses ressources, peut ne pas être respecté. Donnons à nouveau un exemple.

Si le revenu du parent non gardien, R_{ng} , est égal à 6.000, le revenu du parent gardien, R_g , est égal à 4.000, le coût relatif de l'enfant est égal à 16% pour un revenu de 6.000 et à 20 % pour un revenu de 10.000. L'enfant est supposé continuer à recevoir de ses parents, comme avant le divorce, 20% de leur revenus, soit $0,2*(4.000 + 6.000) = 2.000$ ⁸⁵.

Avec un barème de type « *Percentage of Income* », le parent non gardien versera une pension basée sur son seul revenu et représentant 16% de celui-ci, soit un montant de 1.080 (= $0,16*6.000$). Il contribue donc à hauteur de 54% du montant que l'enfant est supposé recevoir de ses parents, alors que ses ressources représentent 60% du total des ressources parentales. Dans ce cas, la contribution implicite du parent gardien est de 920, soit une participation à hauteur de 46%, alors que ses ressources ne représentent que 40% du total.

Si le coût de l'enfant était supposé décroissant avec le revenu, on parviendrait également à un partage inéquitable, mais cette fois en défaveur du parent non gardien. Ainsi, l'application d'un barème ne prenant pas en compte le revenu du parent gardien peut conduire à un partage inéquitable du coût de l'enfant entre les parents.

2.2. Les modulations possibles du barème de base

Dans le paragraphe précédent, nous avons isolé les principales variables devant être prises en considération dans l'élaboration d'un barème de base, à savoir le coût de l'enfant et la règle de partage de ce coût entre les parents. Cela étant, d'autres paramètres peuvent être également intégrés dans l'élaboration des règles de calcul, et de ce fait conduire à une modification du montant de la pension tel qu'il a pu être calculé par le barème de base. Des modulations à la baisse (2.1.1) comme à la hausse (2.1.2) peuvent être ainsi envisagées. Comme nous le verrons, ces modulations peuvent parfois répondre à des objectifs qui sont incompatibles entre eux.

2.2.1. Des modulations à la baisse du montant de la pension alimentaire

Il nous semble que le montant de la pension alimentaire, tel qu'il est calculé en appliquant les règles de calcul du barème de base, doit, dans certains cas de figure, être modulé à la baisse et ce pour des motifs d'efficacité. Comme nous l'avons déjà souligné, un barème efficace est celui qui favorise, entre autre, le paiement des pensions par les parents non gardiens. Dès lors, il s'agit de déterminer des montants de pensions qui ne soient pas trop élevés afin d'inciter les parent non gardiens à honorer leurs obligations alimentaires.

⁸⁵ Ce coût de l'enfant, résultant de l'application du principe de l'*Income Sharing*, est ici une référence théorique, puisqu'en fait le revenu du parent gardien est ignoré.

Dans cette perspective, on pourrait envisager d'ajuster à la baisse la pension dès lors que le paiement de celle-ci conduit à une diminution du niveau de bien-être du parent non gardien par rapport à celui dont il bénéficiait avant de divorcer⁸⁶. La pension révisée ne contribuant pas à dégrader la situation financière du parent débiteur, on peut alors s'attendre à ce que le parent débiteur verse sans difficulté cette pension. Les justifications d'une telle modulation à la baisse peuvent sembler contestables. En effet, elle conduit logiquement à une moins bonne couverture du coût de l'enfant, et, surtout, elle conduit à considérer que l'intérêt du parent non gardien (maintien de son niveau de vie) est prioritaire sur l'obligation alimentaire qui est la sienne vis-à-vis de son enfant.

Dès lors, plutôt que de chercher à ajuster la pension alimentaire pour garantir au parent non gardien son niveau de vie, le barème pourrait veiller à ce que le montant de la pension n'appauvrisse pas les parents non gardiens. En effet, si le montant de la pension, calculé par le barème de base, est tel que le restant à vivre du parent non gardien ne lui permet pas de subvenir à ses propres besoins, cela hypothèque fortement les chances que la pension soit payée. Pour répondre à cet objectif de non-appauvrissement, on peut envisager que la pension alimentaire soit calculée après avoir pris soin de laisser un revenu minimum au parent non gardien. Cette logique est celle qui gouverne le barème américain dit « *Melson Formula* ». Dans ce barème, la pension alimentaire est calculée à partir d'un « reste à vivre » pour les parents, une fois défalqué le revenu nécessaire pour assurer leur subsistance. D'autres formules peuvent être également imaginées. On peut envisager un barème dans lequel en deçà d'un certain niveau de revenu, le montant de la pension est laissé à la discrétion du magistrat. On peut également penser un barème qui, en deçà d'un certain seuil de revenus, fixe un niveau de pension minimal, correspondant à une contribution symbolique du parent non gardien à l'entretien et à l'éducation de son enfant⁸⁷.

Pour les revenus du haut de la distribution, on peut également veiller à ce que les pensions alimentaires calculées par le barème ne soit pas trop élevées afin de ne pas désinciter les parents non gardiens de verser ces pensions. Pour améliorer l'effectivité du paiement des pensions alimentaires de ces catégories de revenus, on peut envisager d'utiliser des coefficients plus faibles pour le coût relatif de l'enfant servant de base au calcul des pensions. Ainsi un certain nombre d'Etats américains appliquent un barème dans lequel le coût de l'enfant est décroissant avec le niveau de revenu de ses parents⁸⁸. Par ailleurs, pour les très hauts revenus, qui n'apparaîtraient pas dans les grilles du barème, on peut imaginer que le barème fixe un montant de pension alimentaire plancher, qui correspondrait au montant de pension maximal proposé par le barème. Le juge aurait alors ensuite la liberté de dépasser ou non ce plancher.

⁸⁶ Sans aller jusqu'au maintien du niveau de vie, on pourrait envisager que la pension soit ajustée à la baisse afin de ne réduire que de manière modérée le niveau de vie du parent non gardien. Cette approche nous a été suggérée par la réponse que nous a faite un JAF, suite à la réception de notre courrier relatif à notre enquête sur les pensions alimentaires. Dans sa réponse, ce JAF indiquait que « la fixation de la pension alimentaire ne repos[ait] pas en réalité sur les besoins réels, le coût réel de l'enfant, [...], mais bien plus sur un postulat selon lequel, les parents ont un droit à se séparer et à vivre de manière autonome : la pension est dès lors fixée de manière à laisser au parent non gardien, suffisamment d'argent pour vivre seul et refaire sa vie. Cette approche rencontre l'adhésion de toutes les parties au procès y compris celle du parent créancier. Elle explique le caractère souvent dérisoire des montants des pensions alimentaires ».

⁸⁷ Si l'on se situe dans le cadre de la législation française, un tel scénario doit être envisagé avec précaution compte tenu du mode d'attribution de l'ASF. En effet, si le montant minimum de la pension alimentaire est inférieur à l'ASF, alors l'enfant est exclu du bénéfice de l'ASF.

⁸⁸ Ces barèmes s'appuient sur des travaux économétriques qui montrent qu'il existerait une relation décroissante entre coût relatif de l'enfant et revenu.

2.2.2. Des modulations à la hausse du montant de la pension alimentaire

La pension peut être fixée à un niveau supérieur au montant indiqué par le barème en raison de frais exceptionnels. On trouve de telles dispositions dans différents barèmes étrangers, notamment aux États-Unis et au Canada⁸⁹. Il doit s'agir de frais qui ne sont pas implicitement pris en compte dans l'évaluation du coût de l'enfant servant de base au barème. On songe ici, par exemple, à des frais résultant d'un handicap de l'enfant. En revanche, des frais, tels que des dépenses de garde pour un jeune enfant, sont implicitement pris en compte dans le coût d'un jeune enfant et ne devraient pas systématiquement justifier un accroissement de la pension. Si l'on introduit ce type de modulations à la hausse, il convient de ne pas imposer au parent non gardien les conséquences de choix dispendieux faits par le seul parent gardien.

La pension peut également être modulée à la hausse par rapport au barème de base pour des raisons d'efficacité. Ainsi, symétriquement à la modulation à la baisse en vue d'éviter un appauvrissement du parent non gardien, on pourrait aussi envisager que la pension soit suffisamment élevée (si les ressources du parent non gardien le permettent) pour assurer un **revenu minimum** au ménage dans lequel vit l'enfant. Une telle solution peut être justifiée tant dans la perspective du bien-être de l'enfant que de la limitation des dépenses publiques.

Nous avons choisi jusqu'ici de développer les règles de calcul d'un barème conforme aux objectifs assignés à la pension alimentaire par le droit français. On peut également envisager des barèmes reposant sur d'autres fondements.

En référence à la notion d'efficacité, on peut considérer que l'enfant n'a pas à subir de perte de bien-être, entendu ici au sens de niveau de vie, du fait du divorce de ses parents. Dans ce cas, si le niveau de vie de l'enfant diminue à la suite du divorce, le montant de la pension sera fixé de façon à maintenir le niveau de vie de l'enfant. Ce faisant, on peut entrer en contradiction avec les objectifs relatifs au niveau de vie du parent non gardien, tels qu'ils ont été proposés dans le cadre des modulations à la baisse du barème de base. D'une part, il n'est pas possible de maintenir le niveau de vie des deux ménages, la séparation des parents conduisant à une perte globale de niveau de vie du fait de la disparition des avantages économiques résultant de la vie en couple, d'autre part, l'application de ce principe de maintien du niveau de vie de l'enfant sera dans certains cas incompatible avec le maintien d'un revenu minimum après pension pour le parent non gardien. On notera également que le choix d'un tel barème peut être jugé contestable dans la mesure où il conduit à maintenir le niveau de vie du parent gardien, faisant jouer à la pension alimentaire pour enfant le rôle de prestation compensatoire.

En référence au principe d'équité, on peut choisir d'arbitrer entre les pertes de bien-être de l'enfant et du parent non gardien par égalisation des pertes de niveau de vie. Dans la mesure où le divorce conduit globalement à une perte de niveau de vie, un barème équitable serait celui qui égalise les pertes entre le ménage du parent gardien et celui du parent non gardien.

A l'issue de cet examen des fondements théoriques des barèmes, nous suggérons de simuler cinq types de barèmes. Les trois premiers reposeraient sur la logique de répartition du coût de l'enfant entre les

⁸⁹ Au Canada, les lignes directrices fédérales prévoient qu'au montant de base de la pension peut s'ajouter un supplément pour dépenses exceptionnelles ou spéciales. Il doit s'agir de dépenses nécessaires par rapport à l'intérêt de l'enfant et raisonnables par rapport aux ressources des époux et aux habitudes de la famille avant la séparation. Les dépenses spéciales comprennent les frais de garde, la part de prime d'assurance médicale ou dentaire attribuable à l'enfant, les frais de soins de santé non pris en charge par l'assurance, les frais extraordinaires de scolarité ou d'activités parascolaires et les frais liés aux études postsecondaires.

parents à proportion de leurs ressources respectives. Ce coût pourrait être évalué à partir des revenus des deux parents, en retenant le coût relatif de l'enfant, soit pour un couple, soit pour une famille monoparentale. Il pourrait aussi être évalué à partir des revenus du parent gardien, pension alimentaire comprise. Les deux derniers reposeraient respectivement sur les logiques de maintien du niveau de vie de l'enfant et de partage des pertes de niveau de vie entre le ménage dans lequel vit l'enfant et le ménage du parent non gardien.

Après avoir mené cette réflexion sur les fondements économiques qui peuvent justifier l'existence d'un barème d'une part, et les normes qu'il conviendrait de retenir pour bâtir un tel barème d'autre part, nous portons notre regard sur la réalité. Comment, dans leur pratique quotidienne, les juges déterminent-ils les montants de pensions alimentaires ? A l'absence de barème, leurs décisions relèvent-elles d'un barème implicite ?

Section 2. Une analyse économétrique de décisions de justice en matière de pensions alimentaires aux enfants : il y a-t-il un barème implicite ?

Avant de procéder aux exercices de simulation de barèmes, nous analysons la base de données constituée des 399 dossiers de décisions de justice issues du Tribunal de Mulhouse et ce, de manière à tester si, dans la pratique des juges aux affaires familiales de ce tribunal, il est possible de déceler des logiques qui confirmeraient, plus ou moins, certaines règles que l'on pressent devoir introduire dans les barèmes de pensions alimentaires à simuler. Après avoir énoncé le cadre méthodologique que nous avons suivi, nous présentons la liste des logiques que la base de données permet d'analyser, logiques que l'on peut formuler en termes d'hypothèses à tester. Viennent ensuite les résultats et quelques commentaires de ces derniers.

§ 1. Cadre méthodologique général

La base de données des décisions de justice que nous avons constituée⁹⁰ comporte 399 dossiers de divorces. Si l'on se place au niveau des décisions de pensions alimentaires pour enfant, il faut cependant considérer que la base de données est constituée de 723 observations, c'est-à-dire 723 enfants (plusieurs enfants pouvant être concernés par un même dossier de divorce). La première question méthodologique qui se pose est alors celle de savoir s'il convient de placer l'analyse au niveau des dossiers ou au niveau des enfants. Deux raisons nous poussent à retenir plutôt ce dernier niveau. D'une part, choisir le niveau « dossiers » nous amènerait à travailler sur un échantillon de taille assez limitée (d'autant plus que des observations devront inévitablement être écartées du fait de l'existence de données manquantes sur telle ou telle variable), ce qui est préjudiciable à l'analyse statistique. D'autre part, si l'on ne peut exclure que certains juges raisonnent globalement au niveau de la fratrie (dossier) – et divisent alors le montant global de la dette alimentaire également entre les enfants concernés – il faut cependant reconnaître que cette pratique s'écarte de l'esprit de la loi qui veut que les besoins de l'enfant soient pris en compte dans la détermination du montant de la pension, prise en compte qui nécessite alors que chaque enfant soit considéré individuellement, éventuellement en tenant compte de la présence de frères ou sœurs. Aussi, comme les logiques que nous voulons tester s'inscrivent dans cette approche individuelle, retenir le niveau « enfant » nous semble préférable.

⁹⁰ La méthode de collecte est présentée en Partie 1, Chapitre 2, Section 1.

Pour autant, procéder ainsi est de nature à poser des difficultés économétriques car les observations (enfants) ne sont pas vraiment indépendantes (plusieurs enfants appartiennent à la même famille et certaines informations sont communes à tous les enfants d'une même famille), ce qui viole l'une des hypothèses de la méthode statistique que nous utilisons (régression par les moindres carrés ordinaires). Pour prendre la mesure de cette difficulté technique, nous proposons alors une démarche en trois temps.

- Premièrement, nous menons l'analyse au niveau des seuls **enfants uniques**. Cela limite considérablement la taille de l'échantillon (178 enfants avant exclusion des observations entachées de données manquantes ; 143 enfants après exclusion), mais nous travaillons alors à un niveau où la question de la non indépendance des observations est sans objet. Naturellement, au niveau de ce sous-échantillon, certaines interrogations ne peuvent être abordées, c'est le cas en particulier du rôle joué par la taille de la fratrie ; ces interrogations sont introduites aux étapes suivantes de la méthode.
- Ensuite, deuxièmement, nous portons l'analyse au niveau des **enfants aînés** (aux enfants uniques s'ajoutent les aînés de fratries de deux enfants ou plus). A ce niveau, les 399 observations⁹¹ demeurent indépendantes puisqu'une seule observation est retenue par dossier. De plus, la question de la taille de la fratrie peut être traitée. Reste que la question de l'éventuel rôle du rang de l'enfant dans la fratrie ne peut être traitée puisque tous sont alors de rang 1.
- Troisièmement et enfin, nous portons l'analyse au niveau de **tous les enfants** (723 enfants⁹²). Toutes les problématiques peuvent alors être abordées (dont celle du rang), mais on est confronté au problème de la non indépendance des observations. Cependant, si les résultats obtenus à ce niveau d'analyse ne divergent pas fondamentalement de ceux obtenus auparavant, nous pourrions considérer que la non indépendance des observations n'est pas extrêmement dommageable⁹³. La non indépendance réduisant la variance des estimateurs et donc les intervalles de confiance, il faudra avoir à l'esprit, lors de l'interprétation, que les variables dont les coefficients de régression apparaissent ici comme significatifs ne le sont pas nécessairement, ou le sont à un seuil de probabilité moindre.

D'autres choix méthodologiques ont dû être faits. Tout d'abord, il va de soi que du point de vue des parents, l'analyse ne doit pas être menée selon une opposition « père / mère », mais bien d'une opposition « **parent gardien / parent non gardien** ». Ceci a été permis par le fait que l'on connaît, pour chaque enfant, la résidence principale (chez le père / chez la mère)⁹⁴. Cette information n'est cependant pas connue (car sans objet dans la décision de justice) pour les 33 **enfants majeurs** de l'échantillon. Heureusement, dans tous ces cas, la lecture du dossier nous a permis d'identifier qui des deux parents était le parent débiteur de la pension. Enfin, l'échantillon contient 14 dossiers (34 enfants) où la **garde est partagée** (certains enfants chez la mère, les autres chez le père). Ces situations, peu nombreuses, posent la question du niveau d'analyse qu'il convient de retenir pour mesurer les facteurs de niveau « famille » (par exemple, le rang de l'enfant). Faut-il retenir la famille dans son ensemble ou la « famille créancière » (la seconde pouvant être différente selon les enfants d'un même dossier) ? La question n'est pas simple car si

⁹¹ 350 enfants après exclusions des observations entachées de données manquantes.

⁹² 617 enfants après exclusions des observations entachées de données manquantes.

⁹³ Des approches alternatives auraient pu être mobilisées. Par exemple, nous aurions pu analyser les facteurs explicatifs des montants de pensions alimentaires par sous-échantillons selon le rang (enfants de rang 1, puis enfants de rang 2, puis enfants de rang 3, etc.), mais nous aurions été très rapidement confrontés à un problème de taille d'échantillon beaucoup trop réduite (par exemple, l'échantillon ne contient que 50 enfants de rang 3). Une autre possibilité aurait été de se placer au niveau des 399 dossiers et d'analyser le montant moyen (par tête) des pensions alimentaires perçues par la famille, mais cette possibilité n'est pas totalement satisfaisante dans la mesure où elle ne permet pas de tester certaines logiques : l'incidence du rang par exemple, voire celle de l'âge de l'enfant (retenir l'âge du seul aîné est une *proxy* assez fruste). Ces deux types d'approches ont été retenus par SOFER et SOLLOGOUB (1990), mais ces auteurs disposaient d'un échantillon de plus grande taille.

⁹⁴ L'échantillon ne contient aucun cas de résidence alternée (résidence à 50% chez chacun des deux parents).

l'on peut penser que les déterminations de montants de pension alimentaire se font séparément, d'abord pour le premier débiteur de la famille puis pour le second (ne serait-ce parce que les deux débiteurs n'apportent généralement pas la même proportion de ressources), il est fort probable que les deux décisions ne sont pas totalement indépendantes. Nous avons donc mené l'analyse selon les deux logiques, mais le nombre limité de cas de garde partagée (14 familles) ne devrait pas être de nature à bouleverser les résultats⁹⁵.

Enfin, le dernier important choix méthodologique porte sur la variable dépendante : le montant de la pension alimentaire individuelle. La question qui se pose est celle du statut qu'il convient de donner aux **montants de pensions nuls** (142 cas sur 723). Faut-il considérer la fixation d'une pension nulle comme étant une décision possible résultant très simplement des mêmes logiques que celles qui amènent à fixer un montant positif, ou une telle décision résulte-t-elle d'une argumentation spécifique qui diverge sensiblement des autres cas (par exemple, qui résulte du fait que, d'un commun accord, les parents demandent au juge de ne pas prévoir de pension alimentaire) ? Nous n'avons pas tranché la question *a priori*. Mais l'on peut craindre que l'accumulation de valeurs nulles amoindrisse la qualité de l'ajustement de la régression (et occulte certaines relations propres aux facteurs explicatifs des décisions de pensions alimentaires non nulles). Aussi, avons-nous opté pour une double analyse : avec, puis sans les observations de pensions nulles. Précisons pour finir que, d'une part, comme l'échantillon est constitué de divorces ayant eu lieu de 1999 à 2002, nous avons reflaté (selon l'indice général des prix) les montants des pensions de manière à ce qu'ils soient tous exprimés en valeur 2002, d'autre part, quatre observations sont exclues de l'analyse du fait de montants de pension alimentaire non déclarés⁹⁶.

Au total, c'est donc à un faisceau de 10 régressions principales que nous aboutissons :

Tableau 1 : définition des différents modèles testés

	Famille dans son ensemble		Famille « créancière »	
	Avec PA nulles	Sans PA nulles	Avec PA nulles	Sans PA nulles
Enfants uniques	<i>Sans objet</i> ⁽¹⁾	<i>Sans objet</i>	Modèle 1	Modèle 2
Enfants aînés	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Tous les enfants	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9	Modèle 10

(1) Sans objet car pour l'approche en termes d'enfants uniques, les deux concepts de famille se confondent.

NB. Les dix modèles seront testés selon deux spécifications : avec (modèles **a**) puis sans variables de genre (modèles **b**).

§ 2. Les logiques de détermination des montants de pensions alimentaires que l'on se propose de tester

Nous ne revenons pas dans le détail sur les arguments qui justifient les différentes logiques de détermination des montants de pensions alimentaires, puisque ceci a été largement évoqué à la section 1 du présent chapitre. L'objet de ce paragraphe est simplement de présenter, sous forme d'hypothèses

⁹⁵ Ajoutons qu'à propos du niveau d'analyse « gardien / non gardien », trois dossiers (4 enfants) ont été totalement exclus des analyses : l'un parce que la résidence principale n'est pas déclarée, les deux autres parce que la résidence principale est chez un tiers (cas trop spécifique pour être conservé dans les analyses).

⁹⁶ Suivant en cela les travaux de SOFER et SOLLOGOUB (1990), nous avons également testé des spécifications avec comme variable dépendante le logarithme du montant des pensions alimentaires (le passage en logarithme permet de corriger partiellement la distribution de la variable dépendante lorsque cette distribution s'écarte un peu d'une distribution normale). Les résultats qui en résultent ne sont pas de nature à modifier les principales conclusions de nos analyses, aussi nous avons préféré ne commenter que les résultats issus des modèles simples (sans passage au logarithme).

empiriques, les seules logiques que notre base de données permet de tester. C'est également l'occasion de souligner les limites inhérentes à ces données. Notons enfin que toutes les hypothèses listées ci-dessous doivent être entendues *ceteris paribus*. Chacune des hypothèses est illustrée par une statistique univariée (moyennes par sous-catégories) issue de notre base de données. Dans certains cas, que nous soulignerons, cette statistique descriptive ne va pas dans le sens de l'hypothèse avancée. Il s'agit donc bien d'une simple illustration et non d'une démonstration empirique, car cette statistique ne peut justement pas produire de résultat « toutes choses égales d'ailleurs », ce n'est donc qu'à l'occasion de l'analyse économétrique (multivariée), présentée au prochain paragraphe, que le véritable test des hypothèses sera effectué. Les statistiques univariées sont effectuées sur l'ensemble des enfants et nous distinguons systématiquement deux champs d'analyse :

- toutes pensions alimentaires confondues (premier tableau),
- puis pensions alimentaires nulles exclues (second tableau).

Dans un premier temps nous exposons les hypothèses qui nous paraissent centrales au sens où elles s'attachent à des facteurs que l'on peut considérer comme des paramètres importants d'un barème de pensions alimentaires, puis nous présentons des hypothèses plus secondaires et, enfin, des hypothèses qui, de notre point de vue, relèvent d'une autre logique que celle des barèmes.

2.1 Les hypothèses relatives aux paramètres centraux d'un barème

1. Le montant de la pension alimentaire (PA) devrait croître avec *le montant total des revenus (ressources) du couple* : revenus du travail + revenus du patrimoine + revenus de remplacement (retraites et indemnités chômage) + revenus divers. Cette hypothèse est conforme aux analyses du coût de l'enfant⁹⁷. Mais ces analyses montrent également que cette relation n'est pas linéaire : le coût de l'enfant croît de moins en moins rapidement à mesure que les revenus augmentent. Pour tenir compte de cette non linéarité, nous avons ajouté à la spécification le montant des revenus au carré. Notons que, dans les tableaux de résultats, les revenus sont exprimés en centaines de francs⁹⁸ et que, comme pour les montants de pensions alimentaires, nous avons reflaté les valeurs de manière à toutes les exprimer en valeur 2002. Enfin, soulignons que, volontairement, les prestations familiales sont exclues du champ des revenus du couple à ce stade de l'analyse (cf. *infra*)⁹⁹. L'illustration statistique ci-dessous indique que, effectivement, le montant de la PA est, en moyenne, plus élevé à mesure que le niveau de revenus du couple s'élève (passage du premier au quatrième quartile).

⁹⁷ En ce qui concerne la littérature francophone, cf. notamment : BLOCH & GLAUDE (1983), RENARD (1985), GLAUDE & MOUTARDIER (1991), EKERT-JAFFE Ed. (1994a), EKERT-JAFFE (1994b), HOURRIEZ & OLIER (1997).

⁹⁸ La source de données étant exprimée en francs, nous n'avons pas transformé les montants en euros.

⁹⁹ Dans l'échantillon, 38 mères et 37 pères n'ont pas déclaré le montant de leurs revenus du travail (on sait pourtant qu'ils perçoivent très probablement un tel revenu car ailleurs dans le dossier il est mentionné qu'ils sont en activité). Si l'on se place au niveau des 723 enfants, cela signifie que 72 d'entre eux seront exclus de l'analyse du fait de donnée manquante relative à cette variable fondamentale. Pour les autres types de revenus (de capital, de remplacement et divers), nous avons considéré que, si aucun montant n'était déclaré (relevé dans le dossier), le montant était nul (donc pas de donnée manquante).

**Montant moyen de pension alimentaire par classes de
revenu du couple (ensemble des enfants)**

Montant pension alimentaire

Classes de revenu du couple	Mean	N
Quartile 1	409,6413	158
Quartile 2	774,5607	159
Quartile 3	979,4558	161
Quartile 4	1485,4478	159
Total	913,8492	637

**Montant moyen de pension alimentaire par classes de
revenu du couple (enfants avec pension alimentaire
nulle exclus)**

Montant pension alimentaire

Classes de revenu du couple	Mean	N
Quartile 1	568,6863	130
Quartile 2	927,5104	129
Quartile 3	1160,8012	133
Quartile 4	1787,4607	131
Total	1113,0439	523

2. Le montant de la PA devrait croître avec *la part (en %)* que constitue, dans la somme des revenus du couple, *le revenu du parent non gardien*. Cette hypothèse se rapporte à la règle légale de partage selon laquelle la contribution doit être proportionnelle aux ressources des deux parents. La statistique descriptive présentée ci-dessous conforte partiellement cette hypothèse : à mesure que la part du revenu du parent non gardien s'accroît (passage du premier au troisième quartile), le montant de la PA, en moyenne, augmente. On remarque cependant qu'il est moins élevé dans le dernier quartile que dans le troisième.

**Montant moyen de pension alimentaire par classes de part du
revenu du parent Non Gardien (ensemble des enfants)**

Montant pension alimentaire

Classes de part de revenu du parent NG	Mean	N
Quartile 1	375,0406	158
Quartile 2	950,5437	158
Quartile 3	1267,285	161
Quartile 4	1046,334	160
Total	912,1238	637

**Montant moyen de pension alimentaire par classes de part du
revenu du parent Non Gardien (enfants avec pension alimentaire
nulle exclus)**

Montant pension alimentaire

Classes de part de revenu du Non Gardien	Mean	N
Quartile 1	869,9605	129
Quartile 2	1112,1256	133
Quartile 3	1479,7655	132
Quartile 4	972,8334	130
Total	1110,5630	524

3. Le montant de la PA devrait croître avec *l'âge de l'enfant*. Cette hypothèse est issue des analyses du coût de l'enfant. Comme cette croissance n'est pas linéaire (le coût croît de moins en moins rapidement à mesure que l'âge de l'enfant croît), nous avons ajouté à la spécification l'âge de l'enfant au carré. Cela dit, la relation entre l'âge et le coût de l'enfant est plus complexe (notamment du fait de paliers à certains âges seuils), c'est pourquoi nous avons également testé des spécifications qui recourent à des variables *dummies* de classes d'âge (0-3 ans ; 4-10 ans, 10 ans et plus, notamment). Mais, ces spécifications en classes d'âge ne donnant aucun résultat significatif, nous les avons abandonnées au profit d'une spécification retenant l'âge en valeur quasi continue (en années)¹⁰⁰. On peut en effet observer dans les deux tableaux suivants que les moyennes de montant de PA ne diffèrent pas nettement d'une classe d'âge à l'autre.

Montant moyen de pension alimentaire par classes d'âge de l'enfant (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Classes d'âge de l'enfant	Mean	N
0 - 6 ans	995,1984	177
7 - 10 ans	893,8512	178
11 - 14 ans	833,7712	174
15 ans et plus	867,1626	168
Total	898,1566	697

Montant moyen de pension alimentaire selon la classe d'âge de l'enfant (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Classes d'âge de l'enfant	Mean	N
0 - 6 ans	1107,8623	159
7 - 10 ans	1161,3541	137
11 - 14 ans	1066,7367	136
15 ans et plus	1120,6410	130
Total	1113,9059	562

4. Le montant de la pension alimentaire (PA) devrait décroître avec le *rang de l'enfant*. Cette hypothèse est à nouveau issue des conclusions relatives aux analyses du coût de l'enfant. Ce coût est en effet plutôt décroissant de l'aîné au benjamin et ce, du fait d'économies d'échelle. L'ampleur de ces économies d'échelle fait l'objet de nombreuses discussions dans la littérature, en particulier à propos du troisième enfant, qui pourrait coûter plus cher que le deuxième parce qu'il implique des choix de consommation très particuliers (nécessité d'un logement et d'une voiture de tailles plus élevées...). De ce fait, la spécification retenue pour tenir compte de l'effet de rang est une spécification en *dummies* (la *dummy* « rang 4 » intégrant, pour cause de faibles effectifs, les rangs supérieurs à quatre). Notons enfin que pour quelques enfants (cas où tous les enfants d'une famille n'ont pas la même résidence principale) le rang change lorsque l'on passe d'une approche en termes de famille dans son ensemble à une approche en termes de « famille créancière ». Les valeurs moyennes rassemblées dans les deux tableaux ci-dessous illustrent correctement cette hypothèse de décroissance du montant de la PA selon le rang de l'enfant.

¹⁰⁰ Cette variable souffre de 21 données manquantes sur 723 observations.

Montant moyen de pension alimentaire selon le rang de l'enfant (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Rang de l'enfant	Mean	N
Rang 1 (aîné)	971,5308	409
Rang 2	938,9850	211
Rang 3	655,0788	63
Rang 4 ou plus	462,8397	35
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le rang de l'enfant (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Rang de l'enfant	Mean	N
Rang 1 (aîné)	1219,1777	329
Rang 2	1134,7908	172
Rang 3	809,1685	50
Rang 4 ou plus	578,5496	28
Total	1127,7225	579

2.2 Les hypothèses relatives aux paramètres plus secondaires d'un barème

5. Le montant de la PA pourrait décroître avec le *nombre d'enfants dans la famille*. Cette hypothèse peut paraître assez proche de la précédente (et elle pourrait s'y substituer si l'on adoptait une approche en termes de pension alimentaire par tête), mais elle n'est en fait pas du tout identique. Elle signifie, par exemple, que, *ceteris paribus*, être le deuxième d'une famille de deux enfants ne donnerait pas droit à une PA identique à celle octroyée à un enfant de rang deux d'une famille de six enfants. On ne retrouve pas explicitement cette idée dans les barèmes étrangers que nous avons analysés, sans doute parce qu'il n'y a pas, du côté de l'analyse du coût de l'enfant, de fondement pour la justifier. Prendre en compte le nombre d'enfants peut cependant être intéressant si l'on veut tester l'hypothèse selon laquelle les juges auraient tendance à réduire le montant des PA lorsque, du fait de la présence de nombreux enfants, la somme des différentes pensions apparaît trop élevée. Elle illustrerait donc un mécanisme (plutôt implicite, mais qu'un barème pourrait expliciter) de limitation de la charge imposée au débiteur, limitation justifiée par une volonté d'inciter au paiement effectif de la PA. Vu la nature de cette hypothèse, nous avons pensé que, plus que le nombre total d'enfants de la famille, le nombre d'enfants *bénéficiaires d'une pension non nulle* était l'indicateur le plus pertinent à retenir. Ajoutons que cet indicateur varie pour certains enfants lorsque l'on passe du niveau « famille dans son ensemble » au niveau « famille créancière », puisque les contours de ses deux concepts ne sont pas identiques. Si l'on s'attache à la statistique présentée au second tableau, c'est-à-dire après exclusion des observations où la PA est nulle, on observe effectivement une décroissance des montants moyens de PA à mesure que la taille de la fratrie croît, avec cependant une exception notable pour les enfants appartenant à une fratrie de quatre (mais cette moyenne repose sur un effectif limité : 36 enfants de fratries de quatre, donc neuf familles).

Montant moyen de pension alimentaire selon le nombre d'enfants ayant une pension alimentaire non nulle (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Nombre d'enfants PA>0	Mean	N
,00	,0000	133
1,00	1252,1807	163
2,00	1257,1108	244
3,00	846,0772	102
4,00	1094,0540	36
5 et plus	410,6249	40
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le nombre d'enfants avec pension alimentaire non nulle

Montant pension alimentaire

Nombre d'enfants avec PA>0	Mean	N
1,00	1300,0348	157
2,00	1257,1108	244
3,00	846,0772	102
4,00	1094,0540	36
5 et plus	410,6249	40
Total	1127,7225	579

6. La pension pourrait être plus faible lorsque le parent non gardien doit par ailleurs payer une *prestation compensatoire mensuelle* à l'ex-conjoint qui fait l'objet du présent divorce. La logique qui sous-tend cette hypothèse est de même nature que la précédente : un comportement implicite (explicitable dans un barème) des juges qui ne voudraient pas trop « alourdir la facture totale » du débiteur. On peut discuter de l'opportunité de tester spécifiquement cette hypothèse. En effet, on pourrait nous rétorquer qu'il convient simplement d'intégrer la prestation compensatoire dans les revenus du parent créancier et de la défalquer de ceux du débiteur, puis de tester l'hypothèse 2 ci-dessus. Mais une telle pratique nous semble insatisfaisante car, d'une part, procéder ainsi reviendrait à donner une priorité à la prestation compensatoire sur la pension alimentaire des enfants (cf. la discussion de I. SAYN [2002] sur le caractère de subsidiarité des pensions) et, d'autre part, nous pensons qu'il est possible qu'implicitement le juge ne valorise pas de la même manière un franc de revenu quelconque et un franc de prestation compensatoire (parce que la prestation compensatoire est endogène au processus de divorce, alors que les autres revenus ont un caractère plus indépendant). Aussi, avons-nous opté pour une spécification intégrant explicitement ce facteur d'éventuelle modération de la pension. Techniquement, cette option impose de faire deux choix méthodologiques. Premièrement, la prestation compensatoire pouvant être versée selon deux modalités exclusives (versement d'un capital ou versement d'une rente mensuelle), notre hypothèse s'applique-t-elle indistinctement selon ces deux modalités ? Il nous semble qu'elle est surtout pertinente pour les versements d'une rente mensuelle car, dans ce cas, la périodicité de la prestation compensatoire est la même que celle de la pension alimentaire. Il convient donc *a priori* de distinguer les deux types de prestations compensatoires (l'hypothèse étant que l'effet attendu négatif ne serait observé que pour la prestation par rente ou, du moins, serait plus fort que celui relatif aux prestations en capital). Deuxièmement, si l'hypothèse à tester

est : « la pension est, *ceteris paribus*, d'autant plus faible que le montant de la prestation compensatoire est élevé », si l'on veut distinguer les deux formes de prestations et en comparer les impacts respectifs, il convient d'exprimer ces deux types de prestations selon la même unité de mesure. Il faudrait alors, nous semble-t-il, mensualiser les versements en capital en les divisant, par exemple, par le nombre de mois séparant l'âge du parent bénéficiaire et son espérance de vie. Mais, du fait de la distribution très particulière de cette variable (dans 315 cas sur 399, la prestation compensatoire est nulle), nous avons opté pour une spécification plus simple, en trois *dummies* : versement d'une rente, versement d'un capital, pas de prestation compensatoire (modalité de référence). Avec cette spécification, nous serons donc en mesure de tester *le fait* qu'une prestation compensatoire, versée par le parent non gardien, joue ou non négativement sur le montant des pensions alimentaires qu'il doit payer pour les enfants, et non l'impact du *montant* de la prestation compensatoire sur le montant des pensions alimentaires¹⁰¹. Les montants moyens de PA selon le type de prestation compensatoire (cf. tableaux ci-dessous) semblent contredire assez systématiquement nos hypothèses ; si cette infirmation devait être confirmée par notre analyse économétrique, une autre interprétation devrait alors être recherchée.

Montant moyen de pension alimentaire selon le type de prestation compensatoire versée par le parent Non Gardien (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Prestation compensatoire versée par le Non Gardien	Mean	N
Pas de prestation	744,6189	598
Rente	1538,7016	49
Capital	1862,9972	71
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le type de prestation compensatoire versée par le parent Non Gardien (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Prestation compensatoire versée par le Non Gardien	Mean	N
Pas de prestation	965,9048	461
Rente	1538,7016	49
Capital	1916,9971	69
Total	1127,7225	579

7. La PA pourrait être plus faible lorsque *le parent gardien vit avec un nouveau conjoint* (l'hypothèse pourrait être étendue à la vie avec des parents ou avec un tiers). Cette hypothèse signifierait que, implicitement, le juge tient compte du fait qu'un certain nombre de coûts du parent gardien sont, dans ce cas, de fait pris en charge par son nouveau conjoint (ce qui suppose que ce dernier ait des ressources suffisantes), et donc que les ressources disponibles du parent gardien sont plus élevées. De façon symétrique, la PA pourrait être plus élevée lorsque *le parent non gardien vit avec un nouveau conjoint* (ou des parents ou un tiers). Le raisonnement sous-jacent est le même et aboutit à considérer que les ressources disponibles du parent non gardien

¹⁰¹ Mais en ne tenant pas compte du montant, on se met à l'abri de devoir exclure les observations pour lesquelles la valeur du montant est manquante (précaution importante lorsque l'on travaille, comme c'est notre cas ici, sur un petit échantillon). Cependant, la variable indiquant l'existence et le type de prestation compensatoire souffre elle-même de six données manquantes.

sont plus élevées. Ces situations de recomposition familiale ou de recohobitation parentale sont assez rares dans notre échantillon¹⁰² car les familles sont observées au moment du divorce et non quelques années après ce dernier. Aussi, n'est-il pas possible de pousser plus loin l'analyse. En particulier, il n'est pas possible de prendre en ligne de compte les ressources de ces nouveaux conjoints ou des parents et tiers, car cette information est fortement entachée de données manquantes (plus d'un cas sur deux pour les rares familles concernées). Aussi, notre choix s'est-il porté sur une spécification en simples *dummies* qui repèrent, d'une part pour le parent gardien et, d'autre part pour le parent non gardien, les deux modes de cohobitation : avec conjoint, avec parents ou tiers (vivre seul, enfants mis à part, étant la modalité de référence)¹⁰³. Bien que reposant sur des effectifs très limités, les statistiques descriptives présentées aux quatre tableaux ci-dessous montrent que l'hypothèse relative à la cohobitation avec un nouveau conjoint est plausible (mais devra être testée par une analyse « toutes choses égales d'ailleurs »), alors que celle relative à la cohobitation avec un parent ou un tiers risque d'être infirmée dans la mesure où, en moyenne, les pensions alimentaires versées à des enfants vivant dans cette configuration familiale sont plus élevées que celles versées aux enfants de parent gardien vivant seul (le constat inverse s'observe d'ailleurs pour le parent non gardien).

Montant moyen de pension alimentaire selon le mode de cohobitation du parent Gardien (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Cohabitation du parent Gardien	Mean	N
Vit seul(e)	909,7192	703
Vit avec conjoint(e)	718,3285	9
Vit avec parent ou tiers	1158,9618	6
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le mode de cohobitation du parent Gardien (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Cohabitation du parent Gardien	Mean	N
Vit seul(e)	1129,9162	566
Vit avec conjoint(e)	808,1196	8
Vit avec parent ou tiers	1390,7541	5
Total	1127,7225	579

¹⁰² Huit mères et douze pères vivent avec un nouveau conjoint ; huit mères et dix pères vivent chez leurs parents ou chez un tiers.

¹⁰³ Notons que nous avons testé une spécification dans laquelle les deux situations (avec conjoint / avec parents ou tiers) sont confondues (regroupement motivé par le peu d'observations concernées) et opposées à la vie sans conjoint ni parent ou tiers. Il s'avère, au vu des résultats, que cette spécification est non pertinente car les deux situations regroupées sont en fait assez hétérogènes (les effets, lorsqu'ils sont significatifs, sur le montant de la PA sont de signes opposés l'un l'autre). Notons également que cette variable repose sur une présomption : un parent est considéré comme vivant seul dès lors qu'aucun élément dans le dossier ne permet d'affirmer l'inverse (il est cependant tout à fait possible que certains parents vivent avec un nouveau conjoint, mais que cette information n'a pas été reprise dans le dossier, soit parce que le parent n'en a pas fait mention, soit parce que le juge ne tient pas compte de cette information ou qu'il en a tenu compte mais qu'il ne l'a pas noté dans le dossier).

**Montant moyen de pension alimentaire selon le mode de
cohabitation du parent Non Gardien (ensemble des enfants)**

Montant pension alimentaire

Cohabitation du parent Non Gardien	Mean	N
Vit seul(e)	917,7391	669
Vit avec conjoint(e)	920,4089	25
Vit avec parent ou tiers	665,5676	24
Total	909,4029	718

**Montant moyen de pension alimentaire selon le mode de
cohabitation du parent Non Gardien (enfants avec pension
nulle exclus)**

Montant pension alimentaire

Cohabitation du parent Non Gardien	Mean	N
Vit seul(e)	1134,8752	541
Vit avec conjoint(e)	1045,9193	22
Vit avec parent ou tiers	998,3514	16
Total	1127,7225	579

8. La PA pourrait être plus élevée lorsque *le parent non gardien ne bénéficie pas de droit de visite de ses enfants*. L'hypothèse exprime ici l'idée selon laquelle le juge pourrait tenir compte du fait que le parent non gardien ne supporte aucun coût en nature lié à l'accueil de ses enfants. Les statistiques rassemblées aux deux tableaux ci-dessous ne semblent pas aller dans le sens de cette hypothèse.

**Montant moyen de pension alimentaire selon
que le parent Non Gardien a ou non un droit
de visite (ensemble des enfants)**

Montant pension alimentaire

Pas de droit de visite	Mean	N
droit de visite	928,2273	664
pas de droit de visite	677,9325	54
Total	909,4029	718

**Montant moyen de pension alimentaire selon que
le parent Non Gardien a ou non un droit de visite
(enfants avec pension alimentaire nulle exclus)**

Montant pension alimentaire

Droit de visite	Mean	N
droit de visite	1135,0699	543
pas de droit de visite	1016,8987	36
Total	1127,7225	579

9. La PA pourrait être plus faible si *le parent non gardien fait valoir le fait qu'il doit supporter des charges importantes*. Le juge réduirait alors la pension à payer lorsque le parent non gardien justifie les frais en question. Cette hypothèse reviendrait, d'une certaine manière, à considérer que les ressources à prendre en compte pour la détermination de la pension alimentaire doivent être

entendues « nettes de charges ». Ou, autre interprétation, le fait de tenir compte des charges, signifierait que le juge chercherait à estimer un « reste à vivre » du parent débiteur et ce, de manière à éviter de fixer un montant de pension alimentaire insupportable pour ce dernier. Inversement, la PA serait plus élevée si le parent gardien faisait état de charges importantes à supporter. Le juge augmenterait la pension à payer lorsque le parent gardien justifierait les frais en question. Dans les barèmes de pensions alimentaires étrangers, la possibilité de prise en compte de frais spécifiques est effectivement souvent prévue, mais il semble bien que, dans ce cas, il s'agisse exclusivement de frais directement liés à l'enfant (frais de scolarité, frais de santé, cotisations à assurances maladie). Or, dans le cas de notre base de données, ce sont autant des charges récurrentes que des frais spécifiques qui sont renseignés¹⁰⁴ : loyers, mensualités de prêts immobiliers, impôts, charges récurrentes sur factures, remboursements de crédits à la consommation, cotisations d'assurances, frais de déplacements domicile-travail, frais divers, frais de garde, frais de scolarité, frais de visites. Si la logique était, comme dans les barèmes étrangers, celle des frais spécifiques, il ne faudrait tenir compte que des trois derniers types de frais qui concernent clairement les enfants. Mais dans l'échantillon, les montants déclarés pour ces trois rubriques sont très rares : six cas pour la garde, deux cas pour les frais de scolarité et un cas de frais de visite. Et, comme les autres postes de charge sont plus fréquemment renseignés, il semble bien que ce soit une autre logique qui prévale : celle d'une prise en compte d'un niveau de ressources nettes de charges récurrentes. Comme dans 90% des dossiers aucune charge n'est mentionnée, on peut considérer que c'est surtout le fait que les parents ont ou non éprouvé le besoin de justifier leurs charges, et non le montant lui-même de ces dernières, qui prime dans la détermination du montant de la pension alimentaire ; d'où notre choix en faveur d'une spécification selon une simple *dummy* « charges déclarées / charges non déclarées ». Notons enfin que, du fait d'une très forte corrélation entre la *dummy* relative au parent gardien et celle relative au parent non gardien (lorsque l'un des deux parents déclare des charges, l'autre fait presque systématiquement de même), notre spécification n'a gardé que la première (avec un effet attendu positif). L'analyse des montants moyens de PA, selon que les charges du parent gardien sont ou non prises en compte, est ambiguë : dans le premier tableau, la moyenne est, comme attendu, supérieure lorsqu'il y a prise en compte des charges, mais dans le second tableau (c'est-à-dire une fois exclues les pensions alimentaires nulles), ceci n'est plus observé.

Montant moyen de pension alimentaire selon que les charges du parent Gardien sont ou non déclarées (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Charges du parent Gardien déclarées	Mean	N
non	896,1995	633
oui	1007,7298	85
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon que les charges du parent Gardien sont ou non déclarées (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Charges du parent Gardien déclarées	Mean	N
non	1141,4372	497
oui	1044,5979	82
Total	1127,7225	579

¹⁰⁴ Dans 90% des dossiers aucune charge n'est déclarée.

10. La PA pourrait être plus faible lorsque le *parent gardien perçoit des prestations familiales*. L'hypothèse est délicate du fait de la nature de ce type de revenus. Sans reprendre l'analyse détaillée de I. SAYN (2002, pp. 205-217), rappelons que cet aspect est complexe. Tout d'abord, il convient de distinguer les prestations selon qu'elles sont ou non sous condition de ressources. Lorsqu'elles le sont, il conviendrait, comme la pension alimentaire est prise en compte dans la condition de ressources, de négliger cette hypothèse car ce sont les prestations qui s'adaptent au montant de la pension alimentaire et non l'inverse. Ensuite, lorsque la prestation familiale est sans condition de ressources, on peut s'interroger quant à son bénéficiaire réel. Si l'on considère que c'est l'enfant qui est bénéficiaire, il n'y a pas vraiment de raison d'inclure ce revenu dans les ressources du parent gardien ; la prestation familiale correspondrait alors à la part du coût de l'enfant prise en charge par la collectivité et il faudrait simplement réduire d'autant le coût privé qui est à partager entre les deux parents sur la base de leurs ressources hors prestations familiales. Mais si l'on considère que, de fait, c'est le parent gardien qui bénéficie, au moins en partie, de la prestation familiale, alors il convient d'en tenir compte dans le calcul de la pension alimentaire de manière à ce que le parent non gardien en bénéficie également pour partie. Ces considérations générales étant énoncées, il convient d'en revenir aux informations telles qu'elles sont renseignées dans notre base de données. En effet, d'une part, dans près de 70% des dossiers il n'est mentionné aucune prestation familiale (alors que les familles de un enfant, donc susceptibles de ne pas percevoir de prestations familiales parce que les Allocations familiales ne sont servies qu'à partir de deux enfants, ne représentent que 36% des dossiers) et, d'autre part, toutes les prestations familiales sont regroupées en un montant unique, qu'elles soient ou non sous condition de ressources. Donc les logiques que nous avons évoquées ci-dessous ne peuvent pas être testées. De plus, il nous semble que la forte absence de déclaration des prestations familiales indique que ce n'est pas tant leur montant ou leur caractère « sous condition de ressources » que le fait que le juge en tienne compte (les mentionne dans le dossier) qui importe ; d'où notre choix pour une spécification plus simple exprimée à l'aide d'une *dummy* « en tient compte / n'en tient pas compte », qui sous-entend que le fait de faire figurer un montant de prestations familiales dans le dossier signifie que le juge en a tenu compte, et vice et versa. Les montants moyens de PA, selon que les prestations familiales du parent gardien sont ou non déclarées, illustrent correctement cette hypothèse.

Montant moyen de pension alimentaire selon que les prestations familiales du parent Gardien sont ou non déclarées (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

PF du parent Gardien déclarées	Mean	N
non	1029,0339	453
oui	704,9018	265
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon que les prestations familiales du parent Gardien sont ou non déclarées (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

PF du parent Gardien déclarées	Mean	N
non	1305,7488	357
oui	841,4368	222
Total	1127,7225	579

11. La PA pourrait être plus faible lorsque la *garde est partagée*. Cette hypothèse repose sur une idée de réciprocité : lorsque les deux parents sont à la fois gardiens et non gardiens selon les enfants, on peut penser que la somme des pensions alimentaires à percevoir par un parent est déduite de la somme des pensions alimentaires qu'il doit verser pour les autres enfants. Au total on s'attend donc à ce que les montants de pensions soient plus faibles dans ce type de configuration. C'est en tout cas ce que l'on observe dans les deux tableaux suivants.

Montant moyen de pension alimentaire selon que les enfants sont ou non en garde partagée (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Enfant en garde partagée	Mean	N
non	933,1589	684
oui	431,4896	34
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon que l'enfant est ou non en garde partagée (enfants avec pension alimentaire nulle exclu)

Montant pension alimentaire

Garde partagée	Mean	N
non	1131,7033	564
oui	978,0430	15
Total	1127,7225	579

2.3 Les hypothèses sans véritable lien avec les paramètres d'un barème

12. Sauf à penser que le coût de l'enfant diffère selon le sexe (nous ne connaissons pas de travaux ayant montré cette différence de genre), il n'y a pas lieu de tenir compte du *sexe de l'enfant*. Cependant, les travaux de SOFER et SOLLOGOUB (1990) ont montré que les pensions attribuées aux garçons étaient plus élevées (les moyennes présentées ci-dessous tendraient à faire penser que cette différence selon le genre de l'enfant s'observe également dans notre échantillon). Nous nous proposons donc de tester cette hypothèse complémentaire.

Montant moyen de pension alimentaire selon le genre de l'enfant (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Genre de l'enfant	Mean	N
garçon	938,3280	367
filles	879,1593	351
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le genre de l'enfant (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Genre de l'enfant	Mean	N
garçon	1159,4828	297
filles	1094,2728	282
Total	1127,7225	579

13. De la même manière, nous proposons également de tester le lien éventuel entre le montant de la pension alimentaire et *le sexe du parent gardien*. Pour autant, il conviendra d'être prudent quant à cette hypothèse (pour laquelle nous n'avons pas de justification pertinente d'ailleurs), d'une part parce que les pères gardiens sont assez rares dans l'échantillon (65 pères gardiens si l'analyse porte sur l'ensemble des enfants et 16 pères gardiens si l'on exclut les pensions alimentaires nulles), d'autre part, parce le sexe est corrélé à certains autres facteurs (par exemple, le niveau du revenu) et donc que l'effet que l'on pourrait attribuer au sexe pourrait tenir en fait à d'autres déterminants, plus justifiés analytiquement. Au regard des statistiques rassemblées dans les deux tableaux ci-dessous, il semble que les PA attribuées aux enfants confiés à la garde de leur père soient, en moyenne, inférieures. Mais, du fait des possibles corrélations que nous avons évoquées, une analyse *ceteris paribus* s'avère nécessaire pour confirmer ou infirmer cette observation univariée.

Montant moyen de pension alimentaire selon le genre du parent Gardien (ensemble des enfants)

Montant pension alimentaire

Genre du parent Gardien	Mean	N
homme	206,4961	99
femme	1021,8226	619
Total	909,4029	718

Montant moyen de pension alimentaire selon le genre du parent Gardien (enfants avec pension alimentaire nulle exclus)

Montant pension alimentaire

Genre du parent Gardien	Mean	N
homme	786,2734	26
femme	1143,7761	553
Total	1127,7225	579

14. La dernière hypothèse que nous avons testée consiste à mesurer un éventuel effet « juge ». Cette hypothèse repose sur l'idée, assez controversée, selon laquelle les décisions de justice varieraient d'un juge à l'autre¹⁰⁵. Dans notre problématique, cela signifierait que, toutes choses égales d'ailleurs, tel juge serait, en matière de fixation de PA, plus/moins généreux que les autres juges. Au-delà du test de l'hypothèse elle-même, tenir compte de cet éventuel effet permet également d'estimer les treize autres relations de manière plus précise en raisonnant « à juge donné ». Dans la base de données à notre disposition, les jugements ont été rendus par six juges, mais trois d'entre eux n'ont traité qu'un nombre très limité de divorces (respectivement, un, deux et trente deux dossiers), aussi avons-nous dû les regrouper. La spécification retient donc trois *dummies* (une pour le groupe des trois juges ayant traité peu de dossiers, une pour chacun des deux autres juges, le dernier des six juges constituant la référence). Mais au regard des statistiques

¹⁰⁵ Dans les travaux de SOFER et SOLLOGOUB (1990), le facteur le plus déterminant pour expliquer la variance des montants de pensions alimentaires est la localisation géographique du tribunal (la base de données concernant plusieurs tribunaux). En particulier, les auteurs montrent que les pensions alimentaires sont fixées, *ceteris paribus*, à des niveaux plus élevés par les juges des tribunaux parisiens ; ceci confirme donc bien l'hypothèse d'une hétérogénéité inter-juges (du moins inter-tribunaux). Dans notre cas, les données provenant du même tribunal, cet effet géographique ne peut pas être testé, mais l'effet « juge » proprement dit peut l'être, puisque nous pouvons distinguer les différents dossiers selon le juge qui l'a traité.

descriptives présentées aux deux derniers tableaux ci-dessous, il ne semble pas y avoir, en moyenne, de différence importante d'un juge à l'autre, si ce n'est pour le groupe des trois juges qui, eux, ont fixé des montants de PA, toujours en moyenne, un peu supérieurs à ceux fixés par leurs collègues du tribunal de Mulhouse.

**Montant moyen de pension alimentaire
selon le juge (ensemble des enfants)**

Montant pension alimentaire

Juges	Mean	N
Juge n°1	894,0044	173
Juge n°2	906,4668	391
Juge n°3	897,1120	119
Trois autres juges	1060,1061	35
Total	909,4029	718

**Montant moyen de pension alimentaire selon le juge
(enfants avec pension alimentaire nulle exclus)**

Montant pension alimentaire

Juges	Mean	N
Juge n°1	1171,6876	132
Juge n°2	1111,0611	319
Juge n°3	1067,5633	100
Trois autres juges	1325,1326	28
Total	1127,7225	579

Pour finir, il convient de justifier l'exclusion de différents facteurs dans notre analyse. A la différence de ce qu'ont fait SOFER et SOLLOGOUB (1990), nous n'avons pas retenu *l'âge des parents* car nous ne décelons pas l'hypothèse sous-jacente à l'introduction de ce facteur. S'il s'agit de la recherche d'un effet de cycle de vie (des parents déjà bien avancés dans le cycle de vie consacraient plus de dépenses à leurs enfants parce qu'ils n'ont plus à faire face à certaines autres dépenses tels que l'accès à la propriété), on peut penser qu'il est déjà implicitement inclus dans l'effet relatif au montant des revenus du couple, voire à celui de l'âge des enfants, ces deux facteurs étant plutôt bien corrélés au cycle de vie¹⁰⁶. De la même manière nous n'avons pas tenu compte du *statut d'emploi* ni de la *PCS des parents*, ces deux caractéristiques étant clairement corrélées aux revenus. Enfin, plusieurs caractéristiques du divorce lui-même ont également été laissées de côté car, d'une part, il nous paraît difficile d'énoncer des hypothèses pertinentes à leur sujet (on peut penser qu'elles sont susceptibles d'influencer la décision du juge, mais il est bien difficile de dire dans quel sens parce que cela peut différer d'un juge à l'autre) et, d'autre part, il ne nous semble pas qu'elles puissent constituer un paramètre d'un barème de pensions alimentaires. Ces caractéristiques sont : le *type de divorce* (divorce pour faute ; divorce demandé par l'un et accepté par l'autre), *l'identité du demandeur du divorce* (demande conjointe, demande par le parent gardien, demande par le parent non gardien), la *durée du mariage* et les *modalités de la négociation* (les parents ont proposé en commun un montant de PA, les parents ont proposé des montants différents de PA, les parents n'ont pas fait de proposition de PA et c'est donc le juge qui a fait une proposition de montant de pension alimentaire).

¹⁰⁶ Dans les travaux de SOFER et SOLLOGOUB (1990), les résultats relatifs à l'âge des parents apparaissent d'ailleurs, selon les auteurs, ambigus (pp. 168-169).

§ 3. Résultats et commentaires

Avant de commenter les résultats sur le fond, indiquons quelques conclusions quant à nos choix méthodologiques et ce, de manière à limiter notre commentaire aux spécifications les plus pertinentes. Notre propos porte sur les résultats issus des régressions limitées aux seuls facteurs significatifs.

Tout d'abord, comme le montre le tableau de synthèse n° 2 ci-dessous, si l'on s'attache seulement au fait que tel facteur est ou non significatif, on peut s'apercevoir **que la distinction entre le niveau « famille dans son ensemble » et le niveau « famille créancière »** est sans intérêt. De ce fait nous privilégierons désormais l'approche en termes de « famille créancière » qui, analytiquement, nous paraît plus pertinente : modèles 1, 2, 5, 6, 9 et 10¹⁰⁷.

Ensuite, si l'on observe l'incidence de l'introduction des **variables de genre et des dummies identifiant les juges**, on s'aperçoit, premièrement, que les variables de genre sont significatives dans certaines spécifications. En ce qui concerne le genre de l'enfant, on retrouve un effet négatif associé aux filles, mais seulement lorsque l'analyse porte sur l'ensemble des enfants et que l'on inclut les cas de pensions nulles (modèle 9b) ; en ce qui concerne le genre du parent gardien, on observe un effet positif en faveur des femmes à condition de ne pas exclure les cas de pensions nulles (modèles 1b, 5b et 9b). Deuxièmement, on peut observer que la prise en compte de ces variables de genre ne modifie pas radicalement les résultats. Si l'on se place au niveau des enfants uniques, ces variables de genre modifient la significativité des variables de cohabitation (parent gardien vit en coupe / avec des parents ou un tiers), mais il nous semble qu'il ne faut pas trop attacher d'importance à cela car à ce niveau d'analyse les effectifs concernés sont très réduits (cf. les tableaux statistiques *supra*). Au niveau d'analyse « enfants aînés », la prise en compte des variables de genre rend significatif l'effet positif de la variable de cohabitation « parent non gardien vivant chez ses parents ou chez un tiers », mais cet effet n'est significatif qu'au seuil de 8%. Enfin, si l'on se situe au niveau de tous les enfants, la prise en compte des variables de genre a deux impacts : l'effet positif associé au fait que les charges du parent gardien sont notifiées dans le dossier (et donc probablement prises en compte) devient significatif, mais à un seuil élevé (7%) d'une part, et l'effet négatif associé au fait que les prestations familiales du parent sont notifiées dans le dossier devient significatif au seuil de 1% d'autre part. Troisièmement, les coefficients associés aux **dummies identifiant les juges** ne sont significatifs dans aucun des modèles testés. L'hypothèse d'une hétérogénéité inter-juges au sein du tribunal de Mulhouse est donc clairement rejetée.

En conclusion, compte tenu des réserves que nous avons exprimées, d'une part, quant à la pertinence de tenir compte des genres (parce qu'ils ne peuvent pas réellement constituer des paramètres d'un barème de pensions alimentaires, faute d'une justification solide en termes de différence de coût selon le genre) et, d'autre part, quant à la robustesse des analyses menées au niveau « enfants uniques », nous optons pour l'élimination des modèles introduisant les variables de genre et les *dummies* de juges pour les spécifications « enfants uniques » (modèles 1b et 2b) et « enfants aînés » (modèles 5b et 6b). Pour les spécifications au niveau de tous les enfants en revanche, nous préférons garder une spécification tenant compte des variables de genre du fait de l'impact sur la variable de prestations familiales. Cependant, les résultats des modèles 10a et 10b étant identiques, nous délaissions, dans le commentaire, le modèle 10a.

¹⁰⁷ Pour l'analyse au niveau « enfants uniques » (modèles 1 et 2), cette distinction est sans objet.

Tableau n° 2 : les facteurs significativement explicatifs du montant de pension alimentaire (et leurs signes), selon différentes spécifications

N° des modèles ►	Enfants uniques				Enfants âgés								Tous les enfants							
	1a	1b	2a	2b	3a	3b	4a	4b	5a	5b	6a	6b	7a	7b	8a	8b	9a	9b	10a	10b
Revenu du couple	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Rev. couple carré					-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Part revenu NG	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Age enfant																				
Age enfant carré																				
NG verse rente					+	+			+	+			+	+	+	+	+	+	+	+
NG verse capital			+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
G vit en couple	/////														-	-			-	-
NG vit en couple	-		-	-																
G vit avec parents																				
NG vit avec parents		+	+	+		+				+			+	+			+	+		
NG pas droit visite																				
PF de G déclarées														-	-	-		-	-	-
Charges G déclarées	+													+				+		
Garde partagée	/////	/////	/////	/////	-	-			-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
G est une femme	/////	+	/////		/////	+	/////		/////	+	/////		/////	+	/////	+	/////	+	/////	+
Enfant est une fille	/////		/////		/////		/////		/////		/////		/////	-	/////		/////	-	/////	
Nombre d'enfants	/////	/////	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-	/////	/////
Nbre. enfants PA>0	/////	/////	/////	/////	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-	/////	/////	-	-
Rang 2	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////								
Rang 3	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////								
Rang 4 ou plus	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////	/////								
R ² (en %)	50	56	60	60	60	64	67	66	59	63	66	66	62	66	72	72	62	66	72	72
R ² ajusté (en %)	48	54	58	58	59	63	66	66	58	62	66	66	62	66	71	72	62	66	71	72
Nbre. d'observations	143	143	121	121	336	336	273	273	350	350	281	281	617	617	508	508	617	617	508	508

Modèles **a** : sans variables de genre. Modèles **b** : avec variables de genre. Modèles **3, 4, 7 et 8** : au niveau famille dans son ensemble. Modèles **1, 2, 5, 6, 9 et 10** : au niveau famille « créancière » (pour les modèles 1 et 2 les deux concepts de famille sont identiques puisqu'il s'agit d'enfants uniques). Modèles **impairs** : avec pensions alimentaires nulles. Modèles **pairs** : sans pensions alimentaires nulles.

Méthode : Régression par les Moindres Carrés Ordinaires. **Variable dépendante** : montant de pension alimentaire en francs. + : coefficient de régression positif et significatif au seuil de 10%. - : coefficient de régression négatif et significatif au seuil de 10%. **Cases vides** : coefficients non significatifs au seuil de 10%. **/////** : variables non introduites dans la spécification.

Quant au choix méthodologique consistant à retenir ou non dans l'analyse les observations pour lesquelles **la pension alimentaire est nulle**, il est assez déterminant. Dans l'analyse des enfants uniques, l'exclusion des pensions alimentaires nulles amène, d'une part, à mettre en valeur un effet de la prestation compensatrice versée par le parent non gardien et un effet de la cohabitation chez des parents ou tiers du parent non gardien et, d'autre part, à rendre non significatif un effet associé aux charges du parent gardien (comparaison des modèles 1a et 2a). Dans l'approche restreinte aux seuls enfants aînés, la non prise en compte des pensions alimentaires nulles amène à rendre significative la variable « prestation compensatoire versée sous forme de rente par le parent non gardien » (comparaison des modèles 5a et 5b). Enfin, lorsque l'on prend en compte l'ensemble des enfants, la comparaison des modèles 9b et 10b nous montre qu'exclure les pensions alimentaires nulles rend significatives deux variables relatives au parent gardien (le fait qu'il vive en couple et le fait que les prestations familiales soient prises en compte) et annihile d'autres effets (la cohabitation parentale du parent non gardien, le genre de l'enfant et la prise en compte des charges du parent gardien). Il convient donc de conserver cette distinction méthodologique. De ce fait, finalement, notre commentaire portera simultanément sur les résultats issus des modèles 1a, 2a, 5a, 6a, 9a, 9b et 10b¹⁰⁸.

Toujours du point de vue méthodologique, nous avons évoqué la possibilité d'exprimer la **variable dépendante de nos modèles en valeur logarithmique**¹⁰⁹. Après avoir testé cette possibilité, nous l'avons abandonnée. En effet, pour tous les modèles spécifiés avec inclusion des pensions alimentaires nulles, la qualité des estimations est de beaucoup inférieure (du point de vue du R^2) à celle issue des régressions où la variable dépendante n'est pas exprimée en valeur logarithmique, sans doute parce que les valeurs nulles recodées en valeurs un ne se prêtent pas bien à ce type de transformation. Pour les modèles qui excluent les pensions alimentaires nulles, le passage au logarithme améliore modérément la qualité globale des régressions (le R^2 gagne un point pour les spécifications en termes d'enfants aînés et deux points pour les spécifications relatives à tous les enfants). Cette amélioration provient de l'inclusion de deux variables qui deviennent significatives, bien que faiblement (respectivement à 3% et 6%) : le fait que les charges du parent gardien soient prises en compte montre un effet positif sur le logarithme du montant de PA et le fait que le parent non gardien vive en couple montre un effet négatif sur ce même logarithme. Cependant, l'amélioration de la qualité du modèle étant relativement faible et ne concernant qu'une partie des modèles, nous n'avons pas cru bon retenir de telles spécifications.

La dernière question méthodologique porte sur le **risque de biais dû à la non indépendance des observations** lorsque l'on travaille au niveau de tous les enfants. Il nous semble que ce risque est limité dans notre cas. En effet, lorsque l'on compare les résultats obtenus, d'un côté, pour les enfants aînés (observations indépendantes) et, de l'autre, pour tous les enfants (observations non totalement indépendantes) et ce, avec les mêmes facteurs explicatifs, c'est-à-dire sans tenir compte des variables de rang¹¹⁰, on s'aperçoit que les facteurs significatifs sont pour l'essentiel identiques et que les valeurs des coefficients sont assez proches. Cette comparaison peut être faite à partie du tableau n° 3 ci-dessous, puisque sont reportés dans ce tableau des résultats limités aux seuls facteurs significatifs et donc où les variables de rang ne sont pas prises en compte parce que non significatives.

¹⁰⁸ Les résultats détaillés relatifs à l'ensemble des vingt modèles sont présentés à l'annexe n° 14.

¹⁰⁹ En recodant les valeurs nulles en 1, de sorte que le logarithme soit défini.

¹¹⁰ Les variables de rang sont les seules qui sont ajoutées lorsque l'on passe du modèle « enfants aînés » au modèle « tous les enfants ».

Tableau n° 3 : les résultats des principaux modèles retenus pour l'analyse

N° des modèles ►	Enfants uniques		Enfants aînés		Tous les enfants			
	1a	2a	5a	6a	9a	9b	10a	10b
Constante	-1250,86 ***	-931,06 ***	-793,41 ***	-932,66 ***	-611,70 ***	-812,47 ***	-698,90 ***	-866,52 ***
Rev. du couple/100	+6,08 ***	+6,43 ***	+6,70 ***	+8,40 ***	+6,16 ***	+5,80 ***	+7,49 ***	+7,50 ***
Rev. couple/100 carré			-0,0041 ***	-0,0058 ***	-0,0036 ***	-0,0032 ***	-0,0050 ***	-0,0050 ***
Part du revenu NG	+18,33 ***	+14,53 ***	+13,95 ***	+15,26 ***	+12,97 ***	+10,40 ***	+13,90 ***	+13,46 ***
Age de l'enfant								
Age enfant au carré								
NG verse une rente			+277,30 **		+259,95 ***	+259,95 ***	+130,82 **	+127,81 **
NG verse un capital		+224,32 *	+299,16 ***	+149,94 *	+324,34 ***	+301,27 ***	+201,47 ***	+196,11 ***
G vit en couple	////						-249,58 **	-257,01 *
NG vit en couple	-465,59 *	-447,40 **						
G vit avec des parents								
NG vit avec parents		+574,35 ***			+216,24 **	+295,14 ***		
NG sans droit à visite								
PF de G déclarées						-125,00 **	-89,24 **	-97,98 **
Charges G déclarées	+348,05 **					+98,01 *		
Garde partagée	////	////	-554,74 ***	-236,44 *	-492,98 ***	-365,86 ***	-206,80 **	-212,89 **
G est une femme	////	////	////	////	////	+489,34 ***	////	+203,83 **
L'enfant est une fille	////	////	////	////	////	-83,05 **		
Nombre d'enfants	////	////	-104,96 ***	////	-129,55 ***	-107,00 ***	////	////
Nbre. enfants PA>0	////	////	////	-143,40 ***	////	////	-139,17 ***	-136,50 ***
Enfant de rang 2	////	////	////	////				
Enfant de rang 3	////	////	////	////				
Enfant de rang 4 ou +	////	////	////	////				
R ² (en %)	50	60	59	66	62	66	72	72
R ² ajusté (en %)	48	58	58	66	62	66	71	72
Nbre. d'observations	143	121	350	281	617	617	508	508

Modèles **a** : sans variables de genre. Modèles **b** : avec variables de genre. Modèles **impairs** : avec pensions alimentaires nulles. Modèles **pairs** : sans pensions alimentaires nulles. Tous les modèles ont pour niveau d'analyse les familles « créancières ».

Variable dépendante : montant de la pension alimentaire en francs. G : parent gardien. NG : parent non gardien. PA : prestations familiales. PA : pension alimentaire.

Méthode : Régression par les Moindres Carrés Ordinaires. **Seuils de significativité** : 1% = *** ; 5% = ** ; 10% = * ; case vide : non significatif au seuil de 10% ; //// : variable non incluse dans la régression.

Il convient alors de comparer le modèle 5a au modèle 9a, ou le modèle 6a au modèle 10a. Dans ces deux comparaisons, on observe que quatre facteurs explicatifs¹¹¹ deviennent significatifs au seuil de 10% lorsque l'analyse porte sur l'ensemble des enfants, alors qu'ils ne le sont pas dans l'analyse limitée aux enfants aînés. Mais on observe également que les seuils de significativité des quatre coefficients en question, bien qu'inférieurs à 10%, sont assez élevés (3%, 4%, 4% et 8%). Comme la non indépendance des observations amène, en cas de recours aux moindres carrés ordinaires, à réduire la variance des estimateurs, on peut penser que, si l'on tenait compte de cette non indépendance (par une analyse multi-niveaux par exemple), le seuil de significativité de ces quatre coefficients serait plus élevé et donc peut-être supérieur à 10%¹¹². Il conviendra donc, dans notre commentaire *infra*, d'être prudent dans l'interprétation de ces quatre résultats.

Ces commentaires méthodologiques étant faits, venons-en au commentaire sur le fond.

Concernant les **hypothèses que nous avons présentées comme étant centrales**, ce qui frappe en lisant le tableau n° 3 ci-dessus, c'est tout d'abord la forte significativité et la robustesse des facteurs financiers. La détermination du montant des pensions alimentaires dépend donc en premier lieu de ces facteurs¹¹³. Comme attendu, ce montant croît avec *le niveau de ressources du couple* et la croissance marginale est décroissante (le coefficient de régression relatif au carré de la somme des revenus est de signe négatif). La spécification quadratique choisie ici pour mesurer l'effet des ressources du couple présente l'avantage de mettre en lumière la concavité de la relation (par contraste avec une spécification linéaire qui aurait postulé une stricte proportionnalité entre le montant de la PA et les ressources du couple), mais ne saurait être utilisée à des fins d'extrapolation pour des ressources de niveau supérieur à l'extremum de la parabole estimée¹¹⁴ car, au-delà de ce niveau de ressources, les montants des pensions alimentaires auraient, en moyenne, tendance à décroître.

La variable « ressources du couple » a donc, sur le montant de PA, un effet significativement non linéaire que l'on peut illustrer de la manière suivante (sur la base de l'estimation du modèle 10a) : quand le revenu mensuel du couple passe de 2.000 à 2.100 francs, la pension alimentaire croît de 7,3 francs, tandis qu'une même augmentation (+100 francs) du revenu du couple ne majore plus la pension que de 5,5 francs lorsque le revenu du couple vaut 20.000 (et passe donc à 20.100 francs), puis l'accroissement de la PA n'est plus que de 1 franc pour un revenu du couple d'environ 60.000 francs et, au-delà de 70.000 francs, l'accroissement du revenu du couple n'a pratiquement plus d'incidence sur la pension.

Quant à *la part des ressources du couple apportée par l'ex-conjoint débiteur*, elle est, également comme attendu, reliée positivement au montant de PA : plus cette part est élevée, plus la pension alimentaire est importante, ce qui correspond bien à la règle de partage de la contribution à l'entretien de l'enfant à proportion des capacités relatives des deux parents. Le second résultat tout à fait clair, issu de l'exploitation des données de notre base, tient au fait que, contrairement à notre hypothèse, *l'âge de l'enfant* ne serait absolument pas un facteur discriminant du montant de pension alimentaire : les juges de notre échantillon ne moduleraient donc pas explicitement le montant de la pension en fonction de l'âge de

¹¹¹ Ces quatre facteurs sont : « Le parent non gardien vit avec des parents », « Le parent non gardien verse une prestation compensatoire sous forme d'une rente », « Le parent gardien vit en couple » et, « Les prestations familiales du parent gardien sont prises en compte ».

¹¹² C'est en tout cas ce que soulignent nos travaux menés sur données expérimentales en recourant à des régressions multi-niveaux pour tenir compte de cette non indépendance des observations (cf. Partie 1, Chapitre 2, Section 2).

¹¹³ L'importance des facteurs financiers peut s'apprécier par la comparaison des coefficients de régression standardisés (cf. annexe n° 14) : ceux relatifs aux facteurs financiers sont nettement supérieurs à ceux associés aux autres variables.

¹¹⁴ Entre environ 75.000 francs et 90.000 francs selon les modèles.

l'enfant et ce, nonobstant le fait que la croissance du coût de l'enfant avec son âge est un résultat relativement bien établi dans la littérature économique.

Le troisième résultat vient à nouveau contredire (ou du moins ne pas confirmer) l'hypothèse que nous avons formulée du point de vue du *rang de l'enfant*. Le rang de l'enfant ne jouerait pas dans la détermination du montant de la pension alimentaire, alors que nous postulions une hypothèse de lien négatif, assise sur l'idée d'économies d'échelle expliquant la décroissance du coût de l'enfant de l'aîné au benjamin. Cependant, nous avons souligné que le rang dans la fratrie était un concept proche, voire directement dépendant, de la *taille de la fratrie* (avoir un rang élevé dans la fratrie nécessite d'appartenir à une famille nombreuse). Ces deux aspects doivent donc être discutés simultanément. Or, ce que montrent les résultats rassemblés au tableau n° 3, c'est que, comme attendu, le montant de la pension alimentaire décroît significativement à mesure que la taille de la fratrie croît (ou que le nombre de frères et sœurs bénéficiaires d'une pension alimentaire non nulle croît). On peut donc penser que l'effet de rang est absorbé par l'effet de taille de fratrie. L'effet de rang ne serait pas spécifique (au sens que, à taille de fratrie donnée, la pension alimentaire ne serait pas modulée selon le rang). Pour nous rendre compte de cette possibilité, nous avons re-spécifié notre modélisation en excluant la taille de la fratrie (cela est d'autant plus justifié que cette variable souffre d'une colinéarité plus importante que les autres variables : VIF un peu supérieur à 2). Cet exercice s'est révélé concluant : lorsque le nombre d'enfants de la famille est omis, les variables de rang deviennent significatives, leurs signes négatifs indiquant que plus le rang de l'enfant est élevé, moins sa pension alimentaire est élevée (lorsque l'approche inclut les pensions nulles, on n'observe cependant pas de différence significative entre l'aîné et le second). Ces résultats, qui nous semblent intéressants, sont consignés dans le tableau 4 ci-dessous.

Venons-en aux **déterminants** que nous présentons comme **plus secondaires** dans la perspective de repérer des paramètres pertinents pour la conception d'un barème (le commentaire s'appuie toujours sur les résultats rassemblés au tableau n° 3).

Le premier déterminant est relatif à la prise en compte du versement, par le parent non gardien, d'une éventuelle *prestation compensatoire*. Notre hypothèse était qu'une telle situation serait susceptible d'inciter le juge à réduire le montant de la pension alimentaire des enfants de manière à réduire la charge totale occasionnée à l'occasion du divorce. Nous émettions également l'idée selon laquelle cet effet serait surtout sensible lorsque le versement de la prestation est simultanément à celui de la pension (rente mensuelle), et que le versement de la prestation sous forme d'un capital serait moins incitatif à un tel comportement. Il s'avère que les résultats de nos exploitations sont diamétralement opposés à ces hypothèses. *Ceteris paribus*, le montant de la pension alimentaire est positivement et significativement relié au fait que le parent non gardien doive verser une prestation compensatoire, et l'effet (coefficient) est supérieur lorsque ce versement s'effectue en capital comparativement au versement par rente mensuelle.

Ce résultat est tout à fait intéressant car il montre qu'une toute autre logique explicative doit être recherchée à propos du lien entre prestation compensatoire et pension alimentaire des enfants. Puisque la prestation compensatoire dédommage l'ex-conjoint que la rupture du contrat de mariage désavantage fortement en le plaçant dans une situation de perte de niveau de vie, on peut penser que, en majorant les pensions alimentaires des enfants, le juge, en fait, complète l'indemnisation du préjudice subi par le parent gardien (d'ailleurs, peut-être cela permet-il au juge de limiter, en contrepartie, la prestation compensatoire de manière à la rendre plus acceptable : il est plus difficile de refuser de payer pour les enfants que pour l'ex-conjoint).

Tableau n° 4 : effet de taille de fratrie et effet de rang dans la fratrie

N° des modèles ►	Tous les enfants (sans la variable « nombre d'enfants »)				Tous les enfants (avec rang et nombre d'enfants)			
	9a bis	9b bis	10a bis	10b bis	9a	9b	10a	10b
Constante	-779,25 ***	-1022,75 ***	-837,96 ***	-1023,6 ***	-611,70 ***	-812,47 ***	-698,90 ***	-866,52 ***
Rev. du couple/100	+6,40 ***	+6,04 ***	+7,97 ***	+7,96 ***	+6,16 ***	+5,80 ***	+7,49 ***	+7,50 ***
Rev. couple/100 carré	-0,0041 ***	-0,0036 ***	-0,0056 ***	-0,0056 ***	-0,0036 ***	-0,0032 ***	-0,0050 ***	-0,0050 ***
Part du revenu de NG	+12,71 ***	+9,87 ***	+12,25 ***	+11,99 ***	+12,97 ***	+10,40 ***	+13,90 ***	+13,46 ***
Age de l'enfant								
Age enfant au carré	-0,44 **		-0,45 **	-0,39 **				
NG verse une rente	+249,91 ***	+256,92 ***	+147,78 **	+137,14 **	+259,95 ***	+259,95 ***	+130,82 **	+127,81 **
NG verse un capital	+371,04 ***	+327,32 ***	+260,14 ***	+250,67***	+324,34 ***	+301,27 ***	+201,47 ***	+196,11 ***
G vit en couple			-287,24 *	-255,41 *			-249,58 **	-257,01 *
NG vit en couple								
G vit avec des parents								
NG vit avec parents	+266,28 **	+308,81 ***			+216,24 **	+295,14 ***		
NG sans droit à visite			+176,75 **	+171,27 *				
PF de G déclarées	-127,06 **	-195,95 ***	-140,76 ***	-158,00 ***		-125,00 **	-89,24 **	-97,98 **
Charges G déclarées		+94,77 *				+98,01 *		
Garde partagée	-436,55 ***	-308,53 ***	-554,74 ***	-172,33 *	-492,98 ***	-365,86 ***	-206,80 **	-212,89 **
G est une femme	////	+ 521,56 ***	////	+219,44 **	////	+489,34 ***	////	+203,83 **
L'enfant est une fille	////	-90,74 **	////		////	-83,05 **		
Nombre d'enfants	////	////	////	////	-129,55 ***	-107,00 ***	////	////
Nbre. enfants PA>0	////	////	////	////	////	////	-139,17 ***	-136,50 ***
Enfant de rang 2			-91,66 **	-86,61 **				
Enfant de rang 3	-207,44 ***	-178,72 ***	-259,06 ***	-243,15 ***				
Enfant de rang 4 ou +	-433,94 ***	-349,85 ***	-483,79 ***	-476,91 ***				
R ² (en %)	61	65	69	70	62	66	72	72
R ² ajusté (en %)	60	64	68	69	62	66	71	72
Nbre. d'observations	617	617	508	508	617	617	508	508

Modèles **a** : sans variables de genre. Modèles **b** : avec variables de genre. Modèles **impairs** : avec pensions alimentaires nulles. Modèles **pairs** : sans pensions alimentaires nulles. Tous les modèles ont pour niveau d'analyse les familles « créancières ».

Variable dépendante : montant de la pension alimentaire en francs. G : parent gardien. NG : parent non gardien. PA : prestations familiales. PA : pension alimentaire.

Méthode : Régression par les Moindres Carrés Ordinaires. **Seuils de significativité** : 1% = *** ; 5% = ** ; 10% = *; case vide : non significatif au seuil de 10% ; //// : variable non incluse dans la régression

Quant au fait que l'effet de la prestation compensatoire serait plus élevé dans le cas d'un versement en capital que dans le cas d'un versement sous forme d'une rente mensuelle, il pourrait éventuellement s'expliquer par une certaine corrélation entre le type de versement de la prestation et le niveau de revenu du parent non gardien. En effet, il semble que le versement d'une rente mensuelle soit assez souvent l'option choisie lorsque le revenu du parent non gardien est faible car cette faiblesse de ressources, habituellement associée à une faiblesse de l'épargne, rend impossible le versement unique d'un capital¹¹⁵.

Le deuxième facteur qu'il convient de commenter a trait au *mode de cohabitation* des parents. Rappelons tout d'abord que rares¹¹⁶ sont les parents qui, au moment du jugement du divorce (date qui correspond à la prise de renseignements de notre base de données), ne vivent pas seuls. Ceci explique peut-être que les résultats relatifs à ce phénomène ne sont pas très robustes. Par exemple, dans le modèle 10b, on observe certes que le fait que le parent vive en couple amène, comme attendu, à une diminution du montant de la pension alimentaire¹¹⁷, mais cet effet n'est significatif qu'au seuil de 8% et n'est pas observé dans les autres modèles. Quant au parent non gardien, lorsqu'il vit chez ses parents ou chez un tiers, la pension alimentaire qu'il est invité à verser est majorée. Cet effet significativement positif corrobore l'hypothèse que nous avançons, à savoir que face à ce type de cohabitation, le juge tiendrait compte du fait que les charges du parent non gardien sont réduites¹¹⁸ et donc qu'il a une capacité contributive supérieure à ce qu'indique son seul revenu. Notons cependant que ce résultat n'est observé que pour le modèle 9, c'est-à-dire lorsque l'analyse porte sur l'ensemble des enfants, y compris ceux dont la pension alimentaire est nulle¹¹⁹.

Le troisième déterminant que nous avons souhaité tester est le fait que le *parent non gardien soit privé de droit de visite*, privation qui, d'un point de vue financier, se traduirait par une moindre participation en nature, que le juge pourrait compenser en augmentant le montant de la pension alimentaire. De ce point de vue, les résultats présentés au tableau 3 sont sans équivoque : cette logique n'est absolument pas confirmée par notre analyse. Le coefficient de régression associé à cette variable n'est en effet jamais significatif au seuil de 10%. Cette non significativité pourrait s'expliquer par une certaine hétérogénéité des situations. Pour certains divorces, ce serait bien notre hypothèse qui s'appliquerait, mais pour d'autres divorces une logique inverse pourrait être avancée. Cette autre hypothèse peut s'exprimer ainsi : afin de rompre plus nettement avec l'ex-conjoint et pour éviter tout contact (en cas de très mauvaise entente), le parent gardien pourrait accepter, voire demander, un montant de pension alimentaire très bas ou nul en contrepartie d'une absence de droit de visite octroyé au parent non gardien.

La quatrième hypothèse concerne l'éventuel impact des *charges du parent gardien*. Nous avons déjà évoqué les limites inhérentes à cette hypothèse (cf. *supra*). Les résultats obtenus corroborent assez largement notre scepticisme (lié au fait que ce ne sont pas les dépenses exceptionnelles pour les enfants

¹¹⁵ Mais si l'explication devait tenir à cette seule corrélation entre le type de versement de la prestation et le niveau de revenus du parent non gardien, l'effet ne devrait pas être aussi significatif, car la régression estime des coefficients indirectement « à niveau de revenus du parent non gardien donné » ; indirectement car la spécification n'intègre pas explicitement ce niveau de revenus mais, d'une part, le revenu total du couple et, d'autre part, la part, dans ce revenu du couple, apportée par le parent non gardien.

¹¹⁶ 38 parents sur un total de 798.

¹¹⁷ Quant à la cohabitation du parent gardien avec un parent ou un tiers, elle ne jouerait pas sur la détermination du montant de la pension alimentaire (coefficient jamais significatif).

¹¹⁸ Du moins si cette cohabitation se fait avec des personnes ayant des ressources suffisantes.

¹¹⁹ Le fait de vivre en couple lorsque l'on est parent non gardien d'un enfant unique (modèles 1 et 2) serait associé négativement au montant de la pension alimentaire. Ce résultat, contraire à notre hypothèse et difficilement interprétable, est sujet à caution du fait des effectifs très réduits dans les modèles 1 (7 parents non gardiens vivant en couple) et 2 (5 parents non gardiens vivant en couple), d'autant plus que cet effet n'est plus observé dans les autres modèles.

qui sont enregistrées, mais l'ensemble des charges récurrentes de la famille) quant à la possibilité de tester correctement cette hypothèse : au seuil de 9% seulement, le fait que les parents aient déclaré des charges (et donc qu'elles ont pu être prises en compte par le juge) amène à majorer modérément le montant de la pension alimentaire et ce, uniquement dans le modèle 9b. On peut donc considérer que cette hypothèse n'est pas validée par l'observation empirique.

L'avant-dernière hypothèse est un peu plus pertinente. Il s'agit d'analyser l'impact éventuel, toutes choses égales d'ailleurs, des *prestations familiales* dont le parent gardien bénéficie. Là encore nous avons souligné plusieurs limites, dont celle consistant à dire qu'il est délicat de confondre prestations sous conditions de ressources et prestations universelles comme nous l'impose notre base de données. Nonobstant cette limite, nous pouvons observer que le fait de faire mentionner ces prestations dans la procédure de divorce joue en défaveur, comme nous le supposons logiquement, du parent gardien¹²⁰. Le fait que, dans notre échantillon, le juge tienne ainsi compte des prestations familiales corroborerait donc l'idée selon laquelle il convient de réduire la pension alimentaire payée par le parent débiteur de manière à ce que ce dernier bénéficie indirectement des prestations en question (notamment parce que, lorsqu'il accueille l'enfant dans le cadre de l'exercice de son droit de visite, le parent non gardien engage des frais, mais n'est pas pour autant bénéficiaire de prestations familiales au titre de l'enfant dans la mesure où la résidence principale de l'enfant n'est pas chez lui).

Enfin, le dernier facteur relève de la logique de la *garde partagée* (partage des enfants entre les deux résidences des parents). A ce propos notre hypothèse reposait sur l'idée d'une compensation réciproque entre les deux parents qui, du fait de ce mode de garde, sont potentiellement tous deux débiteurs de pension alimentaire. On s'attend donc à observer un effet négatif, puisque la compensation signifie que le montant des pensions dues devrait être réduit des montants des pensions à percevoir. C'est effectivement clairement ce que l'on observe dans les estimations économétriques du tableau n° 3 : l'impact négatif est massif et toujours significatif.

Arrivé à ce stade du commentaire, il est intéressant de faire le pont entre ces résultats et ceux que nous avons obtenus sur la base des données expérimentales (cf. Partie 1, Chapitre 2, Section 2), du moins pour ce qui leur est commun. Tout d'abord, les deux approches mettent en évidence la prédominance, dans la détermination du montant des pensions alimentaires, de l'effet du revenu des parents¹²¹. Ensuite, les deux analyses soulignent l'absence d'impact de la prise en compte des charges. Enfin, dans une certaine mesure, certains résultats semblent diverger d'une approche à l'autre. L'approche menée sur les données expérimentales met en lumière, d'une part, un effet dû au genre de l'enfant (montants légèrement plus faibles pour les filles) et, d'autre part, un effet lié à l'âge de l'enfant (montants plus élevés pour les adolescents et les jeunes adultes). Or, dans la présente approche, nous avons souligné que l'effet de genre de l'enfant n'était pas totalement avéré dans la mesure où il n'était significatif que pour certaines de nos régressions, mais pas toutes. Quant à l'effet de l'âge, il n'apparaît pas du tout significatif dans la présente approche. Ce résultat n'était d'ailleurs pas du tout attendu et nous a surpris. La relation entre l'âge de l'enfant et le montant de la pension alimentaire est sans doute complexe et mériterait donc des travaux complémentaires¹²². La dernière comparaison entre les résultats des deux approches porte sur l'effet « juge ». Cette comparaison n'est cependant pas aisée car, dans le cas des données administratives et contrairement au cas des données expérimentales, d'une part, il n'est pas possible de caractériser le juge

¹²⁰ L'effet n'est cependant significatif que dans les modèles intégrant tous les enfants.

¹²¹ Le revenu du parent non gardien dans le cas de l'analyse sur données expérimentales ; le revenu du couple et la part du revenu du parent non gardien dans le cas de l'analyse sur données administratives.

¹²² Après avoir testé des spécifications avec des *dummies* de classes d'âge, nous avons finalement retenu une spécification quadratique qui s'est avérée non significative. Les travaux complémentaires pourraient consister à revenir à une spécification par classes d'âge et à rechercher la meilleure spécification en faisant varier les bornes de classes.

(les juges sont seulement identifiés par un jeu de *dummies* permettant de les distinguer) et, d'autre part, tous les juges appartiennent au même tribunal. De ce fait, l'absence d'effet « juge » mis en lumière par la présente approche (sur données administratives) n'est pas forcément contradictoire avec les deux conclusions issues de l'analyse des données expérimentales, à savoir, premièrement, que le niveau « juge » contribue significativement à la variance des montants des pensions (même si cette contribution est plus faible que celles des niveaux « famille » et « enfant ») et, deuxièmement, qu'un effet de genre du juge est significatif au seuil de 5%.

Pour conclure cette analyse, il convient de souligner que, globalement, la qualité des huit régressions économétriques sur lesquelles s'appuie notre commentaire est tout à fait satisfaisante. En effet, si l'on se fie à l'indicateur du R^2 (qui indique la part de la variance du montant de pension alimentaire expliquée par les variables indépendantes), celui-ci varie de 50% à 72%. Cela signifie donc que, avec le meilleur de ces modèles (modèle 10), les dix paramètres de la spécification permettent de prédire à 72%¹²³ le comportement des juges aux affaires familiales du tribunal de Mulhouse lorsqu'ils déterminent le montant des pensions alimentaires pour enfants à l'issue d'un divorce. Ces dix paramètres et les coefficients de régression estimés qui leur sont associés constituent donc, d'une certaine manière, le barème implicite des juges de Mulhouse. C'est à la même conclusion qu'aboutissent nos travaux sur données expérimentales. Il reste cependant un peu moins de 30% du calcul de la pension alimentaire qui demeure inexplicé. Cela est probablement dû, pour partie à l'absence de certains paramètres objectifs qui n'apparaissent pas explicitement dans la base de données (et donc probablement pas non plus dans les dossiers des affaires), pour partie à des facteurs non observés plus subjectifs liés à la personnalité du juge lui-même, pour partie à des erreurs de mesure (erreurs de saisie, erreurs de retranscription dans les dossiers, erreurs – volontaires ou non – de déclaration de la part des parties) voire, pour partie au hasard puisque, en l'absence de barème explicite appliqué de manière systématique, on ne peut exclure la part du hasard.

Dans la section 1 du présent chapitre, nous avons évoqué à plusieurs reprises que, aussi bien du point de vue de l'efficacité que de celui de l'équité, l'existence d'un barème tout comme certaines modalités de ce dernier pouvaient se justifier dans une perspective dynamique, au sens où un barème pouvait comporter une dimension incitative (incitation à la coopération entre ex-époux, incitation au paiement de la pension, etc.). L'analyse de cette dimension incitative n'a pu être abordée dans la section 2 puisque l'approche empirique reposait sur des données statiques : les montants de pensions alimentaires tels qu'ils sont fixés par les juges au moment de la procédure de divorce. Pour mener une analyse empirique dynamique, il faudrait en effet savoir, par exemple, si les pensions alimentaires ainsi fixées ont été ou non versées, avec quelle régularité, et si le montant fixé a été respecté. Faute de telles données, nous abordons, à la section suivante, cette importante question de l'incitation à la coopération en menant une analyse théorique.

¹²³ Les économètres habitués à estimer des modèles décrivant des comportements individuels trouveront ce pourcentage curieusement très élevé. En fait, si le modèle estime effectivement le comportement du juge lorsqu'il fixe le montant de la pension alimentaire, il n'en demeure pas moins que le modèle estime simultanément un barème de fait. C'est donc cette dimension de barème implicite qui explique l'obtention de R^2 élevés.

Section 3 : Incitation et redistribution dans les procédures de divorce : l'introduction de barèmes de pensions alimentaires favorise-t-elle la coopération entre les parents ?

Cette section met en évidence comment l'utilisation de barèmes de pensions alimentaires influence les choix de procédures de divorces. Deux points sont plus particulièrement étudiés. Peut-on inciter les parents à coopérer, via des mécanismes économiques tels que les barèmes ? Comment concilier cet objectif avec une logique redistributive ?

Pour étayer cette argumentation et les suggestions qui en découlent, nous nous appuyons sur une représentation stylisée de la négociation entre les parents au moment du divorce, en retenant le contexte qui semble *a priori* le plus favorable à la coopération, à savoir le cas où l'un des parents a renoncé à la garde des enfants. La simplification peut sembler abusive mais elle est raisonnable et pertinente à la fois empiriquement et analytiquement. D'un côté, plus de 50% des divorces en France sont de nature consensuelle. De l'autre, s'il s'avérait dans ces conditions qu'un barème fournissait toujours des incitations contraires défavorables à la coopération, on pourrait penser que la même conclusion prévaudrait *a fortiori* lorsque le divorce est conflictuel et/ou devrait résoudre le problème des modalités de la garde des enfants en même temps que les aspects financiers touchant à la dissolution du mariage.

On examine tour à tour l'impact d'un barème impératif, c'est-à-dire le cas où le juge applique strictement un barème, et celui d'un barème simplement indicatif, où le juge use de son pouvoir discrétionnaire. Chaque instrument est analysé sous l'angle des trois objectifs traditionnels qui doivent être conciliés : l'efficacité dans le règlement du divorce (ici la fixation de la pension), les incitations à coopérer, l'équité redistributive. On montre comment l'introduction d'un barème de pension alimentaire peut exercer un effet d'ancrage sur la négociation directe entre les parents (dans la mesure où les dispositions à payer une pension du parent non gardien et à recevoir une pension du parent non gardien en dépendent) et comment apparaissent les incitations en faveur de la négociation, qui concilient efficacité et redistribution. Sont également discutés les avantages relatifs d'un barème sur l'autre lorsque les parents ont des perceptions biaisées mais rationnelles des décisions appliquées par le juge en matière de pension. Les instruments permettant d'accroître les gains de la négociation sont alors mis en évidence, en évaluant notamment dans le cas des barèmes indicatifs les possibilités qui s'offrent au juge d'arbitrer entre, d'une part, la fréquence avec laquelle il s'écarte du barème et, d'autre part, l'ampleur de l'écart entre le barème et le montant de la pension qu'il fixe hors barème.

Deux enseignements majeurs peuvent être tirés de cette étude. D'abord, nous montrons que peu importe que la règle soit explicite (résultant d'une contrainte légale découlant de critères stricts définis par le législateur) ou implicite (résultant soit d'un effet de réputation du juge ou de façon plus collégiale, d'une pratique consensuelle des juges, sans que les critères n'aient été pour autant édictés par le législateur¹²⁴). Il suffit que cette règle existe pour ancrer la négociation entre les parents qui divorcent. Ensuite, nous montrons que le choix final des parents entre le jugement et la négociation, alors même qu'ils sont disposés à négocier, va dépendre de la hiérarchie des coûts et risques qui sont associés à chacune des procédures de divorce. Les gains privés de la négociation pour les parents dépendent directement de cette structure coûts/risques, et non pas du barème choisi.

La dernière partie de cette section propose certaines recommandations concernant l'introduction de barèmes de pensions alimentaires dans la législation française sur le divorce. Nous renvoyons à la suite de l'étude pour une discussion plus générale des réaménagements souhaitables qui s'inspire des principaux

¹²⁴ Les analyses économétriques qui visent à expliquer les montants des pensions alimentaires par certaines des caractéristiques des juges tout en contrôlant les caractéristiques des affaires s'inscrivent dans cette recherche du degré de consensus implicite entre juges (cf. partie I, chapitre 2, Section 2 de ce rapport).

enseignements tirés de notre étude : il existe des gains potentiels propres à la négociation, et il est possible d'en faire bénéficier les parents et la collectivité en utilisant plusieurs types d'instruments, les barèmes n'étant qu'un levier d'action du législateur parmi d'autres.

§ 1. La méthodologie retenue

La question de la coopération entre les individus, telle qu'elle est appréhendée par la théorie économique, renvoie principalement aux deux cadres d'analyse possibles pour examiner de façon stylisée le déroulement d'une négociation¹²⁵ et deux types de prédictions générales concernant son issue. D'un côté, il y a les situations relevant du domaine d'application du *théorème de Coase* : même si elles poursuivent des objectifs antagonistes, dès lors qu'il n'y a pas d'asymétrie d'information et que les coûts de transaction associés à la négociation ne sont pas trop élevés, il n'y a aucune raison permettant de justifier que les parties opposées dans la négociation ne trouvent pas un accord qui leur soit mutuellement avantageux. En d'autres termes, même dans la situation extrême où ils sont totalement égoïstes, des individus rationnels vont forcément s'entendre et se comporter de façon coopérative dès lors qu'ils ont connaissance qu'il y a un intérêt à coopérer. D'un autre côté, et conduisant à des conclusions totalement opposées, il existe un ensemble varié de situations qui peuvent être interprétées à partir du *dilemme du prisonnier* : dans les mêmes conditions d'absence d'asymétrie d'information et de coûts de transaction négligeables, la conjonction entre d'un côté les interactions stratégiques qui apparaissent entre les parties dans le contexte de la négociation, où la situation de chacun *in fine* dépend du comportement de l'autre partie (dans un sens très général), et d'un autre côté les opportunités extérieures donnant à chacun la possibilité de satisfaire ses propres objectifs sans recourir à la négociation, rendent l'accord éventuellement négocié entre les parties très fragile et instable. En effet, en l'absence d'engagement contraignant liant les parties à l'accord qu'elles pourraient conclure, et dans la mesure où il n'y a aucune obligation à négocier, les opportunités extérieures offertes à chaque individu peuvent fournir des incitations suffisamment fortes pour dissuader l'une ou l'autre partie de coopérer, alors même qu'il serait dans l'intérêt des deux de s'entendre. De façon plus typique, alors même que les deux parties ont parfaitement conscience qu'il serait collectivement plus efficace de coopérer, la menace potentielle que l'autre partie ne respecte pas l'accord qui n'est pas contraignant est toujours crédible et dissuade chacun de coopérer.

L'étude propose d'appliquer ces grilles de lecture à l'analyse du divorce. La question du règlement des divorces et de la recherche des incitations économiques favorisant des solutions négociées, doit en effet tenir compte du caractère antagoniste voire conflictuel du contexte d'un divorce, préjudicant à la négociation. Si l'on s'en tient simplement à ces deux aspects, la procédure en divorce implique pour les parents de définir principalement les modalités concernant la garde des enfants, et le règlement des aspects financiers de la rupture du lien matrimonial. Il apparaît alors entre les parents des interactions stratégiques évidentes, qu'elles résultent de la non divisibilité de l'un des objets de l'accord (la garde des enfants en général), ou des transferts financiers accompagnant la résolution du divorce (qui constituent un jeu à somme nulle pour les parents).

Dès lors que l'on s'interroge sur les incitations économiques qu'il faut fournir aux parents pour favoriser un règlement à l'amiable du divorce par négociation directe entre eux, l'analyse économique peut apporter des éclairages utiles principalement sur deux points : quel est l'impact des coûts de transaction liés aux différentes procédures de divorce sur les choix des parents ? Dans quelle mesure les

¹²⁵ Dans un cas comme dans l'autre, on considère qu'aucune des parties n'a l'intention de nuire à l'autre; en pratique, il semble que ces comportements ne soient pas à exclure dans les divorces les plus conflictuels, mais ils relèvent néanmoins soit de la médiation familiale, soit du droit pénal.

autres modalités de règlement du divorce venant de l'offre de services publics de justice (divorce pour faute, divorce accepté, divorce par consentement mutuel) qui constituent des opportunités extérieures pour l'un comme l'autre des parents, affectent-elles les incitations à négocier ? Etant donné le champ d'investigation qui est ainsi ouvert, seules certaines situations seront envisagées dans cette étude. On s'intéressera ici délibérément essentiellement au cas où la procédure de divorce engagée par les parents ne concerne que les aspects financiers : l'un des parents a renoncé d'emblée à demander la garde des enfants et on admettra qu'il n'y a pas d'asymétrie d'information sur les capacités à payer de chacun des parents. L'intérêt de cette approche s'explique par le fait que ce cas de figure correspond au contexte de divorce *a priori* le moins conflictuel, donc le plus propice à examiner les incitations à coopérer entre les parents et l'impact que peut avoir l'offre publique de justice sur la négociation. L'argument essentiel est que si, dans ces conditions, le règlement par jugement du divorce ne constitue jamais une menace crédible pour l'un des parents, qui déstabiliserait la négociation, ce sera toujours vrai dans le cas d'un conflit majeur impliquant la garde des enfants et/ou la rupture du contrat de mariage (lorsqu'il en existe un).

Plusieurs questions peuvent alors être analysées :

- Est-ce que laisser aux parents la possibilité de négocier suffit à orienter les procédures de divorce en majorité vers un règlement à l'amiable, laissant jouer au juge un rôle pur de bureau d'enregistrement ?
- Sinon, quels sont les instruments économiques les plus efficaces qui inciteront les parents à opter pour la négociation ? Est-ce que la menace exercée par le juge d'appliquer un barème de pension est efficace ? Eventuellement, existe-t-il un barème optimal et quelle est sa structure ?
- Le juge doit-il se conformer strictement au barème (la règle) ou peut-il laisser jouer sa libre appréciation de la situation (la discrétion) ?
- Le barème de référence du juge doit-il être explicite, ou implicite ? L'effet de réputation du juge suffit-il ?
- Est-ce que d'autres instruments ne sont pas à envisager, substituables ou complémentaires du barème ?

§ 2. Les grandes lignes et principaux résultats de l'analyse

2.1. Les effets d'un barème impératif

Considérons que lors du divorce, les parents s'opposent (uniquement) sur le montant de la pension que le parent non gardien devra verser au parent gardien, et doivent choisir entre deux procédures (jugement *versus* négociation). Est-ce que la perspective que le juge applique strictement un barème (appelé ici barème impératif) pour déterminer le montant de cette pension constitue une menace crédible pour les parents renforçant leur incitation à coopérer, c'est-à-dire à opter pour la négociation ?

Le jugement comme la négociation sont des perspectives certaines ici : le paiement de la pension obtenue par jugement comme par négociation est réalisé avec une probabilité égale à 1 et on admet qu'elle est effectivement payée, dans la mesure où aucun n'est soumis à un risque d'insolvabilité¹²⁶.

Lorsque le juge suit le barème impératif, le choix par les deux parents de la procédure de divorce peut s'analyser comme un « jeu de négociation entre les parents », où chacun dispose de deux stratégies :

¹²⁶ Le cas où l'un des parents n'est pas solvable peut également être traité comme un cas particulier de l'approche qui est proposée ici. De façon plus générale, il est possible de prendre en compte les contraintes financières des parents.

soit négocier N, soit aller en jugement J. Les niveaux de bien-être ou paiements finalement obtenus par chacun des parents peuvent se présenter sous la forme suivante, en fonction du couple de stratégies représentant respectivement le choix effectué par chacun des parents de suivre l'une de leurs deux stratégies disponibles :

		Parent gardien	
		Jugement	Négociation
Parent non gardien	Jugement	A ; B	A ; B
	Négociation	A ; B	C ; D

Dès lors que les parents coopèrent, leur situation finale est (respectivement pour le parent non gardien et le parent gardien) : (C ; D) qui dépend des coûts de la négociation et du montant de la pension négociée. Si l'un d'entre eux au moins refuse de coopérer, leur situation finale est : (A ; B) qui dépend maintenant des coûts occasionnés par le jugement et du barème appliqué par le juge.

Deux problèmes se posent alors.

Lorsqu'un accord est négocié entre les parents, est-il robuste par rapport au jugement ? La négociation directe entre les parents n'est pas obligatoire, elle se fait sans engagement de leur part, et n'est donc nullement contraignante. Par ailleurs, elle n'a pas force de loi en l'absence de l'homologation du juge, et celle-ci n'interviendra qu'*ex post*.

D'un autre côté, on peut conjecturer que si les coûts de la négociation ne sont pas plus élevés que ceux du jugement, deux parents qui doivent s'entendre sur le montant de pension que l'un versera à l'autre qui a la garde des enfants, devraient pouvoir aboutir à un accord qui leur est mutuellement avantageux. Mais la pension promise en jugement ne va-t-elle pas inciter l'un ou l'autre à refuser de coopérer ?

Le premier résultat central est le suivant.

RESULTAT 1 : si la somme des coûts de transaction supportés individuellement par les parents lors d'un jugement est supérieure à la somme des coûts de transaction individuels associés à la négociation, les parents choisiront toujours de coopérer plutôt que de passer en jugement¹²⁷.

Par conséquent, si ces conditions de coûts sont respectées, et que le barème appliqué par le juge ne mord pas sur les contraintes financières des parents, la négociation est toujours l'issue prévisible d'une procédure de divorce¹²⁸. Quel est le mécanisme qui explique ce résultat, et comment l'offre de services publics de justice affecte-t-elle les incitations à négocier des parents ? En fait, il est aisé de montrer comment le barème utilisé par le juge sert de point de référence dans la négociation entre les parents : plus le barème suivi par le juge fixe une pension élevée, plus la pension négociée sera elle-même élevée. Pour aboutir à cela, nous déterminons deux grandeurs essentielles à l'analyse

- la disponibilité à payer (plus loin DP) du parent non gardien : soit la pension maximum qu'il accepterait de verser au parent gardien à l'issue de la négociation, tout en acceptant le principe de la coopération,

¹²⁷ Ces conditions assurent respectivement que, si le barème ne remet pas en cause la solvabilité des parents, on a toujours : $A < C$ et en même temps $B < D$.

¹²⁸ Dans les limites du cadre fixé ici : les parents ne négocient que sur la pension.

- la disponibilité à recevoir (plus loin DR) du parent gardien : soit la pension minimum qu'il accepterait de recevoir du parent non gardien à l'issue de la négociation, tout en acceptant lui aussi le principe de la coopération.

Le second résultat important, qui explicite le mécanisme d'ancrage de la négociation sur le barème du juge, est alors le suivant.

RESULTAT 2

- **En l'absence de services publics de justice, on aurait :**

- **pour le parent gardien :**
 $DR_0 = \text{COÛTS DE LA NEGOCIATION} - \text{RICHESSSE INDIVIDUELLE}$
 - **pour le parent non gardien :**
 $DP_0 = \text{RICHESSSE INDIVIDUELLE} - \text{COÛTS DE LA NEGOCIATION}$
- et on a toujours $DR_0 \leq DP_0$.**

- **En présence d'un service public de justice (associé à un barème pour la pension), on a :**

- **POUR LE PARENT GARDIEN :**
 $DR = \text{BAREME} + \text{COÛTS DE LA NEGOCIATION} - \text{COÛT DU JUGEMENT}$
- **POUR LE PARENT NON GARDIEN :**
 $DP = \text{BAREME} + \text{COÛTS DU JUGEMENT} - \text{COÛT DE LA NEGOCIATION}$

et la négociation n'est possible que si $DR \leq DP$, ce qui suppose alors que la somme des coûts de transaction associés à un jugement excède la somme des coûts de la négociation.

En d'autres termes, le point de référence de la négociation sans la menace de jugement est déterminé par l'écart entre les richesses individuelles des parents, aux coûts de transaction près, alors qu'en présence du barème, c'est le barème lui-même qui sert de base aux DP et DR des parents (aux coûts de transaction près toujours). L'ensemble des accords possibles par la négociation¹²⁹ étant défini par l'intervalle [DR, DP], alors plus le barème est élevé, plus la pension négociée l'est aussi.

Ce résultat suggère finalement deux commentaires quant à la définition du « meilleur barème » qui peut être choisi. D'une part, pour une structure de coûts de transaction donnés (en jugement et à la négociation), le barème appliqué par le juge doit tenir compte des capacités à payer et à recevoir des parents, si l'on veut atteindre l'objectif qui est de les inciter à négocier directement; en d'autres termes, il faut veiller à ne pas remettre en cause, via le barème de référence, leur solvabilité. D'autre part, on peut favoriser la négociation sans sacrifier pour autant à un objectif redistributif¹³⁰ : il existe un niveau minimal pour le barème suivi par le juge, qui s'établit au seuil fixé par l'économie de coût de transaction que représente la négociation par rapport au divorce pour le parent gardien, tel que les parents négocieront et fixeront par accord une pension strictement positive. Autrement dit, sauf à imposer ce seuil, la pension établie par la négociation pourrait théoriquement être négative, c'est-à-dire que c'est le parent gardien qui verserait une pension au non gardien : par construction, la zone de négociation inclut aussi ce cas de figure. Cette possibilité toute théorique reflète simplement le fait que les transferts ici sont un jeu à somme nulle entre les parents, et qu'il y a séparation entre les incitations et la redistribution.

Le troisième résultat important, puisqu'il conditionne la marge de manœuvre du législateur en matière d'incitations économiques, est le suivant.

¹²⁹ Le montant final négocié dépendra du pouvoir de négociation de chacun des parents. A ce stade de l'analyse, seule la « zone de négociation » peut être décrite.

¹³⁰ Ce point est exploré dans la section 1 de ce chapitre.

RESULTAT 3 : les gains potentiels de la négociation, définis par la différence entre la DP du parent non gardien et DR du parent gardien, sont donnés par :
SOMME DES COÛTS DU JUGEMENT - SOMME DES COÛTS DE LA NEGOCIATION

Lorsque le juge se conforme à une règle (constituée par un barème impératif), l'incitation à négocier définie par les gains de la négociation pour les parents, est due uniquement à l'économie potentielle réalisée sur les coûts de transaction qu'implique le jugement. Dès lors, il existe un avantage net à la négociation, lorsqu'une procédure en jugement est plus coûteuse qu'une procédure négociée. Mais au regard de ces coûts privés qui orientent les choix des parents entre les différentes procédures possibles, il existe aussi des coûts sociaux. Les résultats précédents établissent que la négociation représente alors un mode de règlement de leur litige qui minimise les coûts de transaction privés. Que peut-on alors dire des coûts sociaux ?

Certains sont purement administratifs, et correspondent à ce que les économistes appellent des *coûts d'audit* : ils résultent des coûts de collecte de l'information pertinente et des coûts de vérification des dossiers de divorce de façon à s'assurer des conditions d'application de la loi. D'autres, non moins négligeables, sont des coûts externes par effet de congestion de l'institution juridique, provenant de l'externalité négative que chaque dossier de divorce engendrera dans la résolution des autres litiges, puisque l'impérieuse nécessité de veiller, au cas par cas, à l'adéquation entre le choix du barème à appliquer et chaque dossier de divorce, ralentira d'autant plus la résolution de l'ensemble des procédures de divorces. Le jugement de divorce revêt alors les caractéristiques d'un bien public impur avec des effets de congestion collectifs provenant des externalités exercées par chaque litige particulier sur l'ensemble des dossiers à résoudre. On retrouve en fait ici la problématique de l'engorgement des tribunaux, que l'instauration des barèmes notamment est supposée solutionner. Le problème ainsi posé est celui de la répartition des coûts privés et sociaux, lorsque les décisions individuelles génèrent des externalités.

On montre alors que si la négociation est désirable pour les parents, elle est aussi *a fortiori* toujours socialement désirable, dès lors qu'elle représente une économie effective sur les coûts de transaction privés et publics du jugement. Mais en second lieu, la négociation peut être socialement désirable alors qu'elle ne l'est pas « privativement » pour les parents, quand négocier est plus coûteux pour les parents que recourir au jugement. **Il n'y a donc pas nécessairement coïncidence entre les incitations privées et les incitations sociales à négocier.** Notons que l'on peut s'interroger sur le fait de savoir si, en cas de négociation, l'économie réalisée sur les coûts de transaction administratifs est réelle : il revient au juge d'avoir à vérifier *ex-post* si l'intérêt des différentes parties est bien respecté et qu'il n'y a pas eu d'abus de position dominante lors de la négociation entre les parents.

2.2. Les effets d'un barème indicatif

Qu'advient-il maintenant si le juge renonce à son engagement (implicite ou explicite) à suivre une règle fixe, et qu'il adopte un comportement discrétionnaire ? Il utilise éventuellement un barème mais seulement à titre indicatif, qu'il se réserve le droit de suivre ou non.

Dans ces conditions, le recours au jugement plutôt qu'à la négociation apparaît pour les parents comme une option qui comporte un risque : ils ne savent pas *ex ante* quelle sera la pension appliquée par le juge. Suivra-t-il le barème ? Ou s'en écartera-t-il, et dans ce cas, va-t-il fixer une pension plus élevée, ou au contraire plus faible que le barème ? La négociation présente au moins l'avantage d'être exempte de risque. On montre alors que par rapport au cas d'un barème impératif, le barème indicatif peut fournir des incitations supplémentaires qui résultent de la volatilité des décisions du juge (même si celle-ci est

prévisible), et qui s'ajoutent à celles expliquées en termes d'économie de coûts de transaction. Mais encore faut-il que les parents soient sensibles au risque (et qu'ils aient de l'aversion pour le risque) pour que ces nouvelles incitations exercent leur effet.

Formellement, lorsque le juge a la possibilité de s'écarter de façon discrétionnaire du barème, la structure du « jeu de négociation entre les parents » est modifiée de la façon suivante par rapport au cas du barème impératif. Le jeu de négociation se déroule en situation d'information incomplète pour les parents : la menace que représente le jugement se double du risque que le juge s'écarte du barème. Le juge peut suivre le barème B ou s'en écarter E, mais son comportement discrétionnaire correspond au choix d'utiliser l'une ou l'autre possibilité avec une certaine fréquence, qui est connue des parents car c'est une information publique. Puisque aucun des parents n'observe le choix du juge *ex ante*, l'un comme l'autre se limite à n'utiliser que des stratégies pures N ou J. Pour ce jeu en information incomplète, la répartition des paiements finaux des deux parents peut alors se représenter par une double matrice de paiements :

(E) {			Parent gardien	
			Jugement	Négociation
	Parent non gardien	Jugement	F ; G	F ; G
		Négociation	F ; G	C ; D

(B) {			Parent gardien	
			Jugement	Négociation
	Parent non gardien	Jugement	A ; B	A ; B
		Négociation	A ; B	C ; D

où la matrice du haut représente les gains des parents lorsque le juge a choisi E, alors que la matrice du bas représente les gains des joueurs lorsque le juge a choisi B. Le fait que les parents soient en situation d'information incomplète relativement au choix du juge signifie qu'ils savent seulement qu'ils sont dans la matrice du haut avec probabilité p_e (c'est la fréquence avec laquelle le juge choisit E) ou alors dans la matrice du bas avec probabilité p_b (c'est la fréquence avec laquelle le juge choisit B).

On montre alors les résultats suivants.

RESULTAT 4 : si la somme des coûts de transaction supportés individuellement par les parents lors d'un jugement, corrigés du risque d'écart au barème, est supérieure à la somme des coûts de transaction individuels associés à la négociation¹³¹, les parents choisiront toujours de coopérer plutôt que de passer en jugement, et ce quel que soit le barème auquel le juge se réfère.

**RESULTAT 5 : les gains potentiels de la négociation, définis par la différence entre la DP du parent non gardien et la DR du parent gardien, sont donnés par :
SOMME DES COÛTS DU JUGEMENT - SOMME DES COÛTS DE LA NEGOCIATION + CORRECTION DU RISQUE**

Plusieurs remarques en découlent concernant la structure des incitations associées à un barème simplement indicatif. D'abord, de façon générale, l'incitation à négocier résulte maintenant de l'influence respective de trois éléments : l'économie de coûts de transaction impliqués dans un jugement, l'intensité

¹³¹ Cette condition assure respectivement que l'on a toujours: $p_e F + p_b A < C$ et en même temps $p_e G + p_b B < D$.

de l'aversion au risque des deux parties¹³²; et/ou l'attente par les deux parties que le juge s'écarte par le haut ou par le bas du barème existant. C'est l'interaction de ces trois éléments qui conditionne et l'ampleur des incitations à la négociation et les gains de la négociation. Ensuite, même si l'écart de coûts de transaction entre le jugement et la négociation est nul, les deux parties peuvent avoir intérêt net à négocier. En d'autres termes, la volatilité des décisions du juge (donnée par la fréquence avec laquelle il s'écarte du barème) crée de nouvelles incitations à négocier, indépendamment des conditions de coûts de transaction habituelles.

Il est alors possible de comparer (en termes de gains à la négociation) l'avantage du barème indicatif sur le barème impératif, ce qui livre les conclusions suivantes.

RESULTAT 6

- **Le barème indicatif est équivalent au barème impératif lorsque les parents sont tous deux neutres vis-à-vis du risque.**
- **Le barème indicatif est meilleur que le barème impératif lorsque les parents ont tous deux de l'aversion au risque.**
- **Le barème impératif est meilleur que le barème indicatif lorsque les parents aiment tous deux le risque.**

Lorsque les parents aiment tous deux le risque, ils préfèrent la négociation au jugement tant que le juge ne s'écarte pas trop du barème. Sinon, dans le cas où ils savent que le juge peut fortement sur-ajuster ou sous-ajuster la pension par rapport au barème, l'un d'eux préférera le jugement.

En d'autres termes, par rapport au cas d'un barème impératif, le pouvoir discrétionnaire du juge de suivre ou non le barème indicatif ne crée aucun effet d'incitation additionnel à négocier pour des parents qui ne sont pas sensibles à l'existence d'un risque (cas de neutralité au risque). En revanche, si les parents sont tous deux riscophobes, le barème indicatif accroît strictement les gains de la négociation : pour ces individus, le risque que représente le jugement est perçu comme excessif puisque chacun des parents augmente la vraisemblance du résultat (le montant de la pension) qui lui serait le plus défavorable en cas de jugement ; par exemple, le parent non gardien (respectivement, gardien) surestime (sous-estime) la possibilité que le juge augmente la pension par rapport au barème et/ou sous-évalue (surestime) la vraisemblance que le juge réduise la pension par rapport au barème. Ceci accroît les gains perçus de la négociation, qui, outre qu'elle économise sur les coûts de transaction, a l'avantage d'aboutir, elle, à un résultat certain (concernant le montant de la pension).

Enfin, si les parents sont tous deux riscophiles, les gains de la négociation associés à un barème indicatif sont inférieurs à ceux du barème impératif, voire ils peuvent être négatifs : dans ce cas, la correction pour le risque est négative, et domine l'économie sur les coûts de transaction. Les parents ne préféreront la négociation que s'ils savent que le juge appliquera une pension suffisamment proche de celle prévue par le barème, tout en s'en écartant de façon discrétionnaire. Sinon, le divorce sera résolu par jugement.

¹³² Quoique cette hypothèse apparaisse comme plus naturelle aux yeux des économistes, on ne peut pas exclure la présence d'individus plus opportunistes, qui aiment prendre des risques et ont un comportement « joueur » ; en particulier, en matière de divorce, il se pourrait que certains conjoints alors même qu'ils ont de faibles chances de gagner les faveurs du juge préféreraient néanmoins courir ce risque plutôt que de négocier, notamment dans le cas d'un conflit. Mais nous ne considérons pas ce cas de figure ici.

§ 3. *Conclusions et suggestions*

Le cadre d'analyse qui nous a servi à exposer cette argumentation reposant sur un certain nombre d'hypothèses simplificatrices, nous discuterons tout d'abord de ses limites, et extensions possibles. Nous ferons ressortir en quoi ces extensions permettraient de renforcer les conclusions précédentes. Nous suggérerons ensuite quelques principes simples permettant de guider l'élaboration de barèmes de pensions alimentaires et nous mettrons aussi en évidence certains aspects non résolus.

3.1. Les limites de l'étude et ses extensions

L'étude ne retient que le cas où l'un des parents renonce à demander la garde des enfants, de telle sorte que les parents négocient seulement sur le montant de la pension. L'intérêt méthodologique autant qu'empirique justifie ce choix. Il serait alors nécessaire de mener des investigations plus poussées pour porter une appréciation mieux fondée sur l'effet que peut avoir un barème dans le cadre de procédures de divorce impliquant une négociation globale (garde des enfants et aspects financiers). Pour le moment, on ne peut se risquer qu'à quelques conjectures.

D'abord, on a de bonnes raisons de penser que la méthodologie proposée dans l'étude apportera des éclairages pertinents, avec toutes les limites et les réserves qui sont propres à l'analyse économique des divorces : l'économiste n'est légitimement en droit de se prononcer, grâce aux arguments que lui fournit une approche analytique, que par rapport aux causes et effets économiques. Précisément, pour ce qui est des incitations, on peut donc avancer que l'existence d'un barème *n'annule pas* ces effets incitatifs dans les cas *a fortiori* conflictuels, lorsque la procédure de divorce doit statuer à la fois sur les aspects financiers et sur la garde des enfants : les différences en terme de coûts de transaction (objectifs et subjectifs), comme les différences en terme de risque entre les différentes procédures conditionneront tout autant les incitations à négocier. L'objet de l'analyse économique n'étant pas de prédire quel est le parent qui obtiendra la garde des enfants, mais de définir les conditions sous lesquelles la négociation est possible et efficace, le même principe que celui qui a été appliqué ici pourrait permettre d'étudier les stratégies des parents, et d'identifier la zone des accords possibles. L'idée est que chacun des parents aborde la négociation en définissant une disponibilité à payer au cas où la négociation aboutirait à ce qu'il n'ait pas la garde des enfants, mais aussi une disponibilité à recevoir pour le cas où il l'obtiendrait. A la limite, le principe « pessimiste » que nous avons retenu pour décrire de façon stylisée la négociation, à savoir chacun des parents se place dans la situation qui s'avèrera la plus désavantageuse pour lui et regarde ce qui peut être fait pour améliorer sa situation, est un principe qui s'applique encore mieux dans le cas d'une négociation globale. La zone des accords négociés dépendra alors du profil et des propriétés de ces disponibilités à payer et recevoir.

D'un autre côté, de nombreux éléments frictionnels ont été omis dans notre étude. D'abord, l'hypothèse, commode techniquement, d'une utilité marginale constante de la monnaie (le premier euro de revenu gagné donne le même niveau de satisfaction que le millième euro), laisse de côté des problèmes importants comme les effets richesse associés aux divorces. Toutefois, nous avons établi que l'objectif d'inciter les parents à négocier pouvait être atteint sans sacrifier aux questions qui touchent à la justice sociale et la redistribution, la pension fixée par un barème n'étant que l'un de ces instruments possibles. Plus généralement, l'abandon de cette dernière hypothèse simplificatrice conduirait à enrichir les déterminants des disponibilités à payer et recevoir des parents, en les faisant dépendre à la fois du barème et des écarts de coûts de transaction (comme dans notre étude) mais aussi des niveaux de richesses individuelles des parents. On peut s'attendre alors à ce que cet effet conduise aussi à renforcer les incitations à négocier.

Dans le même ordre d'idée, nous n'avons pas pris en considération l'existence de la contrainte de solvabilité, et/ou l'éventualité d'un défaut de paiement de la pension du parent non gardien. Dans cette perspective, il est clair que l'insolvabilité de l'un ou l'autre des parents conditionne l'issue de la procédure, et clairement sera déterminante aux yeux d'un juge pour définir le parent qui obtiendra la garde des enfants : mais on peut penser que ces problèmes de contraintes financières touchent de façon symétrique, et les procédures conflictuelles, et les procédures négociées. A la limite, il semble que les non-paiements de pension soient plus fréquents lors de divorce pour faute que lors de divorce par consentement mutuel.

Enfin, l'absence d'asymétrie d'information qui caractérise le cadre de la négociation auquel nous nous sommes référés, empêche de prendre en compte les comportements stratégiques que l'un ou l'autre des parents pourrait adopter s'il bénéficiait d'une rente informationnelle. Mais notre argument de connaissance commune des capacités et disponibilités à payer réciproque des deux parents est conforme à la réalité, sauf cas particulier (comportement délictuel de l'un des conjoints, rupture de vie commune etc.). Lorsque la procédure de divorce ne concerne que le règlement des dispositions financières, les asymétries d'information entre d'un côté les parents et de l'autre le juge importent moins, car elles sont relativement simples à résoudre : il est possible pour le juge d'utiliser des données fiscales ou bancaires relatives aux deux parents. Les asymétries sont sans doute beaucoup plus problématiques quand il s'agit de statuer en même temps sur la garde des enfants et sur les aspects financiers, dans la mesure où elles porteraient sur l'existence de comportements opportunistes de l'un ou l'autre parent (volonté de nuire à l'autre, etc.). Il est clair que ce point constitue une limite de notre travail. Mais finalement, les situations de conflit extrême où l'un ou l'autre des parents se refuse à négocier mais cherche à nuire à l'autre, à manipuler la procédure à son propre avantage en jouant sur les asymétries d'information entre eux et le juge, sortent de notre domaine d'étude, car elles ne sont d'aucune utilité pour comprendre comment favoriser l'entente entre des parents prédisposés à négocier.

3.2. Suggestions et questions sur les barèmes

Un barème de pensions alimentaires permet d'atteindre indéniablement un objectif redistributif, car il fournit une grille d'analyse de la situation financière des parents suffisamment objective aux yeux du juge pour asseoir ses décisions. Dans quelle mesure l'application de ce barème favorisera-t-elle la négociation ? L'analyse fait ressortir des principes très simples.

3.2.1. Respecter les contraintes financières des parents

Dans la mesure où les gains de la négociation dépendent de la différence entre la capacité à payer de l'un et la disponibilité à recevoir de l'autre, les conditions d'application d'un barème doivent dépendre de la capacité à payer du parent non gardien et de la capacité à recevoir du parent gardien. En d'autres termes, si le but recherché est de favoriser la négociation, il faut exclure à la fois des promesses de paiements inespérés pour le parent gardien et des obligations exorbitantes pour le parent non gardien, faute de quoi le premier sera incité à ne pas négocier pendant que l'autre sera incité à ne pas accepter les fondements du jugement. *Ceci n'a rien à voir avec la justice redistributive, mais avec les incitations les plus élémentaires à négocier.*

Il paraît alors raisonnable de chercher à fonder les barèmes sur des critères croisant les revenus disponibles des parents et le nombre d'enfants. Les études réalisées dans ce rapport, montrent que ce sont

les critères qui sont déjà utilisés implicitement par les juges dans leur pratique quotidienne. Une approche exploitant les résultats des études procédant à une évaluation du « coût de l'enfant » conduirait à des résultats équivalents.

3.2.2. Comment prendre mieux en compte les effets patrimoniaux du divorce sur les parents ?

Si les conséquences du divorce sur le revenu individuel des parents sont facilement appréhendables par un juge, notamment en terme d'inégalités de revenus, les conséquences en terme de richesse sont plus délicates à saisir. Il serait pourtant pertinent de prendre en considération des critères liés au patrimoine des parents dans le mode de fixation de la pension. On peut raisonnablement penser que les effets patrimoniaux ne se posent pas en des termes identiques pour les jeunes couples et pour les couples plus âgés qui divorcent. Lorsque le divorce est envisagé après 15 ans de mariage, le niveau d'endettement du ménage est plus faible qu'après 5 ans, alors que corrélativement le patrimoine est plus important. Plus généralement, l'apurement des dettes et/ou la liquidation du patrimoine commun, auquel on peut ajouter l'existence d'un patrimoine personnel pour l'un des parents, sont des éléments qui vont conditionner les capacités à recevoir et à payer des parents. Faute d'une grille d'analyse de ces effets, l'existence de barèmes uniquement basés sur les revenus individuels faussera les incitations à coopérer.

Or, l'impact sur les capacités à payer et disponibilités à recevoir de ces effets richesse est sans doute plus délicat à apprécier pour les juges, que ne le sont les effets revenu.

3.2.3. Les barèmes stricts semblent avoir moins d'avantages que les barèmes indicatifs

Un barème ne pourra retenir qu'une définition standardisée des disponibilités à payer et/ou recevoir des parents, ou une définition tout aussi dématérialisée de la notion du « coût de l'enfant », qui peut paraître insatisfaisante aux yeux des parents. De ce point de vue, l'utilisation de barèmes peut alors entraîner une asymétrie entre les procédures contentieuses et les procédures plus consensuelles.

Si lors du divorce, le consensus est suffisamment fort entre les parents tel qu'ils souhaitent conjointement maintenir un certain confort de vie pour leurs enfants, ils disposent eux de l'information pertinente sur ce point, et seront d'autant plus enclins à résoudre le litige financier « à l'ombre de la loi ». La question de l'application stricte ou discrétionnaire du barème est alors indifférente pour eux, il y aura simplement plus d'incitation à négocier si le barème reste implicite, car il sera toujours perçu comme étant plus risqué que le résultat de la négociation.

En revanche, lors de procédures conflictuelles, l'application rigide d'un barème risque d'entraîner l'incompréhension de l'une ou l'autre des parties. En l'occurrence, la force coercitive de la loi ne préjuge pas de sa capacité à susciter le consensus. De fait, les cas de non-paiement de la pension sont plus fréquents à l'issue de procédures aux torts exclusifs, qu'à l'issue de procédures moins lourdes : l'argument souvent invoqué est que le parent non gardien a ressenti le jugement comme une sanction qu'il ne comprend pas. Dans ce cas, l'utilisation d'un barème aura des effets adverses sur la négociation comme sur le jugement. D'autres instruments doivent être envisagés pour favoriser la négociation ou susciter l'adhésion aux dispositions arrêtées par le jugement.

3.2.4. La pension et l'évolution de la situation des parents

La fixation de la pension alimentaire par un juge se fait sur la base de critères statiques. Le juge constate les conditions de ressources des parents, et fixe le montant de la pension en conséquence, en tenant compte du nombre d'enfants. La pratique des juges tend simplement à introduire un mécanisme d'indexation de la pension sur l'indice du coût de la vie.

Or, le problème plus épineux est de prendre en compte de façon dynamique dès le divorce, et l'évolution de la situation financière respective des parents, et l'évolution de la situation personnelle de l'un ou l'autre des parents. Dans quelle mesure est-il légitime de réviser le barème après le divorce, lorsqu'il se produit une modification importante dans la capacité à payer du parent non gardien ou dans la disponibilité à recevoir du parent gardien ? A quelles échéances cette révision doit-elle se faire ? Quels sont les seuils qui doivent entraîner cette révision ? Et comment s'y prend-t-on ? Comment le barème doit-il être modulé lorsque le parent non gardien se remarie, et que d'autres enfants sont conçus ?

Faute d'apporter une réponse à ces questions, les dispositions qui existent à l'heure actuelle ne laissent d'autre choix que d'entamer une nouvelle procédure judiciaire lorsque l'un des parents veut faire valoir qu'un changement significatif est intervenu, nécessitant la redéfinition de la pension. Cette renégociation peut alors se faire dans des conditions beaucoup plus conflictuelles. On a vu quels ont été les effets pervers des dispositions prises par la loi de 1975 dans le cadre du divorce pour faute, dont il était pourtant facile de prévoir qu'elles conduiraient *ex post* à des situations inévitables qui nécessiteraient l'intervention d'un juge. La loi du 30 juin 2000 réformant les modalités de versement de la prestation compensatoire, de même que celle du 3 décembre 2001 (complétée par un décret en date du 23 décembre 2002) relative aux droits du conjoint survivant et des enfants adultérins, ont corrigé ces distorsions dans un sens souhaitable. Dans quelle mesure de tels mécanismes anticipatoires ne pourraient-ils pas être retenus pour la pension alimentaire ?

Si l'on estime qu'il ne revient pas aux juges aux affaires familiales d'apporter *ex ante* des solutions à ces problèmes, il faut sans doute réfléchir à la façon de les traiter par anticipation au moment de la procédure initiale, et notamment en dehors du contexte judiciaire, faute de quoi ils pourraient se traduire par des procédures ultérieures dans le cadre non pas des affaires familiales mais d'une autre juridiction. Finalement, notre analyse fait ressortir qu'il existe d'autres moyens qui permettraient de façon plus efficace d'agir durablement sur les incitations à négocier.

Conclusion du chapitre 1

Ce chapitre visait à examiner les différents éléments pouvant permettre de justifier, sur le plan théorique, l'existence de barèmes en matière de pensions alimentaires pour enfants, et de dessiner les contours de ce que pourraient être ces barèmes. A l'issue de cette réflexion, il nous semble que pour des raisons tant d'équité que d'efficacité, la mise en place de barèmes est légitime, même s'il est vrai, comme nous avons pu le montrer, que les barèmes ne constituent sans doute qu'un levier d'action parmi d'autres pour favoriser la négociation entre les parties. Par ailleurs, en utilisant des critères, classiques en économie, d'efficacité et d'équité nous avons fait émerger différentes logiques sur la base desquelles des scénarios de barèmes de pensions alimentaires pour enfants de parents divorcés pourraient être envisagés. L'exploitation de données administratives relatives aux pratiques actuelles des JAF nous a par ailleurs permis de dégager les principales variables prises en compte par les magistrats en matière de fixation de pensions alimentaires. Il s'agit donc, à présent, de simuler ces différents scénarios, scénarios qui

intègreront dans la mesure du possible les variables implicites utilisées par les magistrats, et ce, pour ensuite évaluer leurs impacts respectifs sur le niveau de vie des ménages gardiens et non gardiens.

CHAPITRE 2. SIMULATION DE BAREMES DE PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS

Après avoir, au chapitre précédent, analysé statistiquement le comportement réel de fixation des pensions alimentaires pour enfant au tribunal de Mulhouse, et donc le barème implicite en usage dans ce tribunal, nous proposons une analyse consistant à comparer des barèmes fictifs appliqués aux mêmes 399 cas de divorce. La méthode repose cette fois-ci sur un exercice de simulation, c'est-à-dire sur l'établissement de différentes règles alternatives de calcul des pensions alimentaires, règles dont les paramètres sont certaines des informations contenues dans les 399 dossiers (revenus, âge des enfants, etc.). Une fois les montants fictifs calculés, nous les comparons aux montants réels des pensions alimentaires fixés par les juges de Mulhouse et ce, en recourant à différents indicateurs de résultat permettant d'apprécier l'impact de chacune de ces règles simulées.

Il s'agit cependant d'un exercice assez exploratoire et ce, pour diverses raisons. Premièrement, la base de données à notre disposition est de taille limitée ; de ce fait, nous avons dû nous restreindre à des règles relativement simples, c'est-à-dire des règles qui excluent le traitement spécifique des cas particuliers, car ces derniers sont trop peu nombreux dans la base de données pour asseoir des résultats interprétables (cf. *infra* notre propos consacré aux limites de l'exercice). Deuxièmement, l'exercice est exploratoire car nous nous sommes limités à seulement quelques grandes logiques de calcul (six logiques sont retenues, cf. *infra*), logiques qu'il serait possible de décliner selon une infinité de variantes, or nous avons limité le nombre de variantes selon des choix a priori qui peuvent donc être discutés. Troisièmement, l'exercice reste exploratoire dans la mesure où certains paramètres externes mobilisés (en particulier les estimations du coût de l'enfant) mériteraient des travaux approfondis de manière à affiner leur mesure. Enfin, quatrièmement, l'exercice est exploratoire au sens où nous ne cherchons pas à déterminer un barème effectivement opératoire, mais à simuler des options clairement différentes de manière à, d'une certaine façon, forcer le trait et ainsi mettre en lumière plus facilement les conséquences inhérentes à chacune des logiques avancées.

Section 1. Les principales limites méthodologiques de l'exercice de simulation

Comme nous venons de le mentionner en introduction, notre exercice de simulation exclut certains cas particuliers trop peu nombreux, dans la base de données, pour faire l'objet de règles spécifiques à simuler. C'est notamment le cas des enfants dont la garde est confiée à un tiers et non à l'un des parents ; c'est aussi le cas des enfants qui sont en situation de garde partagée (certains enfants de la famille résidant chez l'un des parents, les autres enfants résidant chez l'autre parent). L'incidence, sur la pension alimentaire, des décisions judiciaires en matière de partage de la résidence n'est donc pas envisagée ici (tous les enfants résident à 100% chez le parent gardien). Sont également exclues les observations qui souffrent de données manquantes à propos des principaux paramètres utilisés (en particulier, le montant de la pension alimentaire, les revenus des deux parents, l'âge des enfants). En ce qui concerne les quelques familles dans lesquelles l'un ou les deux parents cohabitent avec un nouveau conjoint ou avec des parents, nous les avons gardées dans l'échantillon qui fait l'objet de la simulation, mais cette information spécifique (le mode de cohabitation) n'est pas prise en compte dans les barèmes : on ignore donc que ces parents vivent avec d'autres adultes. Au total, la simulation ne porte donc pas sur les 399 familles, mais sur seulement 325.

Quant aux autres informations mobilisées, elles se limitent essentiellement aux revenus des parents et à l'âge des enfants (sauf exceptions soulignées *infra*). Cela signifie en particulier que nous n'avons pas

utilisé l'information relative aux charges déclarées par les parents. En effet, construire un barème tenant compte des charges supposait que celles-ci soient systématiquement connues, or ce n'est le cas, dans notre base de données, que pour une petite minorité de familles. Concernant les revenus, sont pris en compte les revenus du travail, du capital, divers et de remplacement tels qu'ils sont enregistrés dans la base de données. Pour les prestations compensatoires, nous n'avons retenu, comme ressource du parent créancier, que celles versées sous forme de rente mensuelle, c'est-à-dire celles qui ont la même régularité que les pensions alimentaires. Enfin, dans la mesure où la base de données n'est pas satisfaisante du point de vue des prestations familiales (l'information n'est pas donnée systématiquement pour toutes les familles et l'ensemble des prestations est sommé sans distinction par type de prestations), nous avons préféré simuler, à partir des barèmes CAF, les Allocations familiales pour les inclure dans les revenus du parent gardien. En contrepartie, les autres prestations familiales sont totalement omises, mais dans la mesure où la plupart sont des prestations sous condition de ressources, il n'aurait pas été cohérent de les inclure dans les ressources sur la base desquelles le montant de pension alimentaire est calculé (au contraire, ce sont ces prestations familiales ou sociales qui devraient être modulées compte tenu de la PA simulée).

Section 2. Présentation des barèmes simulés

Six grandes logiques de barème ont retenu notre attention ; chacune d'elles est déclinée selon différentes variantes.

§ 1. Les six grandes logiques simulées

Précisons tout d'abord que tout l'exercice de simulation est effectué au niveau « famille » et non au niveau « enfant », ce qui signifie que l'on ne simule pas explicitement le montant de la pension alimentaire de chacun des enfants, mais la somme des différentes pensions alimentaires (lorsqu'il y a plus de un enfant) de chaque famille. La décomposition enfant par enfant serait possible, mais c'est une option que nous n'avons pas retenue.

La première logique repose sur l'idée selon laquelle la pension alimentaire doit être calculée de manière à préserver le niveau de vie de l'enfant. Classiquement, nous considérons que le niveau de vie s'estime par un revenu par unité de consommation (ou revenu par équivalent adulte).

Si nous adoptons les notations suivantes,

- Rg : revenu du parent gardien (supposé identique avant et après divorce)
- Rng : revenu du parent non gardien (supposé identique avant et après divorce)
- UCc : nombre d'unités de consommation de la famille avant divorce (couple + enfant(s))
- UCg : nombre d'unités de consommation de la famille du parent gardien (parent + enfant(s))
- UCng : nombre d'unités de consommation de la famille du parent non gardien (parent seul)
- NDVc : niveau de vie du couple (c'est-à-dire de la famille avant divorce)

$$NDVc = (Rg + Rng) / UCc$$
- NDVg : niveau de vie de la famille du parent gardien (après divorce)

$$NDVg = Rg / UCg$$
- NDVng : niveau de vie de la famille du parent non gardien (après divorce)

$$NDVng = Rng / UCng,$$

cette logique de maintien du niveau de vie de l'enfant revient à déterminer un montant de pension alimentaire PA tel que $NDVg = NDVc$, sachant que PA s'ajoute à Rg, c'est-à-dire :

$$\frac{Rng + Rg}{UCc} = \frac{Rg + PA}{UCg} \Rightarrow PA = \frac{(Rng + Rg).UCg}{UCc} - Rg.$$

Précisons que dans cette expression, et donc dans le barème, le revenu du parent gardien Rg inclut les Allocations familiales et la prestation compensatoire mensuelle (lorsqu'elles existent). A l'inverse, le revenu du parent non gardien Rng est net de prestation compensatoire. Cela signifie donc que la prestation compensatoire est versée à titre prioritaire par rapport à la pension alimentaire (ce choix est naturellement discutable, mais, à notre connaissance, il ne semble pas y avoir de règle très précise en matière de subsidiarité entre ces deux transferts privés).

Cette règle de maintien du niveau de vie de l'enfant est appliquée sous deux conditions :

- pour que la pension alimentaire soit versée, il faut que le niveau de vie de l'enfant, et donc de la famille du parent gardien (NDVg), soit inférieur au niveau de vie avant divorce (NDVc) ; en effet, dans le cas inverse, le niveau de vie de la famille du parent gardien, et donc celle de l'enfant, s'accroît à la suite du divorce (la perte de niveau de vie due au divorce est entièrement supportée par le parent non gardien) et donc il n'y a pas de raison de verser une PA puisque le niveau de vie de l'enfant est déjà préservé ;
- si la pension permettant la préservation du niveau de vie de l'enfant est d'un montant supérieur aux revenus du parent non gardien, elle n'est versée qu'à concurrence d'un revenu (net de PA) nul du parent non gardien (on exclut donc la possibilité que le parent non gardien recourt à l'emprunt pour payer la pension alimentaire) ; dans ce cas, le niveau de vie de l'enfant n'est pas totalement préservé, il l'est simplement « au mieux ».

Notons enfin qu'une telle logique de maintien du niveau de vie de l'enfant est discutable dans son principe car, en cherchant à préserver le niveau de vie de l'enfant, on préserve, de fait, également celui du parent gardien et donc on donne à la pension alimentaire pour enfant un caractère de prestation compensatoire.

La deuxième logique que nous simulons repose sur l'idée selon laquelle la pension alimentaire devrait être calculée de manière à partager également la perte de niveau de vie, due au divorce, entre les deux familles. Cela signifie donc que le montant de la PA doit être tel que, après versement de la PA, les deux familles ont le même niveau de vie, c'est-à-dire NDVg est égal à NDVng, ou plus précisément :

$$\frac{Rng - PA}{UCng} = \frac{Rg + PA}{UCg} \Rightarrow PA = \frac{(Rng.UCg) - (Rg.UCng)}{UCng + UCg}.$$

Comme dans le cas précédant, le revenu du parent gardien inclut les éventuelles Allocations familiales et l'éventuelle prestation compensatoire mensuelle, prestation qui est défalquée du revenu du parent non gardien.

La règle de partage égalitaire de la perte de niveau de vie est appliquée sous une condition : s'agissant d'une pension alimentaire pour enfant, seul le parent non gardien est débiteur ; ainsi, lorsque le niveau de vie de la famille du parent gardien (NDVg) est supérieur au niveau de vie du parent non gardien (DVng), la pension est nulle, car l'égalisation des deux niveaux de vie nécessiterait que ce soit le parent gardien qui paye une pension au parent non gardien. Dans certains cas, donc, l'objectif affiché par la logique de ce barème n'est pas atteint.

Cette logique de partage de la perte de niveau de vie est préconisée, avec des aménagements (notamment un montant de pension maximum), aux Etats-Unis notamment par GARRISON (2000, p. 19).

La troisième logique à simuler repose sur l'idée du maintien du niveau de dépenses que le parent non gardien réalisait pour l'enfant, c'est-à-dire que le coût de l'enfant « avant divorce » est partagé entre les deux parents à proportion de leurs ressources et que la PA correspond à la part relative au parent non gardien.

Le calcul qui découle de cette logique repose alors sur la notion de coût de l'enfant (ou dépense de l'enfant) tel que le définissent les économistes lorsqu'ils estiment des échelles d'équivalence. Sans entrer dans le détail de la méthode, on peut expliquer sa logique de la manière suivante. Le niveau de vie n'étant pas directement observable, les économistes utilisent des indicateurs indirects de niveau de vie (par exemple, la part des dépenses alimentaires dans le budget d'un ménage ou, autre exemple, le niveau d'aisance financière...) pour identifier des niveaux de vie équivalents (par exemple, deux ménages ont le même niveau de vie s'ils ont la même part alimentaire). Les économistes observent ensuite, statistiquement, que pour un même niveau de vie, le revenu d'un couple avec un enfant est, en moyenne, plus élevé que celui d'un couple sans enfant. La différence entre ces deux revenus constitue alors l'estimation du coût de l'enfant, estimation qui peut être, d'une part, généralisée aux fratries plus grandes et, d'autre part, exprimée en valeur relative (en pourcentage du revenu). Par exemple, dans le cas le plus général, l'Insee a estimé, pour la France, que le coût d'un enfant était, en moyenne, égal à 20% du revenu d'un couple sans enfant (HOURRIEZ & OLIER, 1997).

Pour simuler un barème prévoyant de maintenir le niveau de dépenses, il convient donc de calculer son coût avant le divorce, c'est-à-dire sur la base de l'ensemble des revenus du couple. Si l'on note UCe le nombre d'unités de consommation estimé, en moyenne, pour un enfant, le coût de l'enfant C est alors égal à :

$$C = \frac{UCe}{UCc} \cdot (Rg + Rng) .$$

Quant à la pension alimentaire, elle est égale à la proportion de ce coût qui doit être pris en charge par le parent non gardien et ce, proportionnellement à la part que son propre revenu constitue dans le revenu du couple (étant entendu que l'éventuelle prestation compensatoire est déduite du revenu du parent non gardien et ajoutée au parent gardien). Cela sous-entend que le complément de ce coût financé par la pension alimentaire devrait, de fait, être pris en charge par le parent gardien.

$$PA = C \cdot \frac{Rng}{(Rng + Rg)} = \frac{UCe}{UCc} \cdot Rng$$

Cette double logique de maintien de la contribution du parent non gardien (aussi bien en valeur absolue qu'en valeur relative) peut être appliquée sans restriction puisque, la pension étant une part du revenu du parent gardien, elle ne peut jamais être supérieure à ce revenu (et elle demeure justifiée même si le niveau de vie de l'enfant avant PA est supérieur au niveau de vie du parent non gardien).

C'est sur ce type de logique que reposent les barèmes américains (*Income Shares Model* et *Percentage of Income Model*) ou le barème belge dit « Méthode Renard ».

La quatrième logique est très proche de la précédente. Elle repose également sur une idée de maintien de la dépense relative à l'enfant, mais elle prend en compte le fait que le sous-entendu quant au fait que le parent gardien financerait le complément à la pension alimentaire ne va pas de soi. En effet, dans la troisième logique, le coût de l'enfant est calculé « comme si l'enfant vivait encore avec ses deux parents ». Or, ce n'est pas le cas, il vit désormais dans une famille monoparentale. De ce fait, parce qu'il profite de moins d'économies d'échelle à cause de la séparation de ses parents, avec le même budget qu'antérieurement il n'accèdera pas au même niveau de bien-être. Pour lui garantir de continuer à profiter de l'ensemble des ressources de ses deux parents, comme avant le divorce, mais tout en tenant compte des changements de comportements de consommation inhérents à la monoparentalité, il convient alors de calculer le coût de l'enfant, toujours sur la base de l'ensemble des revenus du couple, mais en retenant le coût relatif d'un enfant vivant dans une famille monoparentale, c'est-à-dire :

$$C = \frac{UCe}{UCg} \cdot (Rg + Rng).$$

Quant au partage de ce coût, il suit la même logique que précédemment : chaque parent finance à proportion de ses ressources propres.

$$PA = C \cdot \frac{Rng}{(Rng + Rg)} = \frac{UCe}{UCg} \cdot Rng$$

Cette logique revient donc, en quelque sorte, à faire payer au parent non gardien l'incidence de la monoparentalité.

La pension alimentaire étant une proportion du revenu du parent non gardien, aucune restriction n'a besoin d'être ajoutée : la pension ne peut jamais être supérieure au revenu du parent non gardien et quel que soit le niveau de revenu du parent gardien (et donc son niveau de vie) la pension alimentaire est justifiée.

D'une certaine manière, on peut penser que cette logique correspond à l'esprit du droit français en matière de détermination des pensions alimentaires, mais il faut bien reconnaître que le droit français n'est pas très précis dans la définition de la notion « contribuer à l'entretien et l'éducation des enfants »¹³³.

La cinquième logique que nous simulons repose sur l'idée du partage entre les deux parents, proportionnellement à leurs ressources, des dépenses effectives de l'enfant après le divorce. C'est donc une logique à nouveau assez proche de la logique n° 3, mais au lieu de prendre en compte la dépense telle qu'elle était avant le divorce (dans le but de la maintenir), c'est la dépense réelle après le divorce qui est retenue. Les ressources du parent gardien (prestation compensatoire et pension alimentaire incluses) pouvant être plus faibles que celle du couple, il est probable que les dépenses pour l'enfant seront modifiées à la baisse. L'enfant, comme son parent, subit donc le dommage que constitue, du point de vue

¹³³ La même logique consistant à construire un barème qui s'appuie sur l'ensemble des ressources du couple tout en prenant en compte la spécificité de la monoparentalité pourrait s'exprimer au travers d'un autre type de barème (que nous ne simulons pas dans la présente recherche). Cet autre barème consisterait à calculer un coût moyen d'enfant comme si ce dernier vivait (ou, plus explicitement, consommait) à mi-temps chez le parent gardien et à mi-temps chez le parent non gardien. Le calcul de la pension alimentaire serait alors le suivant :

$$PA = \frac{\frac{UCe}{UCg} \cdot Rg}{2} + \frac{\frac{UCe}{UCng} \cdot Rng}{2} = \frac{\frac{UCe}{(UCe+1)} \cdot Rg}{2} + \frac{\frac{UCe}{(UCe+1)} \cdot Rng}{2} = \frac{\frac{UCe}{(UCe+1)} \cdot (Rng + Rg)}{2}.$$

du niveau de vie, le divorce¹³⁴. Simplement, les dépenses de l'enfant, telles qu'elles sont faites dans le cadre d'une famille monoparentale, seront partagées entre les deux ex-conjoints à proportion de leurs ressources respectives. Le coût de l'enfant est alors égal à :

$$C = \frac{UCe}{UCg} \cdot (Rg + PA).$$

Et la pension alimentaire PA sera égale à :

$$PA = C \cdot \frac{Rng}{(Rng + Rg)} \Rightarrow PA = \frac{UCe \cdot Rg \cdot Rng}{Rng + (Rg \cdot UCg)}.$$

Ce calcul peut être directement mis en œuvre, mais il convient de respecter la condition selon laquelle la pension alimentaire ne doit pas excéder le montant des ressources du parent non gardien. Dans certains cas, l'objectif affiché par le barème peut donc ne pas être atteint, faute de ressources suffisantes du parent non gardien.

Cette logique est préconisée par Jacquot (2001). L'auteur, en citant des extraits des articles 214-1 et 288 du Code Civil pour introduire cette formule de calcul (p. 6), semble avancer l'idée selon laquelle un tel mode de calcul serait la traduction directe du droit français en matière de fixation de pension alimentaire pour enfant. Notre propre point de vue est plus nuancé car, si l'idée d'un partage du coût réel est assez séduisante, il n'en demeure pas moins que son application est, dans certains cas, assez paradoxale. En effet, le coût à partager ne dépend pas du niveau des revenus du parent non gardien, mais simplement, via la PA, de sa part relative dans les revenus du couple ; en revanche, le coût dépend fortement des revenus du parent gardien. L'effet paradoxal extrême est que, quel que soit le niveau des revenus du parent non gardien (même très élevé), la pension alimentaire sera nulle si le parent gardien n'a aucun revenu (cas, par exemple, d'un parent gardien inactif avec un seul enfant et donc ne percevant pas d'Allocations familiales)¹³⁵. La méthode semble donc être surtout adaptée aux situations où les parents ont tous deux des revenus.

La sixième et dernière approche ne repose pas sur une logique explicite, mais plutôt sur la reproduction, sous forme d'un barème, de la pratique moyenne des juges du tribunal de Mulhouse. La logique est donc celle correspondant à l'explicitation d'un barème implicite. En effet, les montants de pension calculés (simulés) dans cette approche résultent directement de l'estimation issue de la régression 9a présentée à la section 2 du précédent chapitre. A la différence des quatre précédentes logiques de calcul, nous mobilisons ici plus d'informations pour construire ce barème et ce, sur la base des facteurs dont les coefficients de régression sont, dans le modèle 9a, significatifs au seuil de 10%.

¹³⁴ Le raisonnement vaut également dans le sens opposé. Parce que les structures de consommation sont différentes entre un couple avec enfant et une famille monoparentale, même avec un revenu du parent isolé plus faible que celui du couple, il est possible que la dépense relative à l'enfant après divorce soit plus élevée que la dépense avant divorce. Peu importe que la dépense soit plus élevée ou moins élevée, l'important, ici, c'est que c'est le coût de l'enfant après divorce qui est pris en compte dans le barème, et non le coût avant divorce.

¹³⁵ Pour une famille avec un seul enfant,

- si Rg = 200 € et Rng = 2.000 €, PA = 44 € et le revenu de la famille du parent gardien dispose au total de 244 €
- si Rg = 200 € et Rng = 5.000 €, PA = 47 € et le revenu de la famille du parent gardien dispose au total de 247 €
- si Rg = 2.000 € et Rng = 2.000 €, PA = 222 € et le revenu de la famille du parent gardien dispose au total de 2.244 €
- si Rg = 4.000 € et Rng = 2.000 €, PA = 286 € et le revenu de la famille du parent gardien dispose au total de 4.286 €.

La pension estimée, au niveau individuel, est donc égale à :

$$PA = -661,7 + 616.(Rc) - 0,36.(Rc^2) + 12,97.\left[\frac{Rng^*}{(Rng^* + Rg^*)}\right] + 259,95.(PC_{rente}) \\ + 324,34.(PC_{capital}) + 216,24.(NG_{parent}) - 492,98.(GP) - 129,55.(Ne)$$

avec,

Rc : le revenu du couple, hors prestations familiales

Rng*: le revenu du parent non gardien avant déduction de la pension compensatoire

Rg* : le revenu du parent gardien, prestation compensatoire et prestations familiales exclues

PC_{rente} = 1 si le parent non gardien verse une prestation compensatoire sous forme de rente,
= 0 sinon

PC_{capital} = 1 si le parent non gardien verse une prestation compensatoire sous forme de capital,
= 0 sinon

NG_{parent} = 1 si le parent non gardien vit chez des parents ou un tiers,
= 0 sinon

GP = 1 si l'enfant est en situation de garde partagée¹³⁶,
= 0 sinon

Ne : le nombre d'enfants de la famille.

Une fois ces pensions individuelles estimées, nous les sommons par famille et nous vérifions que cette somme ne sera pas supérieure aux revenus du parent non gardien (dans le cas inverse, la PA est tronquée de manière à ce que le revenu, net de PA, du parent non gardien soit nulle).

§ 2. Les quatre variantes simulées

Deux types de variantes sont envisagés.

Le premier type de variantes s'inspire du barème américain dit « *Melson Formula* » selon lequel, notamment, la pension alimentaire doit être calculée après avoir pris soin de laisser un « reste à vivre » au parent non gardien. Pour notre part, nous avons, systématiquement pour les six logiques, effectué deux simulations : l'une sans condition de « reste à vivre », l'autre en réduisant (voire annulant) le montant de la pension alimentaire calculée de manière à ce que le revenu net de PA du parent non gardien ne soit pas inférieur au RMI.

Le second type de variantes tient au fait que les cinq premières logiques de barème que nous avons présentées ont en commun de recourir à un calcul de niveau de vie, explicitement pour les deux premières logiques et implicitement pour les trois suivantes puisque le coût de l'enfant est déduit de ce calcul de niveau de vie. L'estimation des paramètres constitutifs des échelles d'équivalence (unités de consommation) sur lesquelles repose le calcul des niveaux de vie est donc fondamentale pour la construction de ces barèmes. Mais l'exercice est complexe et de ce fait il n'y pas un accord unanime dans la littérature économique sur le sujet, si ce n'est, dans le cas de la France, en ce qui concerne l'estimation d'une échelle d'équivalence très générale.

¹³⁶ Ces cas sont cependant exclus de l'échantillon sur lequel la simulation est effectuée.

En effet, les travaux approfondis de HOURRIEZ et OLIER (1997) permettent de construire une échelle d'équivalence relative à l'ensemble de la population (échelle dite « de l'Insee ») ; cette échelle apparaît comme assez fiable notamment parce qu'elle corrobore celle estimée par l'OCDE (dite « échelle OCDE modifiée »). C'est cette échelle que nous utilisons dans une première variante.

Mais les deux auteurs précisent dans leur article (p. 81) que cette échelle générale n'est pas très adaptée pour estimer le coût de l'enfant et ce, du fait de son caractère général : pour estimer plus finement le coût de l'enfant, il conviendrait de limiter l'estimation à un échantillon de couples en âge d'avoir des enfants car, lorsque l'on travaille au niveau de l'ensemble de la population, l'estimation relative aux enfants dépend pour partie des comportements de consommation des isolés et des personnes âgées. Les auteurs préconisent alors, sur la base d'estimations anciennes répétées sur des données plus récentes, de majorer un peu le coût de l'enfant comparativement à l'estimation générale. Cette majoration est introduite dans notre deuxième variante.

Pour être encore plus précis dans l'estimation du coût de l'enfant, il est souvent avancé l'idée de faire varier ce coût selon l'âge de l'enfant. C'est ce qui est fait dans les deux précédentes variantes dans la mesure où l'échelle d'équivalence de l'Insee intègre une différence selon que l'enfant a ou non plus de 14 ans (à partir de 14 ans, l'enfant coûte autant qu'un adulte). HOURRIEZ & OLIER (1997) expliquent (p. 79) que ce découpage autour de 14 ans est justifié et ce, même si dans des travaux plus anciens (BLOCH & GLAUDE, 1984, notamment) des estimations du coût de l'enfant par classes d'âge plus nombreuses avaient été réalisées. En effet, les données plus récentes montrent que les différences qui peuvent être observées d'une classe d'âge à l'autre sont en fait non significatives, seule la rupture à partir de 14 ans étant clairement significative. Pour autant, afin de simuler un barème qui reprenne cette idée de modulation du coût selon l'âge, nous avons retenu, pour notre troisième variante, la structure du barème de pensions alimentaires belge (Méthode « Renard ») qui prévoit des coûts relatifs différents de 0 à 18 ans. Choisir des paramètres issus d'estimations étrangères peut être discuté. Cependant, on peut penser que les comportements de consommation en Belgique ne sont pas très différents de ceux observés en France ; d'ailleurs, la moyenne de ces 19 coûts relatifs est égale au coût moyen estimé dans l'échelle d'équivalence de l'Insee. Notons enfin que l'idée d'un barème variable selon l'âge est présente dans certains barèmes américains et dans le barème allemand, dit barème « de Düsseldorf ».

Enfin, la dernière variante repose sur une autre idée : faire varier le coût relatif de l'enfant selon le niveau de revenu. Cette idée se retrouve à nouveau dans certains barèmes américains et dans le barème « de Düsseldorf ». La difficulté pour mettre en œuvre un tel type de barème vient du fait qu'aucune estimation fiable ne semble avoir été produite sur le cas de la France. HOURRIEZ et OLIER (1997) rappellent à ce propos (p. 85) que les résultats publiés sont contradictoires : « il est (...) difficile de conclure, au vu des études publiées, si l'échelle croît ou décroît avec le revenu ». Aussi, pour construire notre simulation, nous nous sommes à nouveau inspiré de barèmes étrangers et avons retenu l'amplitude moyenne de variation des coûts relatifs de ces barèmes étrangers (amplitude entre bas revenus et hauts revenus) en prenant comme valeur médiane pour la France le coût relatif de l'échelle Insee.

Pour illustrer plus précisément ces quatre variantes, nous proposons les tableaux de synthèse suivants.

Variante n° 1 : sur la base de l'échelle d'équivalence générale de l'Insee

Le coût d'un enfant est estimé à 20% du revenu d'un couple sans enfant. Si, en termes de nombre d'unités de consommation, nous attribuons la valeur de référence « 1 » au couple sans enfant, le coût d'un

enfant, exprimé en pourcentage du revenu d'un couple avec un enfant, est donc égal à $0,2 / 1,2 = 16,6\%$ du revenu du couple avec un enfant¹³⁷.

	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants
Enfants âgés de moins de 14 ans	0,2 / 1,2 = 16,6%	0,4 / 1,4 = 28,6%	0,6 / 1,6 = 37,5%	0,8 / 1,8 = 44,4%
Enfants âgés de 14 ans et plus	0,33 / 1,33 = 25,0%	0,66 / 1,66 = 40,0%	1 / 2 = 50,0%	1,33 / 2,33 = 57,1%

Toute combinaison d'enfants jeunes et plus âgés peut se déduire de ce tableau. Par exemple, pour une famille comprenant un enfant âgé de moins de 14 ans et un enfant âgé de plus de 14 ans, le coût de ces deux enfants sera égal à : $(0,2 + 0,33) / 1,53 = 34,8\%$ du revenu du couple avec deux enfants.

Pour une famille monoparentale, nous prenons comme référence « 1 » l'adulte isolé, c'est-à-dire comme habituellement l'échelle Insee est exprimée (cf. note en bas de page précédente). Selon ce référentiel, 0,3 unité de consommation est attribuée à l'enfant. Et en suivant le même type de calculs qu'au tableau précédent, le coût relatif des enfants de familles monoparentales est égal à :

	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants
Enfants âgés de moins de 14 ans	0,3 / 1,3 = 23,1%	0,6 / 1,6 = 37,5%	0,9 / 1,9 = 47,4%	1,2 / 2,2 = 54,5%
Enfants âgés de 14 ans et plus	0,5 / 1,5 = 33,3%	1 / 2 = 50,0%	1,5 / 2,5 = 60,0%	2 / 3 = 66,3%

La comparaison des deux tableaux illustre bien l'idée, souvent admise mais pas vraiment démontrée empiriquement, que le coût d'un enfant de famille monoparentale est supérieur au coût d'un enfant vivant avec ses deux parents.

Variante n° 2 : sur la base de l'échelle générale de l'Insee mais en majorant un peu le coût de l'enfant

Le coût d'un enfant est estimé cette fois-ci à 25% du revenu d'un couple sans enfant¹³⁸. Si nous attribuons toujours la valeur de référence « 1 » au couple sans enfant, le coût d'un enfant, exprimé en pourcentage du revenu d'un couple avec un enfant, est donc, ici, égal à $0,25 / 1,25 = 20,0\%$ du revenu du

¹³⁷ Généralement l'échelle Insee est exprimée en prenant l'adulte isolé comme référence « 1 ». Dans ce cas, on attribue au couple sans enfant 1,5 unité de consommation et 0,3 unité à l'enfant. Mais le coût relatif de l'enfant est identique à celui calculé ci-dessus : $0,3 / 1,8 = 16,6\%$. Pour illustrer schématiquement les deux pourcentages cités dans le texte (20% et 16,6%), donnons un petit exemple. Ce que montrent les travaux de l'Insee, c'est que, en moyenne, un couple sans enfant dont le revenu est égal, par exemple, à 1.000 a le même niveau de vie (exemple : même part de dépenses alimentaires dans son budget de consommation) qu'un couple avec un enfant disposant d'un revenu de 1.200. On en conclut que le coût de l'enfant est de 200 (=1.200- 1.000) ou, dit autrement, si le premier ménage mettait un enfant au monde, pour maintenir son niveau de vie il faudrait qu'il accroisse son revenu de 200. Exprimé par rapport au revenu du couple sans enfant, le coût relatif est donc de 20% (200 / 1.000). Mais exprimé par rapport au revenu du couple avec un enfant, le coût relatif de l'enfant est de 16,6% (200 / 1.200).

¹³⁸ HOURRIEZ & OLIER (1997, p. 83) écrivent : « Le coût relatif d'un enfant de moins de 16 ans se situe alors entre 20 et 30% selon les estimations (...) ».

couple avec un enfant (et non plus 16,6% comme dans la variante n° 1). Le cas des enfants âgés de plus de 13 ans n'est pas modifié, car en fait, du point de vue des coûts, ils sont considérés comme des adultes.

	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants
Enfants âgés de moins de 14 ans	0,25 / 1,25 = 20,0%	0,5 / 1,5 = 33,3%	0,75 / 1,75 = 42,9%	1 / 2 = 50,0%
Enfants âgés de 14 ans et plus	0,33 / 1,33 = 25,0%	0,66 / 1,66 = 40,0%	1 / 2 = 50,0%	1,33 / 2,33 = 57,1%

Toute combinaison d'enfants jeunes et plus âgés peut se déduire de ce tableau. Par exemple, pour une famille comprenant un enfant âgé de moins de 14 ans et un enfant âgé de plus de 14 ans, le coût de ces deux enfants sera égal à : $(0,25 + 0,33) / 1,58 = 36,8\%$ du revenu du couple avec deux enfants.

Et en suivant le même type de calculs qu'au tableau relatif à la variante n° 1, et en majorant le coût dans une même proportion que dans le cas des enfants avec deux parents (à savoir + 25%), le coût relatif des enfants en situation de monoparentalité est égal à :

	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants
Enfants âgés de moins de 14 ans	0,375 / 1,375 = 27,3%	0,75 / 1,75 = 42,9%	1,125 / 2,125 = 52,9%	1,5 / 2,5 = 60,0%
Enfants âgés de 14 ans et plus	0,5 / 1,5 = 33,3%	1 / 2 = 50,0%	1,5 / 2,5 = 60,0%	2 / 3 = 66,3%

Variante n° 3 : prise en compte détaillée de l'âge de l'enfant, sur la base de la méthode « Renard »

Le tableau suivant indique le coût relatif (en pourcentage du revenu du couple) d'un enfant selon son âge. La formule de calcul est identique à celles utilisées plus haut, c'est-à-dire en retenant le couple sans enfant comme référence « 1 ».

Age de l'enfant	Coût relatif de l'enfant	Age de l'enfant	Coût relatif de l'enfant
0 an	0,1371 / 1,1371 = 12,1%	10 ans	0,2106 / 1,2106 = 17,4%
1 an	0,1444 / 1,1444 = 12,6%	11 ans	0,2180 / 1,2180 = 17,9%
2 ans	0,1517 / 1,1517 = 13,2%	12 ans	0,2254 / 1,2254 = 18,4%
3 ans	0,1591 / 1,1591 = 13,7%	13 ans	0,2337 / 1,2337 = 18,9%
4 ans	0,1664 / 1,1664 = 14,3%	14 ans	0,2400 / 1,2400 = 19,4%
5 ans	0,1738 / 1,1738 = 14,8%	15 ans	0,2474 / 1,2474 = 19,8%
6 ans	0,1812 / 1,1812 = 15,3%	16 ans	0,2548 / 1,2548 = 20,3%
7 ans	0,1885 / 1,1885 = 15,9%	17 ans	0,2621 / 1,2621 = 20,8%
8 ans	0,1959 / 1,1959 = 16,4%	18 ans et plus	0,2695 / 1,2695 = 21,2%
9 ans	0,2032 / 1,2032 = 16,9%		

De ce tableau, on peut déduire le coût d'une fratrie. Par exemple, pour une famille biparentale comprenant un enfant âgé de deux ans, un enfant âgé de 10 ans et un enfant âgé de 12 ans, le coût relatif

serait égal à : $(0,1517 + 0,2106 + 0,2254) / (1 + 0,1517 + 0,2106 + 0,2254) = 37,0\%$. Par comparaison, le coût relatif pour cette même fratrie selon la variante n° 1 serait de 37,5%, et 42,9% selon la variante n° 2.

Variante n° 4 : prise en compte d'une dégressivité du coût relatif selon le niveau de revenus

Comme nous l'exprimions *supra*, ce barème est inspiré de barèmes étrangers. Nous retenons comme taux de référence le taux issu de l'échelle d'équivalence générale de l'Insee, c'est-à-dire, pour un enfant, 16,6% du revenu du couple avec un enfant (ou 20% du revenu d'un couple sans enfant). Ce taux est attribué à la classe de revenu médiane de la distribution des revenus du couple dans notre échantillon. Puis nous appliquons de part et d'autre de cette classe une modulation du taux de manière à ce que l'écart relatif entre le taux le plus faible et le taux le plus élevé soit de l'ordre de 40%, ce qui correspond à ce que nous avons pu observer, en moyenne, dans différents barèmes étrangers.

Ainsi ce barème, pour un enfant, se présente de la manière suivante :

Tranches de revenus mensuels du couple (en francs 2002)¹³⁹	Coût relatif de l'enfant	Tranches de revenus mensuels du couple (en francs 2002)	Coût relatif de l'enfant
De 0 à 4.000	0,25 / 1,25 = 20,8%	De 19.001 à 25.000	0,19 / 1,19 = 15,8%
De 4.001 à 7.000	0,24 / 1,24 = 20,0%	De 25.001 à 40.000	0,18 / 1,18 = 15,0%
De 7.001 à 10.000	0,23 / 1,23 = 19,2%	De 40.001 à 60.000	0,17 / 1,17 = 14,2%
De 10.001 à 13.000	0,22 / 1,22 = 18,3%	De 60.001 à 80.000	0,16 / 1,16 = 13,3%
De 13.001 à 16.000	0,21 / 1,21 = 17,5%	Au-delà de 80.000	0,15 / 1,15 = 12,5%
De 16.001 à 19.000	0,20 / 1,20 = 16,6%		

On peut naturellement déduire de ce tableau, le coût relatif total d'une fratrie de plusieurs enfants. Par exemple, pour une fratrie de trois dont les revenus mensuels des parents sont égaux à 12.000 francs, le coût relatif total serait de $(3 * 0,22) / (1 + 0,66) = 39,7\%$. Par comparaison, le coût relatif de trois enfants selon la variante n° 1 est égal à 37,5%, 42,9% selon la variante n° 2, et 37,0% dans l'exemple choisi à la variante n° 3. Si les revenus du couple étaient trois fois plus élevés (36.000 francs), le coût relatif des trois enfants serait de 33,7%. Il y a donc bien dégressivité du coût relatif selon le revenu et ce, même si le coût absolu croît avec le revenu (39,7% de 12.000 = 4.764 francs et 33,7% de 36.000 = 12.158 francs).

§ 3. Logiques et variantes : une synthèse

Pour résumer notre démarche générale, nous pouvons présenter la combinaison de nos six logiques avec les deux séries de variantes par le tableau de synthèse ci-dessous.

¹³⁹ L'usage du franc est lié au fait que l'information contenue dans notre base de données est exprimée dans cette monnaie.

		Logique n°1 : préservation du niveau de vie de l'enfant	Logique n°2 : partage égalitaire des pertes de niveau de vie	Logique n°3 : maintien de la contribution « avant divorce » du parent non gardien	Logique n°4 : faire payer au parent non gardien, à proportion de ses revenus, l'incidence de la monoparentalité	Logique n°5 : partage du coût de l'enfant « après divorce », en proportion des revenus des parents	Logique n°6 : barème à partir du comporte- ment moyen des juges de Mulhouse
Variante n°1 : échelle d'équivalence générale de l'Insee	Sans condition RMI	Simulation 11	Simulation 21	Simulation 31	Simulation 41	Simulation 51	Simulation 60 : sans condition RMI
	Avec condition RMI	Simulation 11b	Simulation 21b	Simulation 31b	Simulation 41b	Simulation 51b	
Variante n°2 : échelle de l'Insee avec majoration du coût de l'enfant	Sans condition RMI	Simulation 12	Simulation 22	Simulation 32	Simulation 42	Simulation 52	Simulation 60b : avec condition RMI
	Avec condition RMI	Simulation 12b	Simulation 22b	Simulation 32b	Simulation 42b	Simulation 52b	
Variante n°3 : coût de l'enfant variant avec son âge	Sans condition RMI	Simulation 13	Simulation 23	Simulation 33	Simulation 43	Simulation 53	
	Avec condition RMI	Simulation 13b	Simulation 23b	Simulation 33b	Simulation 43b	Simulation 53b	
Variante n°4 : coût de l'enfant variant avec le revenu de la famille	Sans condition RMI	Simulation 14	Simulation 24	Simulation 34	Simulation 44	Simulation 54	
	Avec condition RMI	Simulation 14b	Simulation 24b	Simulation 35b	Simulation 44b	Simulation 54b	

Notre démarche nous amène donc à effectuer 40 simulations correspondant au croisement des 5 premières logiques et des (2 x 4) variantes envisagées. Dans le cas de la logique n° 6, les variantes 1 à 4 n'ont pas d'objet car les modalités de calcul du coût de l'enfant, qui justifient les quatre variantes dans les autres logiques, sont ici implicites et n'ont pas lieu d'être modulées ; seule la condition de « reste à vivre » (le revenu du parent non gardien ne doit pas descendre sous le seuil du RMI du fait de la PA) peut être simulée. Au total ce sont donc 42 simulations que nous avons développées. Compte tenu du fait que nous utilisons 21 indicateurs de résultats (cf. *infra*) pour mener la comparaison des barèmes, la masse d'information ainsi générée est considérable (42 x 21 = 882 indicateurs). Aussi, pour rendre le commentaire plus accessible, nous avons décidé de ne retenir que deux lectures (en grisé dans le tableau). La première (en ligne) a pour objet de comparer les six logiques à variante donnée (variante n° 1). La seconde (en colonne) a pour objet de comparer les quatre variantes à logique donnée (logique n° 5). Les résultats des autres simulations sont cependant disponibles en s'adressant aux auteurs. De plus, nous présentons à l'annexe n° 15 un tableau de synthèse qui rassemble, pour les 42 simulations, les moyennes des différences entre le montant de pension alimentaire simulé et le montant de pension alimentaire réel.

Section 3. Commentaire comparatif des barèmes simulés

Pour comparer l'impact de tel ou tel barème, il convient de retenir une situation de référence. Nous avons choisi de retenir comme référence la situation avant divorce. Ainsi, toutes les situations simulées, mais aussi la situation réelle (c'est-à-dire les montants de pensions contenus dans notre base de données),

peuvent être appréciées de manière homogène. L'impact des barèmes simulés peut ensuite être mesuré par différence avec l'impact issu de la situation réelle. Et l'on peut penser que d'une simulation à l'autre cette différence varie. Ce sont ces variations de différences qui font l'objet de notre commentaire.

§ 1. Les indicateurs de résultat : mesures d'efficacité et d'équité des barèmes simulés

Pour mener notre analyse comparative, nous avons retenu deux types d'indicateurs de résultat. Le premier type d'indicateurs tente d'apprécier l'efficacité des pensions alimentaires, alors que l'indicateur du second type porte plutôt sur la question de l'équité entre ex-conjoints.

Au titre des indicateurs d'efficacité, nous calculons d'abord des indicateurs globaux. L'idée est d'apprécier dans quelle mesure les pensions alimentaires peuvent limiter la perte globale de bien-être. L'indicateur global retenu est :

- le *niveau de vie moyen des individus*.

Le calcul de cet indicateur est donc effectué au niveau d'une population d'individus (dans l'échantillon : 1.237 individus¹⁴⁰) et chaque individu a pour niveau de vie celui de sa famille¹⁴¹. Cet indicateur est ensuite décliné en trois rubriques de manière à apprécier de quelle manière se répartit la perte de niveau de vie (comparativement à la situation avant divorce) :

- le *niveau de vie moyen des enfants*
- le *niveau de vie moyen des parents gardiens*¹⁴²
- le *niveau de vie moyen des parents non gardiens*.

Pour compléter cette analyse en termes de niveau de vie, nous calculons ensuite trois indicateurs complémentaires, chacun de ces trois indicateurs étant décliné selon les trois types d'individus (enfants, parents gardiens, parents non gardiens), soit neuf indicateurs au total :

- le *pourcentage*, d'enfants, de parents gardiens, de parents non gardiens, *dont le niveau de vie croît par rapport à la situation avant divorce* (les « gagnants » en termes de niveau de vie)
- la *variation moyenne de niveau de vie* (par rapport à la situation avant divorce) *des seuls « gagnants »* (enfants, parents gardiens, parents non gardiens envisagés séparément)
- la *variation moyenne de niveau de vie des seuls « perdants »*¹⁴³ (enfants, parents gardiens, parents non gardiens envisagés séparément).

Ces indicateurs permettent de mieux apprécier d'où vient la différence des niveaux de vie moyens entre la situation simulée et la situation avant divorce et, par déduction, pourquoi cette différence varie d'une simulation à l'autre.

¹⁴⁰ 587 enfants, 325 parents gardiens et 325 parents non gardiens.

¹⁴¹ On pourrait donc dire que le niveau de vie est pondéré par la taille des familles, puisque, avec ce type de calcul, le niveau de vie des familles nombreuses compte proportionnellement plus, dans le calcul de la moyenne, que le niveau de vie des petites familles, ce qui est tout à fait légitime dans la mesure où le niveau de vie d'une grande famille concerne plus d'individus.

¹⁴² Même si dans un ménage de parent gardien le niveau de vie du parent et des enfants est par définition identique, les moyennes des deux sous-populations « enfants » et « parents gardiens » peuvent être différentes car le nombre d'enfants varie d'une famille à l'autre alors que, systématiquement, il n'y a qu'un parent gardien par famille (la moyenne de niveau de vie « enfants » est égale à la moyenne de niveau de vie « parents gardiens » pondérée par la taille de la fratrie).

¹⁴³ La notion de « perdants » signifie ici que l'individu voit son niveau de vie décroître ; sont donc exclus les cas où le niveau de vie est strictement maintenu (ces cas sont également exclus des « gagnants »).

Notre analyse de l'efficacité des pensions alimentaires porte également plus spécifiquement sur l'impact produit sur le bas de la distribution des revenus. En la matière, nous calculons trois indicateurs :

- le *pourcentage d'enfants appartenant à une famille dont les revenus (PA incluse) sont inférieurs au RMI* (seuil qui varie, selon la législation, en fonction de la composition démographique de la famille)
- le *pourcentage de parents gardiens appartenant à une famille dont les revenus (PA incluse) sont inférieurs au RMI*
- le *pourcentage de parents non gardiens dont les revenus (PA déduite) sont inférieurs au RMI versé à un ménage d'une personne.*

Enfin, les quatre derniers indicateurs ne mesurent pas à proprement parler un degré d'efficacité, mais ils n'en sont pas moins importants pour la compréhension de l'impact des pensions alimentaires puisque justement ils portent sur les montants des pensions alimentaires eux-mêmes. Nous avons en effet calculé :

- la *proportion d'enfants qui vivent dans une famille pour laquelle la somme des pensions alimentaires simulées est supérieure à la somme effectivement perçue*¹⁴⁴
- la *variation moyenne de pension alimentaire par tête* (la somme des pensions perçues effectivement – ou simulée – est divisée par le nombre d'enfants de la famille)
- la *variation moyenne de pension alimentaire par tête, calculée pour les seuls enfants « gagnants » du point de vue de la PA* (et non du niveau de vie), c'est-à-dire ceux qui vivent dans une famille pour laquelle la somme totale des pensions alimentaires simulées est supérieure au total des pensions individuelles effectivement perçues
- la *variation moyenne de pension alimentaire par tête, calculée pour les seuls enfants « perdants » du point de vue de la PA.*

Construire **des indicateurs de mesure du caractère équitable des pensions alimentaires** est une entreprise plus délicate. Tout d'abord, il convient de rappeler que, par nature, un barème est un outil garantissant l'équité de traitement entre enfants (entre parents gardiens, entre parents non gardiens) ayant les mêmes caractéristiques : un même montant de pension pour des caractéristiques identiques, un montant de pension différent pour des caractéristiques différentes. De ce point de vue, la question du degré d'équité est donc sans objet. La seconde dimension d'équité, qui est souvent avancée à propos des pensions alimentaires, est d'une autre nature : elle porte sur l'équité au sein du couple parental.

De ce point de vue, on pourrait être tenté de penser que, là encore, dès lors que le barème inclut une règle de proportionnalité entre le montant de la pension et la part du revenu non gardien dans le revenu du couple, l'équité serait, par construction, un attribut du barème puisque que cette règle signifierait que les deux parents contribuent proportionnellement à leurs ressources. Ce serait donc le cas dans trois de nos six logiques. En effet, dans les logiques n° 3, n° 4 et n° 5, la pension est bien calculée proportionnellement à la part du revenu du parent non gardien dans le revenu total du couple. Et la seule possibilité d'iniquité tiendrait alors aux seuls cas où cette règle ne peut pas être strictement appliquée, c'est-à-dire lorsque le parent non gardien n'a pas suffisamment de revenus (variante sans « reste à vivre »)¹⁴⁵ ou lorsque la pension est tronquée de manière à ce que le parent non gardien garde un revenu net de PA au moins égal au RMI (variante avec « reste à vivre »). En fait, ce raisonnement repose, comme nous l'avons déjà écrit *supra*, sur l'hypothèse selon laquelle la contribution, au financement du coût de l'enfant, du parent gardien serait automatiquement le complément à la pension alimentaire perçue. Or, ceci n'est vrai que si c'est le coût

¹⁴⁴ Ici, et à la différence des autres indicateurs qui sont calculés par rapport à la situation *avant* divorce, la différence est bien évidemment effectuée entre situation simulée et situation réelle *après* divorce.

¹⁴⁵ Situation d'ailleurs, par construction, impossible pour les logiques n° 3 et n° 4 puisque dans ces deux barèmes, la pension est une proportion du revenu du parent non gardien.

effectivement engagé qui est utilisé dans la construction du barème. Dans notre analyse, cette condition n'est respectée que dans le barème de la simulation 51 (ou 51b). Pour les logiques n° 3 et n° 4 en revanche, le coût qui est pris en compte est différent (par exemple pour la logique n° 3, le coût pris en compte est le coût avant divorce et non la dépense réelle après divorce que le parent gardien va engager une fois la pension perçue). Ce n'est donc pas parce qu'une règle de proportionnalité est prévue dans un barème que ce dernier est automatiquement équitable.

Pour apprécier le degré d'équité des barèmes, il convient alors de comparer deux proportions. D'une part, la proportion que constituent les revenus du parent non gardien dans l'ensemble des ressources du couple (notion de capacité contributive relative) :

$$\frac{R_{ng}}{(R_{ng} + R_g)}$$

D'autre part, la proportion que constitue la pension alimentaire dans le coût réel de l'enfant :

$$\frac{PA}{\frac{UCe}{UCg} \cdot (R_g + PA)}$$

Lorsque ces deux proportions sont égales, l'équité est parfaite, puisque la pension alimentaire versée par le parent non gardien constitue une part du coût réel identique à la part que constituent les revenus du parent non gardien dans le total des revenus du couple : si les revenus du parent non gardien sont égaux à 60% des revenus du couple et que la pension alimentaire couvre 60% du coût réel de l'enfant, cela signifie que le parent gardien apporte 40% de la dépense pour l'enfant, ce qui correspond bien à sa capacité contributive relative. Notre indicateur d'iniquité entre ex-conjoints sera donc égal à :

- la *moyenne des différences entre ces deux proportions, différences dont nous retiendrons la valeur absolue* puisqu'elles peuvent être positives ou négatives¹⁴⁶.

Et, comme pour chaque famille la capacité contributive relative est identique d'une simulation à l'autre, les moyennes de différences calculées pour chacune des simulations peuvent être comparées directement : plus la moyenne est élevée, plus les deux proportions s'écartent et donc plus le barème est inéquitable (l'indice d'équité parfaite est donc égal à zéro).

Notons pour finir que la logique n° 2 s'appuie également sur un objectif d'équité (égalité des niveaux de vie entre les deux parents), mais il s'agit ici d'une notion d'équité de résultat et non d'équité de moyen comme c'est le cas pour ce qui nous occupe dans la présente analyse.

§ 2. L'analyse du degré d'équité des barèmes simulés

L'analyse de l'équité reposant sur un seul indicateur, elle peut être traitée brièvement. Si l'on adopte, tout d'abord, une lecture en termes de **comparaisons de logiques**, pour les indicateurs d'équité calculés à partir des différents barèmes **en retenant la variante n° 1** (échelle d'équivalence générale de l'Insee), le classement est le suivant.

¹⁴⁶ Si la différence est « capacité contributive relative » moins « part du coût réel financé par la PA », une valeur positive signifie que le parent non gardien ne contribue pas assez (PA trop faible) : sa capacité de contribution relative est supérieure à ce que représente la PA dans le budget que consacre le parent gardien à l'entretien de l'enfant. Si la différence est négative, le raisonnement inverse s'applique : la PA est trop élevée comparativement à la capacité contributive relative du parent non gardien.

Simulations sans « reste à vivre »	Indice d'iniquité	Simulations avec « reste à vivre »	Indice d'iniquité
Simulation 51	0,00	Simulation 51b	0,004
Simulation 60	0,26	Simulation 60b	0,25
PA réelle	0,28		
Simulation 31	0,34	Simulation 31b	0,34
Simulation 41	0,49	Simulation 41b	0,48
Simulation 21	0,57	Simulation 21b	0,56
Simulation 11	0,79	Simulation 11b	0,77

On constate, premièrement et comme nous l'écrivions *supra*, que l'équité est parfaite pour le barème 51 et ce, parce que dans ce barème la règle de proportionnalité s'applique effectivement au coût réel après divorce. Deuxièmement, on peut remarquer que l'application, sous forme d'un barème explicite, du barème implicite des juges de Mulhouse (barème 60) donne un indice d'iniquité relativement faible¹⁴⁷ comparativement aux autres barèmes, et légèrement plus faible que celui calculé pour les pensions réellement fixées par les juges : appliquer le barème que nous avons estimé améliorerait donc l'équité entre les parents. Viennent ensuite les deux logiques (n° 3 et n° 4) contenant une règle de proportionnalité en fonction de la part relative du revenu du parent non gardien. Comme cette règle ne s'applique pas au coût réel après divorce, il en résulte une assez forte iniquité entre les parents. Enfin, les deux barèmes les plus inéquitables sont ceux qui ne stipulent aucune règle de partage équitable en fonction des revenus respectifs des deux parents, le barème 21 étant un peu moins inéquitable sans doute indirectement du fait de l'existence d'un objectif d'équité de résultat (égalité des niveaux de vie des deux parents). Notons pour finir que l'application d'une clause de « reste à vivre » pour le parent non gardien ne modifie pas ce classement et joue très faiblement à la baisse sur les indices d'iniquité. Cette baisse signifierait donc que les parents non gardiens ayant de faibles ressources payeraient, en moyenne, des pensions excessives comparativement à leur capacité contributive relative. Ceci s'observe pour tous les barèmes simulés, du moins si l'on exclut le barème 51. En effet, dans ce dernier cas, l'application du « reste à vivre » amène à déroger marginalement au principe de stricte équité et ce, en défaveur des parents gardiens dont l'ex-époux est peu fortuné.

Si nous passons maintenant à une **lecture comparative des variantes, à logique donnée**, il faut s'écarter momentanément du choix que nous avons annoncé en fin de section 2. En effet, nous avons choisi de comparer les quatre variantes dans le cas de la logique n° 5 parce que, nonobstant les limites que nous avons soulignées *supra*, l'objectif de ce barème, à savoir un partage du coût réel à proportion des revenus respectifs des parents, repose sur une idée a priori assez stimulante. Or, comme nous venons de le voir, pour cette logique l'indice d'équité est, par construction et donc quelle que soit la variante, égal à zéro. Il conviendrait donc de choisir une autre logique de référence. Mais, comme le montre le tableau suivant, quelle que soit la logique retenue n° 1 à n° 4, on retrouve toujours la même hiérarchie entre les quatre variantes ; nous pouvons donc mener le commentaire sans tenir compte du choix de telle ou telle logique.

Adopter l'échelle d'équivalence de l'Insee avec majoration du coût de l'enfant aboutit aux indices d'iniquité les plus bas (variante n° 2). Sans la majoration, c'est-à-dire avec l'échelle d'équivalence générale de l'Insee, l'iniquité est un peu plus élevée (variante n° 1). Puis, si l'on fait varier le coût relatif de l'enfant en fonction de son âge, l'iniquité est nettement plus forte (variante n° 3). Enfin, si ce coût relatif varie selon le revenu, l'iniquité est encore plus élevée (variante n° 4). Dans ce dernier cas, notre indicateur est même supérieur à 1 pour la logique n° 1 ; cela signifie que dans un bon nombre de cas la

¹⁴⁷ Ce qui corrobore l'impact significatif et important de la variable « part du revenu du parent gardien dans le revenu du couple » dans les régressions présentées au chapitre précédent.

pension alimentaire perçue est supérieure au coût réel de l'enfant¹⁴⁸, ce qui n'a rien d'étonnant dans la mesure où ce barème n'est pas construit en référence au coût de l'enfant mais avec une logique consistant à préserver le niveau de vie de l'enfant avant divorce et donc en donnant à la pension alimentaire pour enfants un rôle de prestation compensatoire.

Indices d'iniquité calculés pour les 40 simulations						
		Logique n° 1 : préservation du niveau de vie de l'enfant	Logique n° 2 : partage égalitaire des pertes de niveau de vie	Logique n° 3 : maintien de la contribution « avant divorce » du parent non gardien	Logique n° 4 : faire payer au parent non gardien, à proportion de ses revenus, l'incidence de la monoparentalité	Logique n° 5 : partage du coût de l'enfant « après divorce », en proportion des revenus des parents
Variante n°1 : échelle d'équivalence générale de l'Insee	Sans condition RMI	Simulation 11 = 0,79	Simulation 21 = 0,57	Simulation 31 = 0,34	Simulation 41 = 0,49	Simulation 51 = 0,00
	Avec condition RMI	Simulation 11b = 0,77	Simulation 21b = 0,56	Simulation 31b = 0,34	Simulation 41b = 0,48	Simulation 51b = 0,004
Variante n°2 : échelle de l'Insee avec majoration du coût de l'enfant	Sans condition RMI	Simulation 12 = 0,67	Simulation 22 = 0,49	Simulation 32 = 0,31	Simulation 42 = 0,43	Simulation 52 = 0,00
	Avec condition RMI	Simulation 12b = 0,65	Simulation 22b = 0,48	Simulation 32b = 0,30	Simulation 42b = 0,42	Simulation 52b = 0,004
Variante n°3 : coût de l'enfant variant avec son âge	Sans condition RMI	Simulation 13 = 0,90	Simulation 23 = 0,65	Simulation 33 = 0,39	Simulation 43 = 0,54	Simulation 53 = 0,00
	Avec condition RMI	Simulation 13b = 0,88	Simulation 23b = 0,64	Simulation 33b = 0,38	Simulation 43b = 0,53	Simulation 53b = 0,003
Variante n°4 : coût de l'enfant variant avec le revenu de la famille	Sans condition RMI	Simulation 14 = 1,30	Simulation 24 = 0,90	Simulation 34 = 0,46	Simulation 44 = 0,68	Simulation 54 = 0,00
	Avec condition RMI	Simulation 14b = 1,28	Simulation 24b = 0,89	Simulation 35b = 0,45	Simulation 44b = 0,67	Simulation 54b = 0,002

En fait, cette hiérarchie recoupe la hiérarchie entre les coûts relatifs moyens des quatre variantes. Avec la variante n° 2, le coût relatif moyen de l'enfant vivant en famille monoparentale (calculé sur l'échantillon) est égal à 0,43, avec la variante n° 1 il est égal à 0,40, et avec les variantes n° 3 et n° 4 il est respectivement égal à 0,34 et 0,23. Ainsi, dans notre indicateur d'iniquité, au dénominateur de la proportion de la dépense financée par le PA, le terme $\frac{UC_e}{UC_g}$ décroît lorsque l'on passe de la variante n° 2 à

¹⁴⁸ Dans ce cas, le rapport « PA / coût de l'enfant » est supérieur à 1, et la différence entre cette valeur et la part du revenu du parent gardien dans le revenu total du couple (part qui est comprise entre 0 et 1) peut alors être supérieure à 1.

la variante n° 4. De ce fait, le rapport $\frac{PA}{\frac{UCe}{UCg}(Rg + PA)}$ croît¹⁴⁹ et la différence avec la capacité

contributive relative augmente (c'est-à-dire l'iniquité augmente) lorsque cette capacité relative est inférieure à la proportion de dépenses financées par la PA, ce qui est le cas le plus souvent¹⁵⁰.

En conclusion, plus le coût relatif moyen de l'enfant retenu comme base de calcul du barème est faible, plus les pensions alimentaires issues de nos simulations sont excessives au sens où elles financent une proportion du coût réel absolu de l'enfant supérieure à la capacité contributive relative du parent non gardien.

§ 3. Une analyse comparative des logiques de barème, à variante donnée, du point de vue de l'efficacité

Concernant l'analyse du point de vue de l'efficacité, nous l'abordons de deux manières : premièrement, globalement en étudiant l'impact des différents barèmes sur le niveau de vie et, deuxièmement, de manière plus spécifique en étudiant l'impact sur la population à bas revenus. Mais avant d'aborder ces deux questions, nous mesurons l'incidence des différents barèmes sur le montant des pensions alimentaires lui-même.

3.1. L'impact, sur le montant des pensions alimentaires, des six barèmes simulés

Rappelons tout d'abord que cette approche comparative des six logiques de barème est effectuée avec la variante n° 1 (échelle d'équivalence générale de l'Insee).

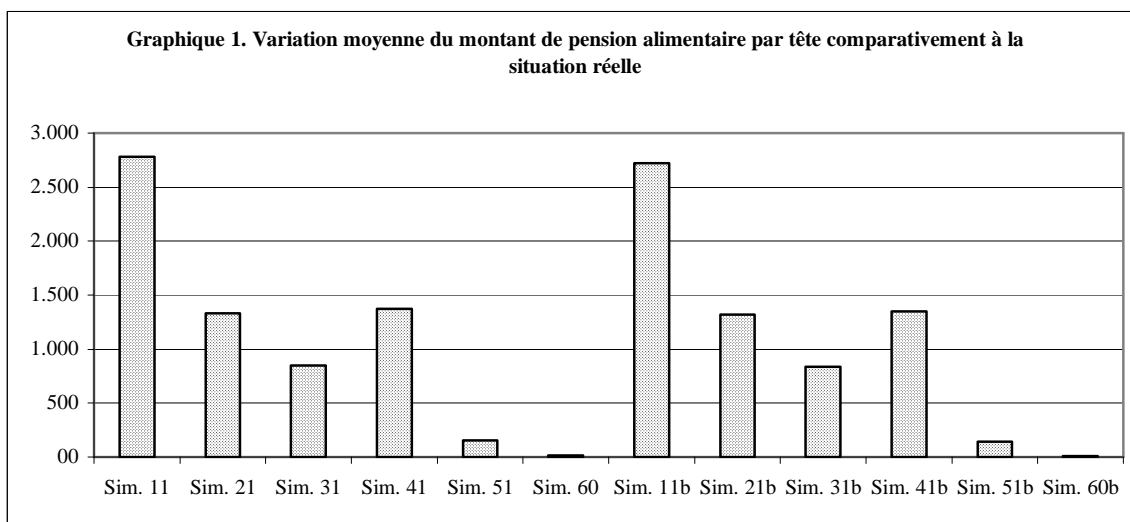
L'indicateur utilisé est le montant de pension alimentaire par tête (la somme des pensions alimentaires simulées pour chaque famille est divisée par le nombre d'enfants de la famille). Ce que nous enseigne le premier graphique ci-dessous, c'est que les montants simulés sont fort différents d'une logique à l'autre. En effet, sur ce graphique nous pouvons lire, pour chaque logique, la différence moyenne entre le montant de PA réellement octroyé et le montant simulé. Comme les résultats relatifs à la variante avec « reste à vivre » et ceux de la variante sans « reste à vivre » sont très proches, sauf indication contraire, nous ne commenterons que ces derniers.

Trois niveaux d'impact en termes de montant de PA peuvent être distingués. Premièrement, la logique consistant à maintenir le niveau de vie de l'enfant « avant divorce » (barème 11), aboutit à une augmentation considérable des montants de pensions alimentaires (augmentation de l'ordre de 2.700 francs par tête et par mois). Deuxièmement, les logiques n° 2, n° 3 et n° 4 (respectivement, égaliser les niveaux de vie des deux parents ; maintenir la contribution « avant divorce » du parent non gardien ; faire payer au parent non gardien l'incidence, pour l'enfant, de la monoparentalité), amènent à un

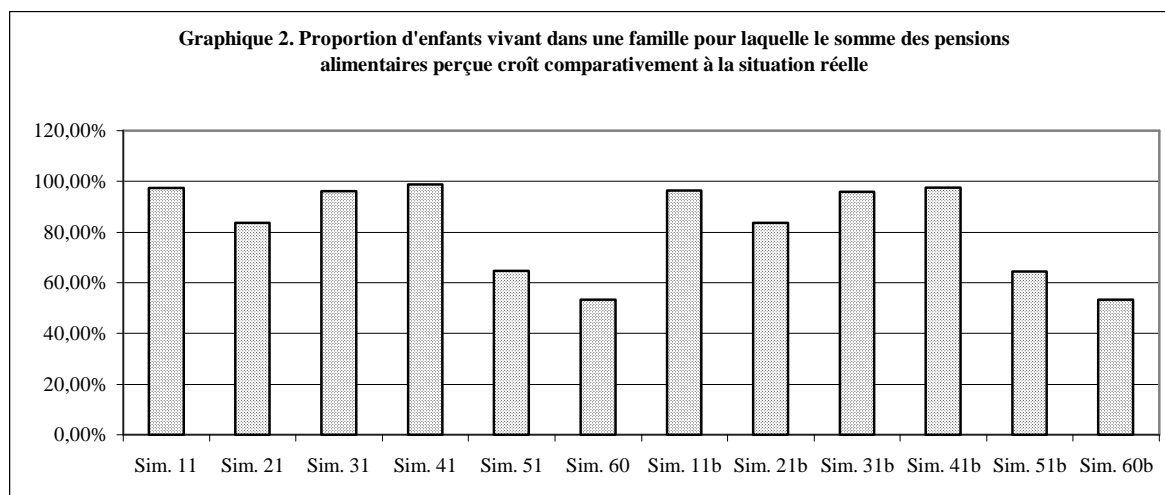
¹⁴⁹ Certes lorsque $\frac{UCe}{UCg}$ décroît, le numérateur PA décroît également puisqu'il dépend de UCe, mais comme PA intervient également au dénominateur, au total le rapport croît.

¹⁵⁰ Dans 9 cas sur 10 pour les barèmes des logiques n° 1, n° 3 et n° 4, dans 65% des cas pour les barèmes relevant de la logique n° 2, dans seulement 36% des cas pour les pensions réelles et 30% des cas pour le barème issu de l'explicitation du barème mulhousien (logique n° 6).

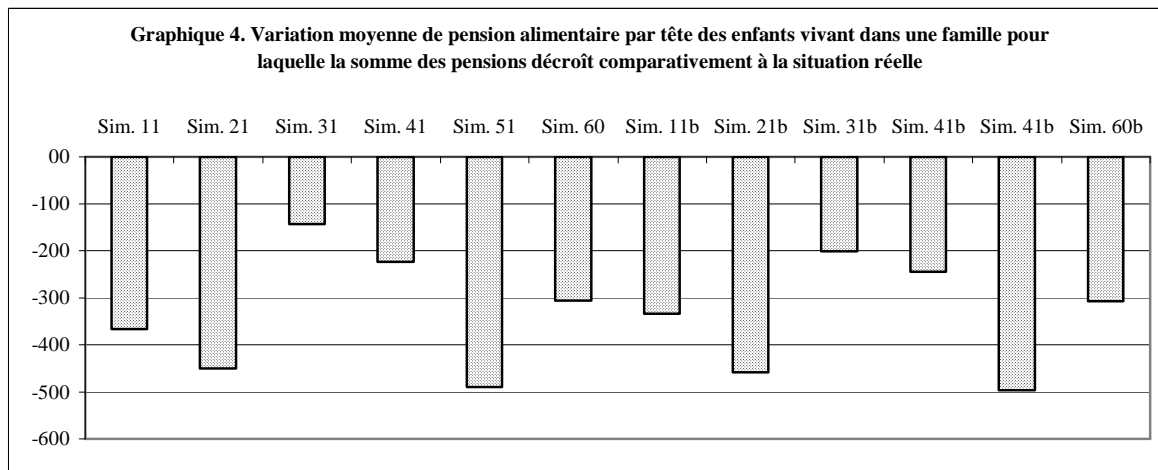
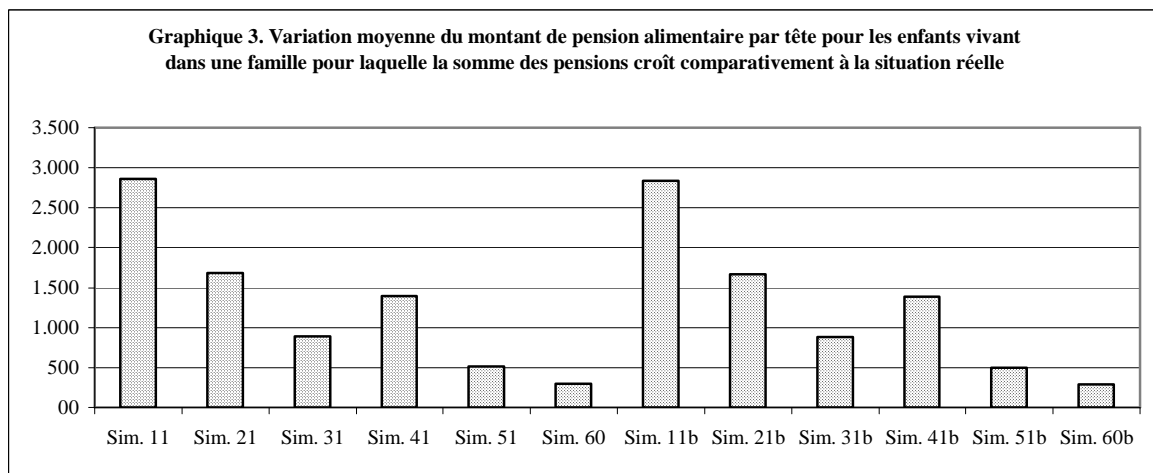
accroissement moyen de la PA plus modéré (autour de 1.000 francs). Troisièmement, les simulations 51 et 60 (partage du coût de l'enfant « après divorce » et, explicitation du barème implicite mulhousien) ont un impact, en moyenne, négligeable comparativement à la situation réelle. En particulier, selon le barème 60 la différence moyenne avec la situation réelle est quasi nulle, ce qui est tout à fait attendu dans la mesure où l'estimation économétrique sur laquelle repose ce barème à justement pour finalité de calculer les coefficients de régression qui minimisent au mieux l'écart entre valeur réelle et valeur estimée.



Pour mieux saisir l'incidence de ces différentes logiques de barème et ce, au-delà de l'effet moyen, nous pouvons nous poser la question de savoir si ces accroissements moyens de montants de PA, comparativement à la situation réelle, touchent tous les enfants (ce qui signifierait, dans ce cas, que le barème simulé est systématiquement plus généreux) ou une partie seulement des enfants. Le graphique 2 montre que pour les quatre premières logiques de barème, ce sont plus de 80% des enfants qui bénéficieraient d'une augmentation de pension alimentaire par tête si ces barèmes étaient appliqués. En revanche, pour les barèmes 51 et 60, cette proportion est nettement plus faible, mais reste tout de même supérieure à 50%. La faiblesse de la variation moyenne de PA pour ces deux simulations s'expliquerait donc, pour partie, par le fait qu'une partie des enfants verraient leur montant de PA diminuer si on appliquait ces barèmes.



Analysons donc la variation moyenne des montants de PA par tête, comparativement à la situation réelle, en distinguant les enfants selon que cette variation est positive ou négative (graphiques 3 et 4). Le barème 11 se caractérise par le fait que, d'une part, la quasi-totalité des enfants voient leur montant de PA s'accroître et ce, de façon importante (un peu moins de 3.000 francs en moyenne) et, d'autre part, les rares enfants dont le montant de PA diminue connaissent une perte en moyenne assez faible (un peu plus de 300 francs en moyenne) ; ce barème est donc caractérisé par une forte générosité presque systématique. Les barèmes 31 et 41 produisent un impact assez similaire à ce que nous venons d'écrire à propos du barème 11, mais à un niveau plus modéré : une forte proportion d'enfants connaît une augmentation de PA (autour de 1.000 francs en moyenne) et les quelques enfants qui voient leur PA par tête diminuer font une perte modérée (150 à 200 francs en moyenne¹⁵¹). Avec la logique n° 2, logique consistant à égaliser le niveau de vie des deux parents, une proportion un peu plus importante d'enfants connaît une perte de PA, perte qui en moyenne est plus conséquente (450 francs). Mais comme ceux qui connaissent une augmentation voient leur PA croître en moyenne de façon plus importante que dans la simulation 41, au total la variation moyenne de l'ensemble des enfants est similaire pour ces deux barèmes.



¹⁵¹ Pour le barème 31, on note une petite différence entre la variante avec « reste à vivre » et la variante sans « reste à vivre ». Mais comme cela porte sur des effectifs très réduits, l'interprétation de cette différence moyenne s'avère peu pertinente.

Quant aux deux dernières simulations, elles se caractérisent, au contraire des précédentes, par l'absence d'une générosité quasi systématique. La logique de barème consistant à partager équitablement le coût de l'enfant « après divorce » (barème 51) montre que les pertes moyennes sont égales aux gains moyens (500 francs). Mais comme la proportion d'enfants « gagnants » est supérieure (63%), au total, appliquer ce barème amènerait pour l'ensemble des enfants à un léger accroissement des montants de pension (cf. graphique 1). De la même façon, les moyennes de variation sont identiques à la hausse et à la baisse lorsque le barème 60 est appliqué (300 francs environ), mais comme il y a presque autant d'enfants « gagnants » que d'enfants « perdants », au total la variation moyenne des PA par tête, comparativement à la situation réelle, est nulle.

Ainsi pouvons-nous souligner l'intérêt de nos six simulations, au sens où elles se distinguent assez l'une de l'autre. En simulant des options aussi différentes, nous nous situons bien dans une démarche de simulations exploratoires dont le but est, d'une certaine façon, de forcer le trait de manière à mieux mettre en lumière l'impact de telle ou telle option. Au contraire, une démarche qui chercherait à calibrer un barème directement opérationnel devrait s'attacher à déterminer des options moins extrêmes (mais dont les impacts comparatifs seraient difficilement discernables).

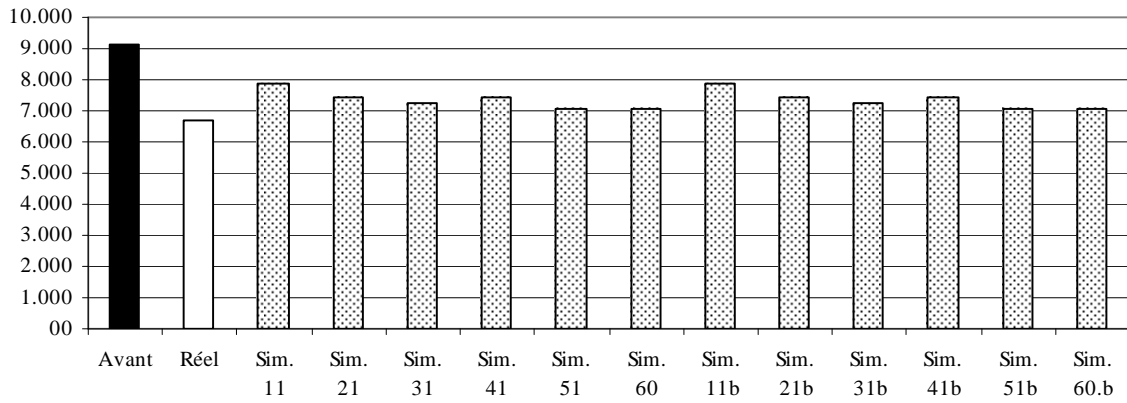
3.2. L'impact des six logiques de barèmes sur les niveaux de vie

Venons-en maintenant à notre premier indicateur d'efficacité. La question que nous nous posons est celle de savoir quel serait l'impact de l'application des différents barèmes sur le bien-être de la collectivité. D'un barème à l'autre, la redistribution des revenus, via la PA, entre familles de parent gardien et familles de parent non gardien change. Nous nous attendons donc que, à masse de revenus globale identique, mais à répartition différente, le bien-être global soit différent. Ce dernier est mesuré par le niveau de vie individuel moyen (cf. notre propos à ce sujet au §1 ci-dessus).

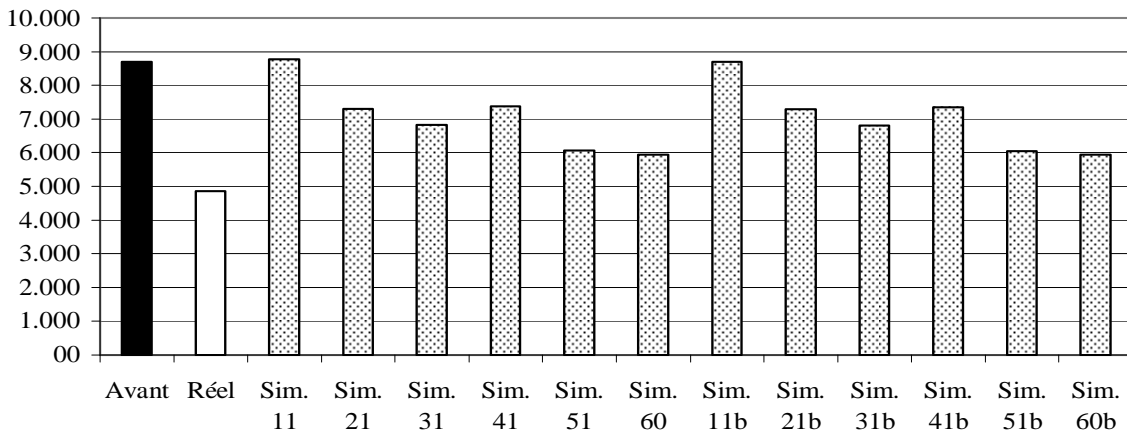
La lecture du graphique 5 nous révèle plusieurs enseignements. Premièrement, l'impact négatif du divorce lui-même est clairement établi. Quelle que soit la situation « après divorce » (réelle ou simulée), le niveau de vie global moyen est inférieur au niveau de vie moyen avant divorce (barre noire de l'histogramme). Deuxièmement, nous constatons que toutes les situations simulées (barres grises de l'histogramme) aboutissent à des niveaux de vie supérieurs à celui résultant de la fixation réelle des pensions alimentaires (barre blanche de l'histogramme). Troisièmement, comme dans l'analyse des montants de pensions, la clause de « reste à vivre » (barèmes numérotés « XXb ») ne semble pas avoir d'impact notable sur le niveau de vie moyen. Enfin, quatrièmement, à ce niveau très général, les différences de niveau de vie moyen entre les différentes simulations ne sont pas très importantes (dans tous les cas le niveau de vie moyen se situe entre 7.000 et 8.000 francs par unité de consommation).

Mais derrière cette apparente similitude de résultat global se cachent très certainement des évolutions (comparativement à la situation « avant divorce ») fort différentes selon que l'on s'attache au niveau de vie de l'enfant ou à celui des parents (en particulier le parent débiteur de la pension alimentaire). C'est ce que nous analysons à partir des graphiques 6 et 7 ci-dessous. Nous comparons les niveaux de vie des enfants à ceux des parents non gardiens en laissant de côté le cas des parents gardiens. En effet, si le niveau de vie moyen de ces derniers est un peu différent de celui des enfants (du fait de l'effet de structure lié à la taille de la fratrie), en revanche les différences d'une simulation à l'autre sont identiques qu'il s'agisse des enfants ou des parents gardiens. Nous avons donc préféré renvoyer les graphiques relatifs aux parents gardiens en annexe n° 16.

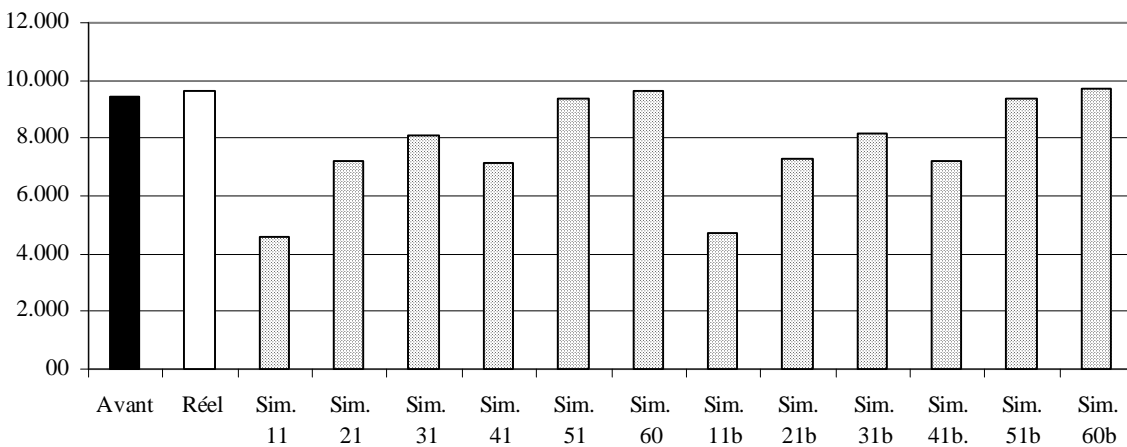
Graphique 5. Niveau de vie moyen des individus



Niveau de vie des enfants



Graphique 7. Niveau de vie des parents non gardiens



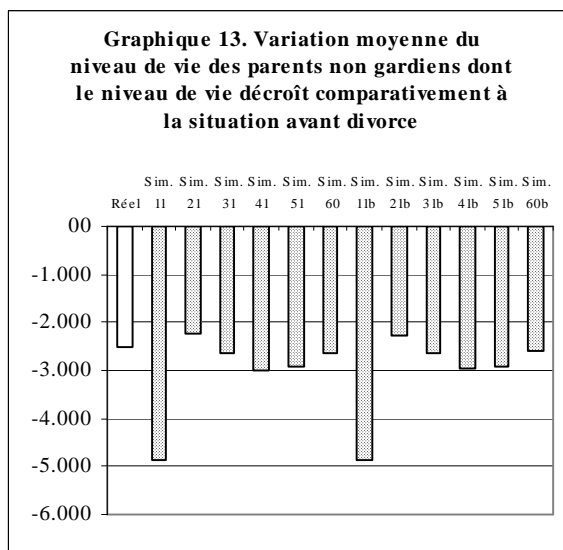
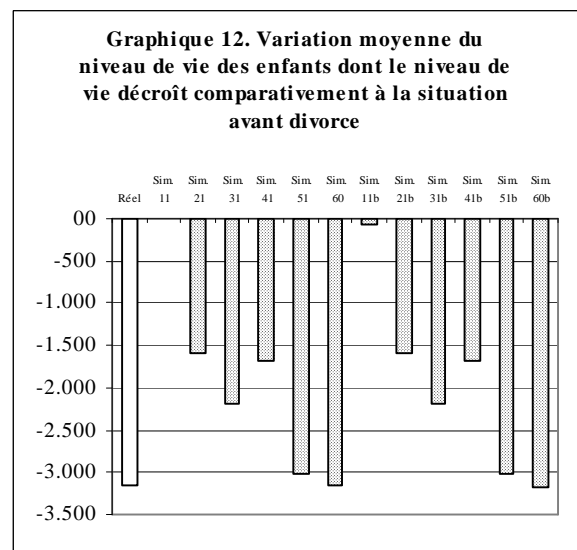
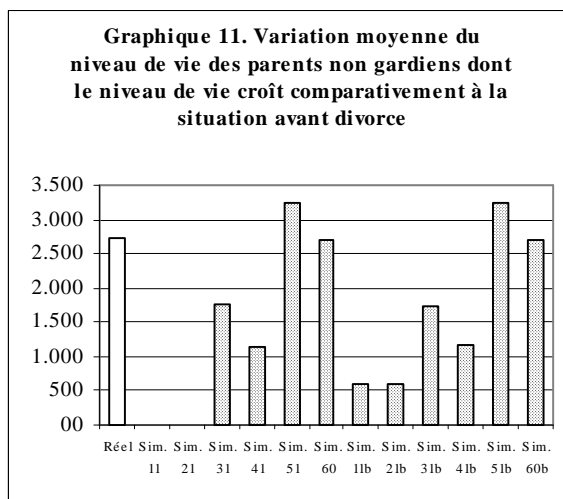
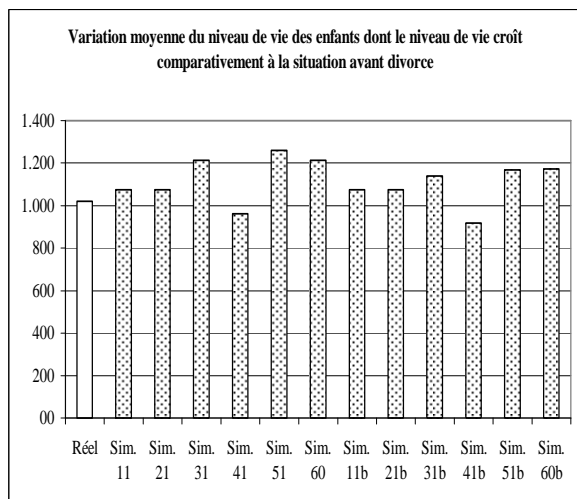
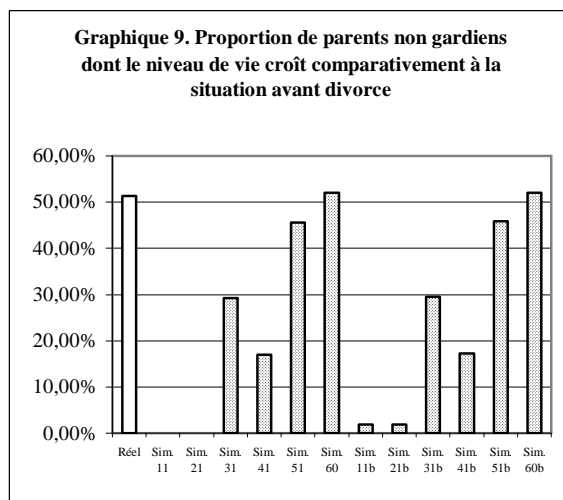
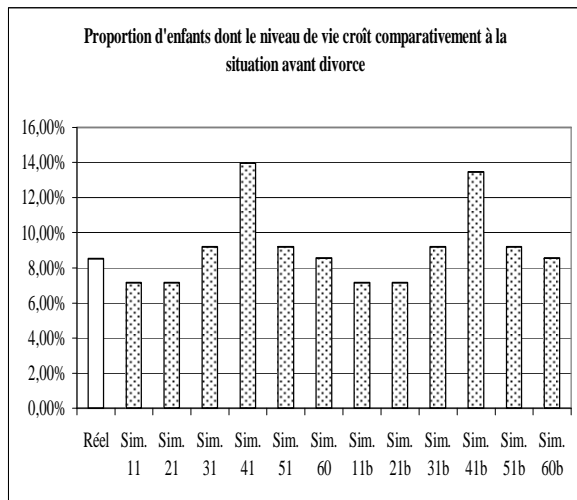
La différence entre enfants et parents non gardiens est tout d'abord extrêmement explicite lorsque l'on compare la situation avant divorce et la situation réelle après divorce : alors que les parents non gardiens, en moyenne, maintiennent (voire améliorent très légèrement) leur niveau de vie, celui des enfants se réduit de pratiquement la moitié. On retrouve le même résultat avec le barème 60, puisque celui-ci ne fait que de rendre systématique la pratique moyenne réelle des juges de Mulhouse. La simulation 11, en revanche, illustre une situation diamétralement opposée. Comme l'objectif assigné à la logique n° 1 est le maintien du niveau de vie des enfants grâce au paiement des pensions, la contrepartie est une forte chute du niveau de vie des parents débiteurs (chute d'un peu plus de 50%). Les autres simulations se placent entre ces deux cas extrêmes.

Deux simulations (31 et 51) produisent des impacts sur les niveaux de vie qui se rapprochent de la situation réelle au sens où, d'un côté, les parents gardiens limitent leur perte de niveau de vie et, de l'autre, le niveau de vie moyen des enfants décroît plus fortement. La première simulation suit la logique du maintien de la contribution « avant divorce » du parent non gardien et la seconde, qui permet une meilleure préservation du niveau de vie du parent débiteur, repose sur le partage du coût réel « après divorce » à proportion des ressources des deux parents.

Les deux dernières simulations en revanche aboutissent à une égalisation des niveaux de vie des enfants et des parents non gardiens. Pour la simulation 21, ce résultat est attendu puisque c'est l'essence même de ce barème que de rechercher cette égalisation. Pour la simulation 41, c'est-à-dire celle qui nous semble être assez proche de l'esprit du droit français (c'est-à-dire partager proportionnellement aux ressources des parents un coût calculé sur la base de l'ensemble des revenus du couple mais en tenant compte de la situation de monoparentalité), ce résultat de quasi équivalence des niveaux de vie entre enfants et parents non gardiens n'était pas attendu.

Si, aux deux exceptions près que nous avons soulignées (barème 60 pour les parents non gardiens et barème 21 pour les enfants), les niveaux de vie décroissent quelle que soit la simulation, ces pertes de niveau de vie sont-elles généralisées ? Ou, au contraire, si certains individus échappent à ces baisses, cela peut-il expliquer les différences de niveaux de vie moyens issus des différentes simulations ? C'est à cette double question que nous tentons d'apporter une réponse à partir des graphiques 8 à 13 ci-dessous.

Concernant les enfants, on observe qu'une large majorité de ces derniers connaissent une baisse de niveau de vie puisque seulement 7 à 14% d'entre eux (selon la simulation retenue) voient leur niveau de vie croître comparativement à leur situation avant divorce (graphique 8). On notera qu'il n'est pas illogique de constater qu'avec la simulation 11 certains enfants connaissent une croissance de leur niveau de vie quand bien même l'objectif de ce barème est le maintien du niveau de vie. En effet, nous avons souligné que cette règle ne pouvait pas être appliquée lorsque le niveau de vie de l'enfant « après divorce » est supérieur au niveau de vie du parent non gardien « après divorce », d'où des possibles cas où le niveau de vie croît. Toujours à propos de cette simulation 11, il faut indiquer que, contrairement aux autres simulations, lorsque le niveau de vie ne croît pas (c'est-à-dire dans 93% des cas) il ne décroît pas pour autant : le barème garantissant le maintien du niveau de vie, la variation est nulle (cf. graphique 12).



Une seule simulation se démarque des autres du point de vue de la proportion d'enfants connaissant un accroissement de niveau de vie (14% contre 7 à 9% pour les autres simulations, cf. graphique 8) : la simulation 41 dont la logique consiste à faire payer au parent non gardien le coût de la monoparentalité. Mais comme, en moyenne, la croissance du niveau de vie de ces 14% d'enfants est un peu plus faible que la croissance observée pour les autres simulations (graphique 10), on peut penser qu'au total, les variations positives de niveau de vie ne permettent pas d'expliquer les différences globales, entre simulations, constatées précédemment au graphique 6 et ce, d'autant plus que pour toutes les autres simulations les variations positives sont assez proches (d'environ un peu moins de 1.100 francs, à environ un peu plus de 1.200 francs par unité de consommation). Les différences proviennent donc plutôt des pertes de niveau de vie (graphique 12). En effet, nous avons souligné qu'avec les simulations 21 et 41, les pertes de niveau de vie des enfants étaient moins prononcées que dans le cas des simulations 31 et 51 (dans ces deux derniers cas, il y avait une sorte d'égalisation des pertes de niveau de vie entre enfants et parents non gardiens). On retrouve exactement ce constat au graphique 12.

Concernant les parents non gardiens, les résultats sont beaucoup plus contrastés selon les différentes simulations. Alors que la moitié des parents non gardiens connaissent réellement une hausse de niveau de vie comparativement à leur situation avant divorce (et presque autant selon la simulation 51), aucun n'en connaissent si l'on applique les logiques n° 1 et n° 2 (maintien du niveau de vie de l'enfant et, égalisation des niveaux de vie « enfants » et « parents non gardiens »). Pour les simulations 31 et 41, les proportions de parents non gardiens connaissant une hausse de niveau de vie sont respectivement de 29% et 17% (graphique 9).

Nous avons constaté qu'en moyenne les parents non gardiens arrivaient à maintenir leur niveau de vie dans le cas des simulations 51 et 60, tout comme dans la situation réelle. On s'aperçoit ici que cette constance du niveau de vie résulte en fait de variations très contrastées : dans environ un cas sur deux, les parents gardiens connaissent, en moyenne, une perte de 2.500 à 3.000 francs par unité de consommation et, également dans environ un cas sur deux, ils connaissent une croissance du niveau de vie, en moyenne, du même ordre de grandeur (cf. graphiques 9, 11 et 13). Les gains compensent les pertes et ceci explique donc le constat d'un maintien, en moyenne, du niveau de vie des parents non gardiens dans ces deux simulations et dans la situation réelle.

En revanche, dans le cas des simulations 11 et 21, toute la variation des niveaux de vie s'explique par des pertes puisque aucun parent non gardien ne connaît d'accroissement de son niveau de vie lorsque le barème se donne pour objectif, soit de garantir le niveau de vie de l'enfant (11), soit d'égaliser le niveau de vie de l'enfant à celui du parent non gardien (21). La différence entre ces deux simulations vient de l'ampleur de ces pertes de niveau de vie : elles sont considérables dans le cas de la simulation 11 et plus modérées avec la simulation 21 (graphique 13). La perte est moins forte dans ce dernier cas car égaliser les niveaux de vie fait reporter une partie des pertes sur l'enfant, alors qu'avec la logique n° 1 toute la perte est supportée par le parent non gardien. On notera, de plus, que la variante avec « reste à vivre » permet aux 2% des parents non gardiens les plus pauvres de connaître en moyenne une légère augmentation de leur niveau de vie comparativement à leur niveau de vie avant divorce (+ 600 francs, cf. graphique 11).

Comment se fait-il qu'en appliquant une logique consistant à maintenir la contribution « avant divorce » du parent non gardien (logique n° 3), ce dernier accède à un niveau de vie supérieur à celui de l'enfant ? Cela provient principalement du fait qu'une proportion plus importante de parents non gardiens connaît une hausse de niveau de vie (cf. graphiques 9 et 8) et que cette hausse est plus importante pour les parents non gardiens que pour les enfants (cf. graphiques 11 et 10). Du point de vue des pertes, la différence « enfants / parents non gardiens » est moins flagrante : certes les parents non gardiens sont

proportionnellement moins nombreux à connaître une perte de niveau de vie, mais la perte est, en moyenne, un peu plus élevée que pour les enfants.

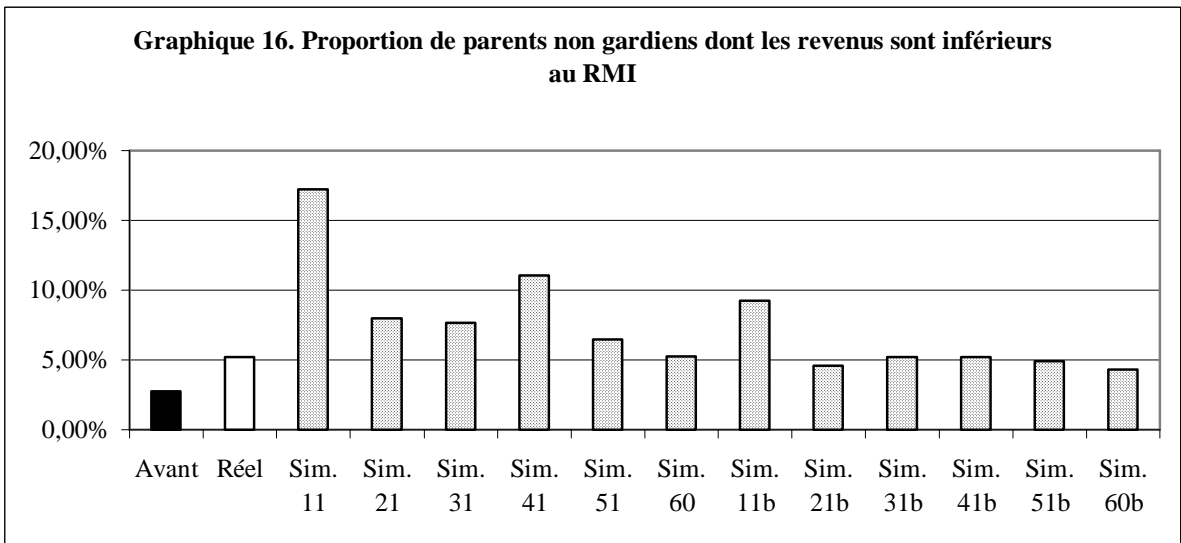
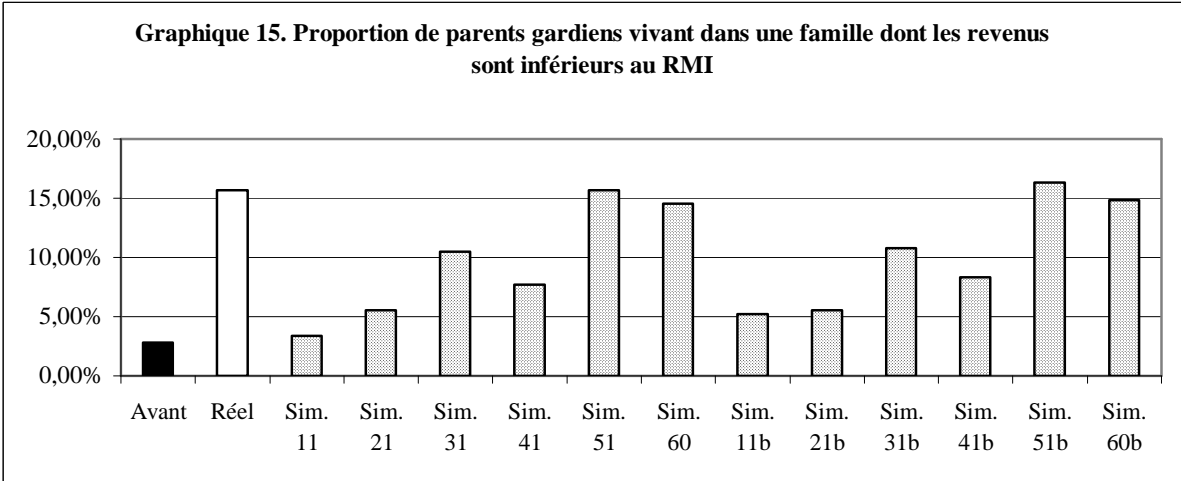
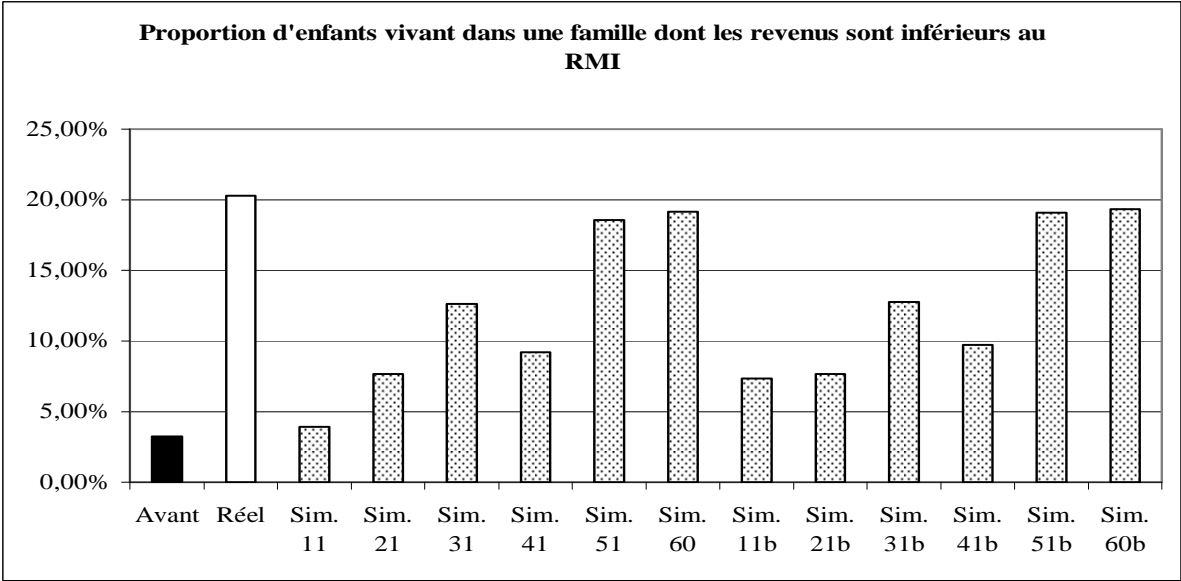
A contrario, si la simulation 41 aboutit à une quasi égalité des pertes de niveaux de vie entre parents non gardiens et enfants, cela provient du fait que les premiers, d'un côté, connaissent un peu plus souvent une croissance de niveau de vie en moyenne un peu supérieure que les seconds, mais qu'à l'inverse, de l'autre côté, si les parents non gardiens connaissent un peu moins souvent une perte de niveau de vie, cette dernière est en revanche nettement supérieure à celle des enfants.

3.3. L'impact des six logiques de barèmes sur le bas de la distribution des revenus

Evaluer l'efficacité des pensions alimentaires en se focalisant sur le bas de la distribution des revenus est une optique qui s'inscrit naturellement, et notamment, dans le débat sur le lien entre solidarité privée et solidarité publique. Bien que décidée par la collectivité, que le juge représente, la pension alimentaire constitue une forme de transfert privé. Les transferts publics, susceptibles d'être octroyés spécifiquement aux parents isolés à la suite d'un divorce, sont, soit des transferts sous condition de ressources qui garantissent un revenu minimum (API et RMI) et donc qui viennent en complément de la pension alimentaire, soit des transferts qui, faute de pension alimentaire, viennent s'y substituer (ASF). Schématiquement, dans le premier cas, le transfert public pourvoirait à une insuffisance du montant de la pension et, dans le second cas, il remplacerait la pension dans les situations où le débiteur fait défaut. Nous n'envisageons pas le second cas dans notre analyse par simulations puisque nous supposons que les montants simulés sont effectivement versés. En revanche, notre approche devrait permettre d'éclairer la question de l'éventuelle insuffisance des montants de pensions alimentaires dans une perspective de garantie d'un revenu minimum aux enfants de parents divorcés. Pour autant, constater que des montants de pension alimentaire sont insuffisants pour garantir un niveau de vie minimum à des enfants ne veut pas dire que systématiquement la décision de fixation d'un montant bas de pension est inadéquate. En effet, cette décision peut tout simplement provenir du fait que le parent débiteur a lui-même des ressources faibles. Dans cette perspective, nos variantes avec garantie d'un « reste à vivre » pour le parent non gardien prennent tout leur sens.

Pour mener cette analyse, nous avons simplement calculé la proportion d'individus vivant dans des familles dont les revenus sont inférieurs au RMI. Avant divorce, 3% des individus avaient un revenu inférieur au RMI¹⁵². Après divorce, compte tenu des pensions alimentaires réelles octroyées, 20% des enfants vivent dans une famille avec des revenus inférieurs au RMI, contre 5% des parents non gardiens et 15% des parents gardiens. La différence entre la proportion d'enfants et la proportion de parents gardiens s'explique par l'effet de structure lié à la taille de la fratrie, elle signifie donc, ici, que les familles nombreuses sont surreprésentées parmi les familles les plus pauvres. Appliquer les barèmes issus des logiques n° 5 et n° 6, aboutirait, grosso modo, aux mêmes proportions. L'introduction d'une clause de « reste à vivre » pour les parents non gardiens est-elle, dans ces simulations, susceptible de modifier ce résultat ? Pour les parents non gardiens l'impact est notable, mais modéré, dans le cas de la simulation 51, puisque la proportion de parents non gardiens ayant des revenus, nets de PA, inférieurs au RMI passe, grâce à cette clause, de 7% à 5% (graphique 16).

¹⁵² Rappelons que la mesure du revenu que nous utilisons exclut les prestations familiales sous condition de revenus, dont le RMI justement, mais aussi les allocations logement et toutes les autres prestations familiales à l'exception des Allocations familiales.



Quant aux enfants ou aux parents gardiens, la clause de « reste à vivre » ne change pas les proportions d'individus vivant avec un revenu inférieur au seuil du RMI (graphiques 14 et 15). Deux explications peuvent être apportées à ce constat. Soit, premièrement, dans ces deux simulations, la clause de « reste à vivre » ne concerne pas des parents non gardiens dont les enfants ont des ressources proches du seuil du RMI. Dans ce cas, la baisse du montant de la pension alimentaire occasionnée par la clause de « reste à vivre » touche essentiellement des enfants dont les revenus du parent gardien sont suffisants (au sens de supérieurs au RMI) même en l'absence de la PA. Soit, deuxième explication, la clause de « reste à vivre » touche des enfants qui, en l'absence de cette clause, ont déjà des revenus sous le seuil du RMI : réduire la pension pour assurer un revenu minimum au parent non gardien appauvrit, dans ce cas, la situation déjà critique de ces enfants, mais ne modifie pas la proportion d'enfants à bas revenus.

Comparativement à ces deux premières simulations et à la situation réelle, les résultats issus des autres simulations révèlent une plus grande efficacité de ces barèmes : les proportions d'enfants vivant dans une famille avec de faibles revenus (inférieurs au RMI) sont en effet plus limitées (4%, 7%, 9% et 12% pour, respectivement, les simulations 11, 21, 41 et 31, contre 19% avec la simulation 60 et 17% avec la simulation 51, cf. graphique 14). Si le barème 11 permet de contenir la proportion d'enfants à faibles revenus à un niveau presque identique à celui observé avant divorce, c'est au prix d'un fort appauvrissement des parents non gardiens (la proportion de parents non gardiens avec un revenu inférieur au RMI passe de 3% avant divorce à 17% après versement d'une pension calculée selon la logique n° 1). L'application de la condition de « reste à vivre » permet cependant de garantir à près de la moitié de ces 17% de parents non gardiens un revenu égal au RMI (graphique 16). Mais cette garantie a pour contrepartie que le nombre d'enfants avec des revenus inférieurs au RMI s'accroît (la proportion passe de 4% à 7%, cf. graphique 14).

Comme dans les précédentes analyses, les barèmes 21, 31 et 41 illustrent des situations intermédiaires entre les deux extrêmes qui constituent les simulations 60 et 11. Les logiques n° 2 et n° 4 (respectivement, égalisation des niveaux de vie entre enfants et parents gardiens et, partage du coût de l'enfant calculé sur la base des revenus du couple avec prise en compte de la monoparentalité) aboutissent à ce que la proportion d'enfants à bas revenus (inférieurs au RMI) est identique à celle calculée pour les parents non gardiens. La simulation 31 (logique de maintien de la contribution du parent non gardien) est moins efficace pour les enfants (la proportion d'enfants à bas revenus est égale à 12%, contre 8% dans le cas de la simulation 21 et près de 10% dans le cas de la simulation 41).

Pour ces trois simulations (21, 31 et 41), l'impact de la clause de « reste à vivre » est négligeable pour les enfants, du moins au regard de la proportion d'enfants à bas revenus. L'impact est en revanche plus notable pour les parents non gardiens (la proportion de parents non gardiens avec des revenus inférieurs au RMI baisse de 2 à 7 points selon la simulation retenue, cf. graphique 16). Appliquer cette clause dans nos différentes simulations, exception faite de la simulation 11, revient à préserver le revenu des parents non gardien de façon analogue à ce que nous pouvons observer pour la situation réelle : dans tous les cas, seul 5% des parents non gardiens ont un revenu net de PA inférieur au RMI.

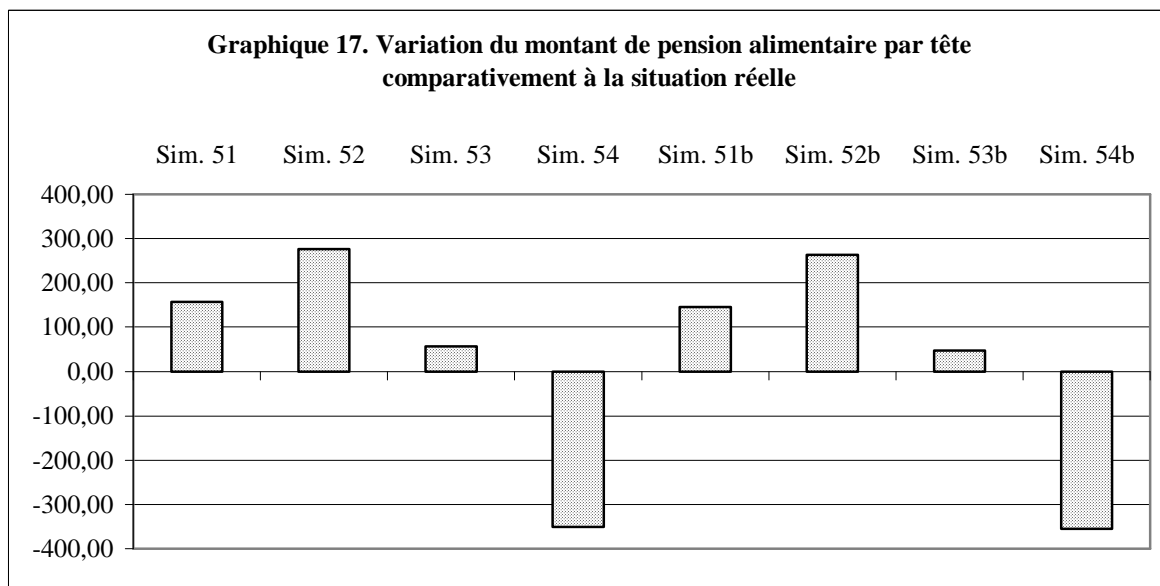
En conclusion, il convient de souligner que si un enfant sur cinq vit dans une famille à bas revenu une fois la pension alimentaire réelle perçue, plusieurs de nos simulations montrent qu'il est possible de réduire sensiblement cette proportion et ce, sans véritablement mettre en péril la situation des parents non gardiens. En effet, avec une clause de « reste à vivre » pour le parent gardien, clause qui ne modifie pas sensiblement la proportion d'enfants à bas revenus, seulement environ 5% des parents non gardiens auraient un revenu inférieur au RMI. Or, ce pourcentage est égal à celui observé dans la situation réelle. Il est donc possible de maintenir le taux de parents non gardiens ayant des bas revenus tout en diminuant sensiblement la proportion d'enfants vivant, eux aussi, dans une famille à bas revenus.

§ 4. Une analyse comparative des variantes, à logique donnée, du point de vue de l'efficacité

Après avoir comparé nos six logiques de barèmes, nous abordons la seconde approche comparative, approche qui consiste à analyser nos indicateurs de mesure d'efficacité selon différentes variantes. Ces variantes se distinguent du point de vue du coût relatif de l'enfant. Rappelons que, pour la première variante, le coût relatif est déduit de l'échelle d'équivalence générale de l'Insee (simulation 51), pour la deuxième variante ce coût relatif est majoré de 25% pour les enfants âgés de moins de 14 ans (simulation 52), pour la troisième variante nous faisons varier le coût relatif selon l'âge de l'enfant (simulation 53) et, enfin, pour la dernière variante, le coût relatif varie selon le niveau de revenu (simulation 54). Nous avons souligné *supra*, à propos des indicateurs d'équité, que, globalement c'est-à-dire en moyenne, ces quatre variantes se distinguaient par un coût relatif moyen (calculé sur l'échantillon) qui décroît lorsque l'on passe de la variante n° 2, à la variante n° 1, puis n° 3 et n° 4. Ces différences d'évaluation du coût de l'enfant modifient-elles l'efficacité des barèmes ? C'est la question à laquelle nous tentons de répondre en analysant plus spécifiquement une seule des six logiques simulées. Il s'agit de la logique n° 5 qui, rappelons le, repose sur l'idée d'un partage, à proportion des ressources des deux parents, du coût réel de l'enfant « après divorce », c'est-à-dire la dépense qui serait effectivement engagée pour l'enfant par le parent gardien compte tenu de ses propres ressources et de la PA versée par le parent non gardien. Dans l'expression ci-dessous, qui formalise cette logique n° 5, c'est donc le premier terme qui varie selon les différentes variantes, puisque le coût relatif est UCe.

$$PA = \left[\frac{UCe}{(UCe + 1)} \cdot (Rg + PA) \right] \cdot \frac{Rng}{(Rng + Rg)}$$

En termes de montant de pension alimentaire par tête, l'incidence du choix pour tel ou tel coût relatif de l'enfant n'est pas considérable.



Comme le montre le graphique n° 17, en moyenne, la variation de ce montant par rapport au montant réel va de 57 francs selon le barème 53 à 276 francs pour le barème 52 (et -351 francs pour le barème 54). Assez logiquement, plus le coût relatif moyen de l'enfant est élevé, plus le montant de la pension l'est aussi et donc, plus la différence avec le montant de la pension réelle s'accroît¹⁵³. De la même manière, plus le coût relatif moyen de l'enfant est élevé, plus la proportion d'enfants connaissant un accroissement de montant de pension alimentaire par tête est élevée (cette proportion est, respectivement pour les variantes n° 4, n° 3, n° 1 et n° 2, égale à 29%, 60%, 46% et 72%). Enfin, plus le coût relatif moyen de l'enfant croît, plus, pour les enfants vivant dans une famille connaissant une diminution de pension, la perte de pension alimentaire (comparativement à la situation réelle) en moyenne décroît et, plus, pour les enfants vivant dans une famille connaissant une hausse de pension, le gain de pension alimentaire en moyenne croît (cf. tableau ci-dessous).

Simulations	Variation moyenne de pension alimentaire par tête (en francs par mois) des enfants vivant dans une famille dont la somme de pensions décroît comparativement à la situation réelle	Variation moyenne de pension alimentaire par tête (en francs par mois) des enfants vivant dans une famille dont la somme de pensions croît comparativement à la situation réelle
Simulation 52	-473	+568
Simulation 51	-489	+512
Simulation 53	-507	+438
Simulation 54	-638	+347
Simulation 52b	-483	+557
Simulation 51b	-497	+501
Simulation 53b	-512	+429
Simulation 54b	-640	+342

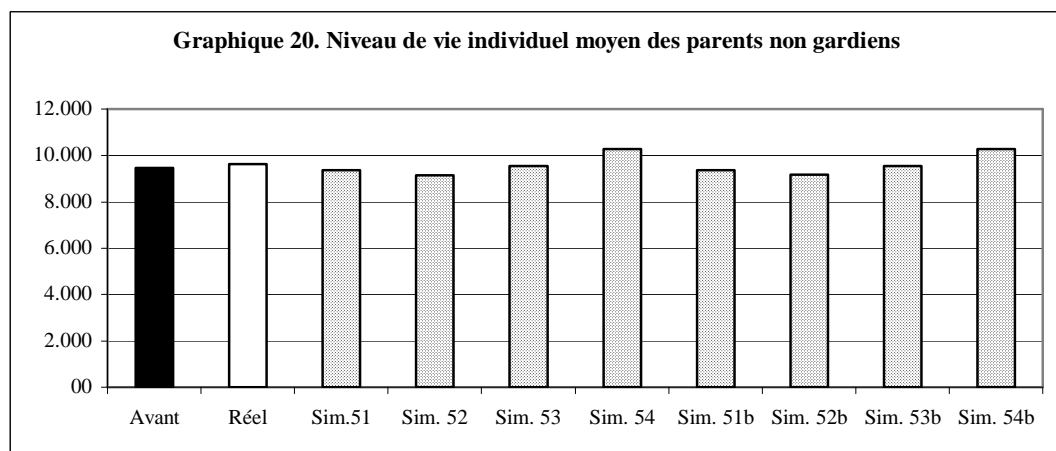
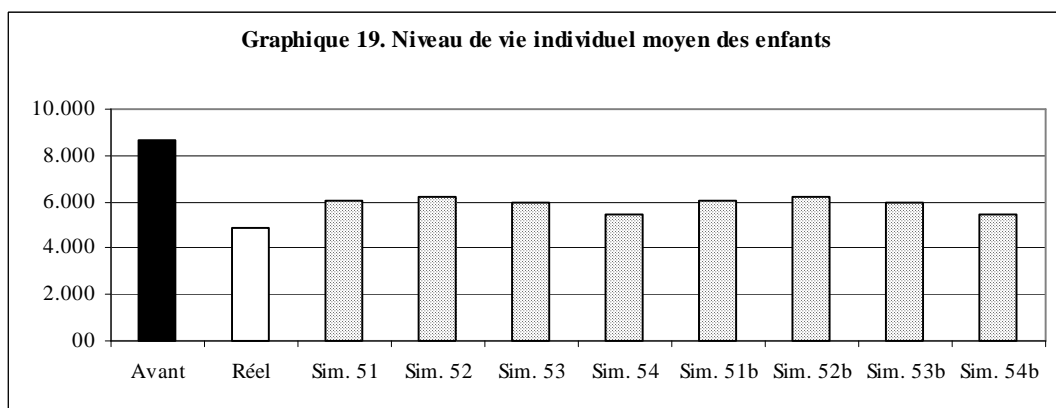
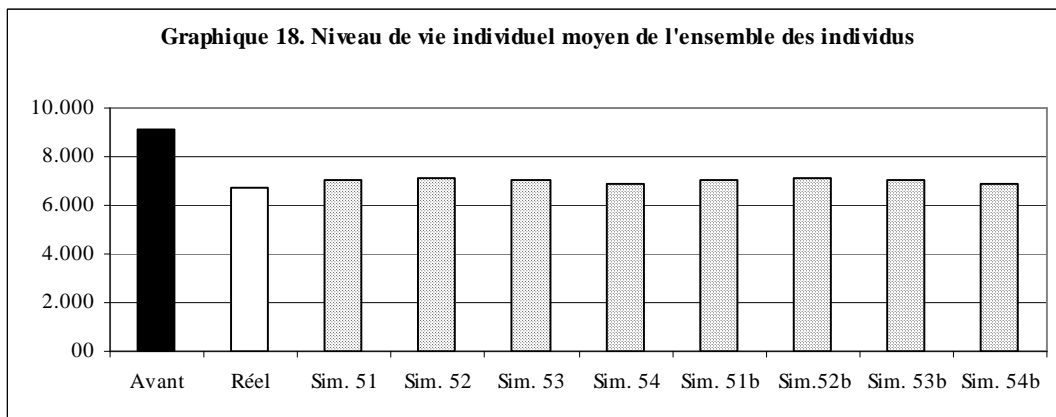
4.1. L'impact, sur les niveaux de vie, des quatre variantes du barème construit selon la logique d'un partage, à proportion des revenus, du coût réel de l'enfant (logique n°5)

Pour mener une analyse comparative des quatre variantes en termes de niveau de vie, l'une des difficultés vient du fait que l'indicateur utilisé (le niveau de vie) n'est pas indépendant du paramètre qui fait l'objet de l'analyse, à savoir le coût relatif de l'enfant. En d'autres termes, le coût relatif de l'enfant sert à la fois à calculer la pension alimentaire et le niveau de vie. Il serait alors incorrect d'évaluer l'incidence de la modification du montant de la pension alimentaire due aux différentes options retenues pour évaluer le coût de l'enfant à l'aide d'un indicateur (le niveau de vie) qui lui-même changerait d'une variante à l'autre. Procéder ainsi nous priverait en effet de l'élément de référence indispensable à la comparaison puisque, alors, l'impact mesuré combinerait l'effet de la pension alimentaire et l'effet attribuable à la modification de l'instrument d'évaluation de l'efficacité. Aussi, nous avons opté pour une mesure du niveau de vie en gardant inchangée l'échelle d'équivalence servant à mesurer ce dernier. En l'occurrence, l'échelle d'équivalence générale de l'Insee est retenue.

Compte tenu de ce choix méthodologique, on peut tout d'abord dire que les quatre variantes appliquées à la logique n° 5 ne modifient pas sensiblement le niveau de vie calculé sur l'ensemble des individus (graphique 18) ; ceci n'est pas vraiment étonnant dans la mesure où nous venons de souligner le

¹⁵³ La prise en compte de la clause de « reste à vivre » est pratiquement sans incidence sur ces résultats.

fait que d'une variante à l'autre le montant de la pension varie peu. Cette faible incidence est également observée au niveau des enfants (graphique 19) : la différence de niveau de vie individuel moyen entre la simulation 52 et la simulation n° 54 est de 750 francs par unité de consommation. Pour les parents non gardiens, cette différence est d'un ampleur un peu supérieure (-1.130 francs par unité de consommation, cf. graphique 20), mais est de signe opposé puisque lorsque le barème est moins généreux (simulation 54) le niveau de vie de l'enfant est plus faible et, mécaniquement, le niveau de vie du parent non gardien est plus élevé.



Arrivé à ce stade de l'analyse comparative de l'incidence, sur le niveau de vie, du barème correspondant à la logique n° 5 suivant les quatre variantes, il n'est pas nécessaire, nous semble-t-il, de pousser plus loin nos investigations statistiques comme nous l'avons fait pour la comparaison des six logiques car, le lecteur l'aura compris, nous sommes face à un effet assez mécanique. En effet, plus le coût relatif moyen de l'enfant est faible¹⁵⁴, plus la pension alimentaire est faible et donc, comparativement à la situation réelle, plus faible est la variation moyenne du niveau de vie des enfants, plus faible est la proportion d'enfants connaissant une hausse de niveau de vie, plus faible est la hausse moyenne du niveau de vie des enfants dont le niveau de vie croît et, plus forte est la perte moyenne des enfants dont le niveau de vie décroît (les graphiques illustrant ce propos sont présentés en annexe n° 17)¹⁵⁵.

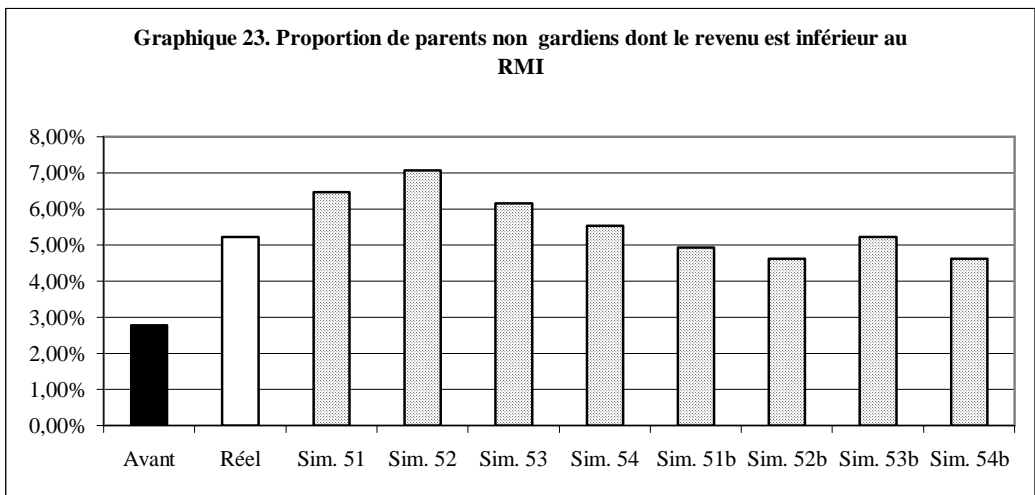
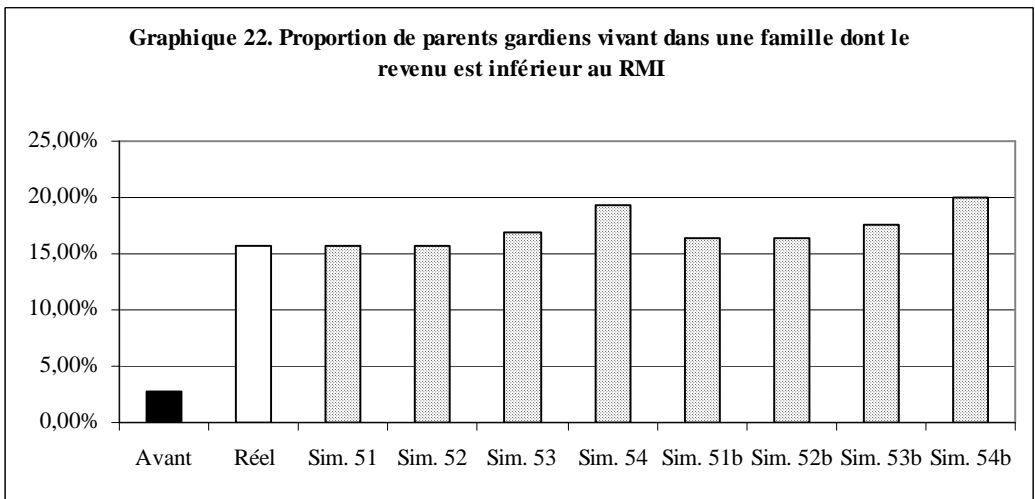
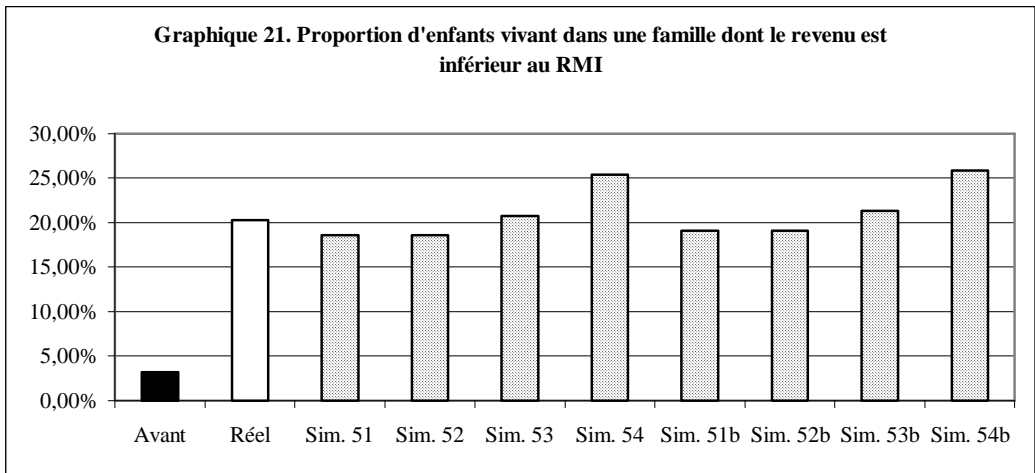
4.2. L'impact, sur les bas revenus, des quatre variantes du barème n°5

Du point de vue de la comparaison des quatre variantes, on trouve à nouveau, à propos des bas revenus cette fois-ci, un effet mécanique lié au degré de générosité des pensions alimentaires associé au niveau du coût relatif de l'enfant. Selon la simulation calculant les plus faibles pensions (simulation 54), la proportion d'enfants vivant dans une famille dont le revenu est inférieur au RMI est de 25% (soit 5 points de plus que dans la situation réelle) et, selon la simulation la plus généreuse en termes de pensions alimentaires (simulation 52), cette proportion est de 18% (soit 2 points de moins comparativement à la situation réelle), cf. graphique 21.

Les résultats sont relativement similaires en ce qui concerne les parents gardiens, si ce n'est, d'une part, que les proportions sont un peu plus faibles (cf. l'effet de structure due à la taille de la fratrie et le fait que les familles nombreuses se situent proportionnellement plus souvent dans le bas de la distribution des revenus) et, d'autre part, que les deux simulations les plus généreuses (simulations 51 et 52) ne permettent pas aux parents gardiens d'être proportionnellement moins souvent sous le seuil du RMI que dans la situation réelle (ce qui en revanche est le cas pour les enfants).

¹⁵⁴ Rappelons que, dans l'échantillon, le coût relatif moyen de l'enfant est égal à 0,43 avec la variante n° 2 (échelle d'équivalence de l'Insee avec majoration du coût de l'enfant âgé de moins de 14 ans), 0,40 avec la variante n° 1 (échelle d'équivalence générale de l'Insee), 0,34 avec la variante n° 3 (coût relatif de l'enfant variant avec son âge) et 0,23 avec la variante n° 4 (coût relatif de l'enfant variant avec le revenu).

¹⁵⁵ Le raisonnement inverse peut naturellement être tenu à propos des parents non gardiens : plus le coût relatif moyen de l'enfant est faible (exemple : simulation 54), plus la pension alimentaire est faible et donc, comparativement à la situation réelle, plus élevée est la variation moyenne du niveau de vie des parents non gardiens, plus forte est la proportion de parents non gardiens connaissant une hausse de niveau de vie, plus forte est la hausse moyenne du niveau de vie des parents non gardiens dont le niveau de vie croît et, plus faible est la perte moyenne des parents non gardiens dont le niveau de vie décroît.



Quant aux parents non gardiens, s'ils sont moins souvent sous le seuil du RMI que les enfants et les parents gardiens, en revanche l'effet mécanique lié au coût relatif moyen joue dans le sens inverse : plus la pension alimentaire est généreuse, plus la proportion de parents non gardiens ayant des revenus inférieurs au RMI est élevée (avec la simulation 54 cette proportion est de l'ordre de 5,5%, avec la simulation 52, elle est de l'ordre de 7%). Enfin, si la clause de « reste à vivre » n'a aucune, ou presque aucune, incidence sur la proportion d'enfants et de parents gardiens à bas revenus (cette proportion croît de un demi point de pourcentage du fait de l'application de la clause), en revanche, elle est plus déterminante pour le parent non gardien, et son impact est relativement plus important à mesure que, en moyenne, la simulation calcule une pension alimentaire plus élevée. Avec la simulation 52, la proportion de parents non gardiens ayant un revenu inférieur au seuil de RMI passe de 7% à 4,5% (soit 2,5 points en moins) du fait de l'application de la clause de « reste à vivre » ; avec la simulation 54, cette proportion passe de 5,5% à 4,7% (soit seulement 0,8 points de moins).

Conclusion du chapitre 2

Dans ce dernier chapitre, notre recherche avait pour objectif de mettre en œuvre, dans une perspective exploratoire, des simulations de barèmes de pensions alimentaires pour enfants de parents divorcés. Pour ce faire, nous nous sommes appuyés sur six grandes logiques pouvant être avancées pour justifier la structure générale des barèmes en question. Ces six logiques sont :

- 1. maintenir le niveau de vie de l'enfant
- 2. assurer l'égalité de niveau de vie entre l'enfant et le parent non gardien
- 3. maintenir le niveau de contribution, à l'entretien de l'enfant, du parent non gardien et ce, à proportion de ses ressources
- 4. faire contribuer le parent non gardien à l'entretien de l'enfant et ce, proportionnellement aux ressources du parent non gardien et de manière à faire contribuer ce dernier à l'accroissement du coût de l'enfant dû à la monoparentalité
- 5. partager entre parent gardien et parent non gardien, à proportion de leurs ressources respectives, le coût réel « après divorce » de l'enfant
- 6. systématiser dans un barème explicite le barème implicite mis en lumière à partir des données recueillies auprès du tribunal de Mulhouse.

Comme les cinq premières logiques nécessitent, explicitement ou implicitement, de déterminer le coût de l'enfant, nous les avons déclinées selon quatre variantes, variantes qui diffèrent donc en ce qui concerne ce coût. Ces quatre variantes sont :

- 1. barèmes avec un coût de l'enfant tel qu'il ressort de l'échelle d'équivalence générale de l'Insee
- 2. barèmes avec un coût de l'enfant tel qu'il ressort de cette même échelle d'équivalence mais en majorant ce coût de 25%
- 3. barèmes avec un coût de l'enfant qui varie selon son âge
- 4. barèmes avec un coût de l'enfant qui varie selon le niveau de revenus.

Enfin, nous avons ajouté deux options consistant à prendre ou non en compte une condition de « reste à vivre » pour le parent débiteur de la pension alimentaire.

La combinaison de ces trois dimensions (logiques, variantes, options) nous a amené à effectuer 42 simulations. A ces 42 simulations s'ajoutent la situation réelle avant le divorce et la situation réelle après le divorce, telles qu'elles peuvent être observées à partir de notre base de données. De manière à comparer ces 44 situations (réelles ou simulées), nous avons construit 21 indicateurs de résultat, les vingt premiers

ayant pour objectif d'analyser l'efficacité des pensions alimentaires simulées et le dernier indicateur se rapportant à l'équité entre ex-conjoints. Devant l'avalanche de données issues de cet exercice, nous avons limité notre commentaire à la comparaison de 20 des 44 situations. En tirer des conclusions très synthétiques représente un objectif délicat. Nous nous y essayons cependant ci-dessous avant de souligner les limites de notre travail et de dresser quelques pistes pour des développements futurs.

Du point de vue de l'équité entre ex-conjoints (entre parent gardien et parent non gardien d'une même famille), si l'on retient la définition de l'équité qui a été la nôtre, c'est-à-dire l'égalité entre la capacité contributive relative et la part que représente la pension alimentaire dans le coût réel de l'enfant (des enfants) après divorce, nous avons pu montrer, en comparant les quatre variantes, que l'équité dépendait directement du coût relatif moyen de l'enfant. Plus le coût relatif retenu comme base de calcul du barème est, en moyenne, faible, plus le barème est inéquitable et ce, parce que les pensions alimentaires simulées sont excessives au sens où elles financent une proportion du coût réel de l'enfant supérieure à la capacité contributive relative du parent non gardien. En ce qui concerne la comparaison des six logiques, nous avons montré que le barème relevant de la logique n° 5 impliquait, par construction, une équité parfaite. L'équité parfaite suppose en effet que, comme c'est le cas avec la logique n° 5, d'une part, le calcul de la pension ait pour base le coût de l'enfant « après divorce » et, d'autre part, que le partage se fasse en proportion des revenus respectifs des deux ex-conjoints. Ensuite, nous avons montré que, en appliquant un barème explicitant le barème implicite observé sur la base des données du tribunal de Mulhouse, nous aboutissons à un degré d'iniquité plus faible qu'avec toutes les autres simulations (simulation selon la logique n° 5 exclue) et même plus faible que ce que révèle l'analyse des pensions alimentaires réellement octroyées. Enfin, nous avons montré que, lorsque le barème inclut une règle de contribution proportionnelle aux ressources respectives des parents (logique n° 3 et logique n°4), l'iniquité est moins forte que lorsqu'une telle règle est absente du barème (logique n° 1 et logique n° 2).

Du point de vue de l'option consistant à tenir ou non compte d'une clause de « reste à vivre » pour le parent débiteur de la pension alimentaire, nous avons tout d'abord remarqué que cette clause n'avait généralement pas beaucoup d'incidence, tant sur les montants moyens de pensions alimentaires que sur les niveaux de vie moyens (ni d'ailleurs sur le degré d'équité). Mais, bien évidemment, l'analyse de cette option est plus pertinente lorsqu'elle porte sur le bas de la distribution des revenus que lorsqu'elle appréhende l'ensemble de la distribution. En retenant comme indicateur la proportion d'individus vivant dans une famille dont le revenu est inférieur au seuil du RMI (notion de taux de pauvreté), nous avons alors pu dégager les conclusions suivantes. L'application de la clause de « reste à vivre » ne modifie pas (ou très faiblement) le taux de pauvreté des enfants et des parents gardiens¹⁵⁶. En revanche, elle peut réduire considérablement le taux de pauvreté des parents non gardiens (par exemple, selon la logique n° 1 et la variante n° 1, la clause de « reste à vivre » réduit le taux de pauvreté des parents non gardiens de presque moitié). Donc, ce que nos travaux montrent, c'est qu'en appliquant, dans les différents barèmes simulés, une condition de « reste à vivre », il est possible de réduire sensiblement le taux de pauvreté des parents non gardiens et ce, sans véritablement mettre en péril la situation (au sens de ne pas accroître sensiblement le taux de pauvreté) des familles de parents gardiens et donc des enfants. Enfin, si par ailleurs la garantie d'un revenu minimum pour les parents non gardiens contribuait à accroître l'effectivité et la régularité du versement des pensions alimentaires (ce qui reste à démontrer), une telle clause de « reste à vivre » ne pourrait être que vivement recommandée.

Enfin, **du point de vue de l'efficacité**, la comparaison des quatre variantes aboutit à une conclusion assez semblable à celle évoquée à propos de l'équité : l'efficacité des différents barèmes simulés dépend du niveau du coût relatif moyen de l'enfant. Plus ce coût est faible, plus les pensions alimentaires sont, en moyenne, faibles et donc, plus faible est le niveau de vie moyen des enfants. Et, comme toutes nos

¹⁵⁶ Elle modifie probablement l'intensité de la pauvreté (au sens de l'écart entre le seuil du RMI et le revenu) des enfants ou parents gardiens pauvres ; mais nous n'avons pas développé cet indicateur dans la présente recherche.

simulations sont, en moyenne, plus généreuses comparativement à la situation réelle, plus le coût relatif moyen est faible, plus faible est la proportion d'enfants qui connaîtrait une hausse de niveau de vie si ces barèmes simulés étaient réellement appliqués (et plus faible serait leur hausse moyenne du niveau de vie comparativement à la situation réelle). Le raisonnement inverse peut être tenu pour le parent non gardien : plus faible est le coût relatif moyen de l'enfant, plus élevé est le niveau de vie moyen des parents non gardiens, etc. Les conclusions que nous pouvons tirer de la comparaison des six logiques sont plus difficiles à dégager. Nous pouvons cependant distinguer trois cas.

Premièrement, la simulation relevant de la logique consistant à maintenir le niveau de vie de l'enfant (logique n° 1) constitue un cas extrême. En effet, si elle aboutit à la meilleure solution en termes de niveau de vie global de la population (du fait de montants de pensions alimentaires en moyenne très élevés et donc d'une forte redistribution des revenus des parents non gardiens vers les parents gardiens et les enfants), en revanche, elle implique des pertes de niveau de vie (comparativement à la situation avant divorce) considérables pour les parents non gardiens (de l'ordre de 50% en moyenne). Une telle perte de niveau de vie pour les parents débiteurs d'aliment hypothèque donc sérieusement cette logique. L'idée selon laquelle le divorce, parce qu'il constitue, pour l'enfant, un préjudice totalement subi (au sens où l'enfant n'aurait aucune prise sur la décision de divorce, ce qui, d'ailleurs, peut se discuter), devrait donner lieu à une indemnisation, sous forme d'une pension alimentaire pour l'enfant, couvrant la totalité du préjudice (au sens de la perte de niveau de vie), apparaît donc comme une idée peu crédible du point de vue de son application concrète.

Deuxièmement, à l'opposé de cette logique qui simule des pensions alimentaires très généreuses pour les enfants, se trouvent les simulations correspondant aux logiques n° 5 et n° 6 (respectivement, le partage du coût réel de l'enfant à proportion des ressources des parents et, l'explicitation du barème implicite observé au tribunal de Mulhouse). Ces deux logiques ont en commun de donner des résultats en moyenne très proches de la situation réelle. Elles partagent également la caractéristique d'être, comparativement aux autres simulations, les moins efficaces du point de vue global (niveau de vie moyen de l'ensemble des individus) comme du point de vue plus spécifique des bas revenus (proportion d'enfants vivant dans une famille ayant des revenus inférieurs au seuil du RMI). S'il fallait opter pour l'une de ces deux logiques, ce serait assurément la logique n° 6 qu'il faudrait retenir. En effet, nous avons montré que la logique n° 5 avait comme principal défaut de faire dépendre le montant de la pension alimentaire essentiellement du niveau des ressources du parent gardien (les ressources du parent non gardien n'intervenant que dans le calcul de sa capacité contributive relative). Cette caractéristique a pour conséquence paradoxale que, quelles que soient les ressources du parent non gardien, plus les revenus du parent gardien sont faibles, plus la pension alimentaire est faible, alors qu'a priori on imaginerait plutôt qu'un parent gardien privé de ressources personnelles devrait être plus massivement aidé, par son ex-conjoint, pour pouvoir survenir aux besoins de l'enfant. L'application stricte de l'idée d'un partage, à proportion des ressources respectives des parents, du coût réel de l'enfant apparaît donc plutôt peu pertinente, du moins pour les cas où le parent gardien a très peu de revenus. Pour pallier le défaut de cette logique, l'alternative qui pourrait être envisagée, mais qui n'a pas été testée dans la présente recherche, serait d'ajouter une clause de garantie de revenu minimum pour la famille du parent gardien ; cette clause serait donc le pendant de la clause de « reste à vivre » du parent non gardien (clauses qui, dans certains cas, pourraient être cependant incompatibles entre elles). La simulation selon la logique n° 6 n'ayant pas ce défaut, elle reçoit donc notre préférence. Mais pourquoi appliquer ce barème qui, parce qu'il est issu d'une estimation d'assez bonne qualité menée à partir des données réelles, aboutit grosso modo aux mêmes résultats que ceux observés pour la situation réelle¹⁵⁷, c'est-à-dire aux résultats découlant de la pratique, sans barème, des juges ? Un premier avantage a déjà été souligné *supra* : recourir à ce barème

¹⁵⁷ Mêmes résultats *en moyenne*, mais nous avons montré que dans un cas sur deux le montant de PA par tête simulé était un peu supérieur au montant réel (300 francs en moyenne) et que dans un cas sur deux il était un peu inférieur (également 300 francs en moyenne).

améliore l'équité entre parents. Le second avantage vient du fait que l'application du barème est un peu plus efficace que la situation réelle sans barème : niveau de vie moyen de l'ensemble des individus légèrement supérieur, niveau de vie moyen des enfants plus nettement supérieur, taux de pauvreté des enfants réduit d'un point de pourcentage, taux de pauvreté des parents non gardiens réduit d'un point de pourcentage si l'on applique la clause de « reste à vivre ».

Troisièmement, entre ces deux cas polaires se trouvent les trois autres simulations. La simulation, fondée sur l'idée d'un partage égalitaire de la perte de niveau de vie entre les deux parents (logique n° 2), et la simulation recherchant à faire financer par le parent non gardien, à proportion des ses revenus, un coût de l'enfant qui tient compte de sa situation de vie dans une famille monoparentale (logique n° 4¹⁵⁸), aboutissent à des résultats, en termes de niveau de vie, très proches. La première apparaît simplement un peu plus favorable aux enfants en termes de proportion d'enfants vivant avec un revenu inférieur au RMI. La simulation correspondant à la logique n° 3 (maintien de la contribution du parent non gardien telle qu'elle était avant divorce) diffère des deux précédentes par le fait qu'elle calcule des pensions alimentaires en moyenne moins généreuses et donc qu'elle se rapproche plus de la situation réelle et des simulations selon les logiques n° 5 et n° 6 (tout en restant assez différente de ces dernières).

Après cette synthèse de conclusions, soulignons brièvement les limites de notre exercice de simulations et ce, afin d'évoquer quelques perspectives de travaux complémentaires.

Comme nous l'avons souligné en introduction de ce chapitre, notre travail de simulation a été fortement contraint par les limites de la base de données que nous avons utilisée. Premièrement, cette base de données est de taille insuffisante (399 familles) pour mener à bien des analyses désagrégées ou particulières. Deuxièmement, certaines informations collectées sont de qualité insuffisante pour être mobilisées dans les programmes de simulation (les prestations familiales et les charges notamment). Avec une base de données de taille plus importante (par exemple, de l'ordre de deux à trois milles observations) contenant des informations plus fiables, les analyses suivantes auraient, par exemple, pu être menées. Nous aurions pu simuler des barèmes qui tiennent compte des charges spécifiques des enfants, comme le prévoient certains barèmes étrangers. Nous aurions pu également tester des barèmes intégrant des calculs spécifiques aux situations de résidence alternée (dans notre petite base de données, tous les enfants résident à temps plein chez leur parent gardien). De même, nous aurions pu simuler des barèmes qui prennent en compte les situations particulières de cohabitation des parents (cas des parents vivant avec un nouveau conjoint). Ces trois problématiques, données à titre d'exemple, sont en effet très présentes dans le débat autour des pensions alimentaires ; malheureusement, il n'a pas été possible de les traiter à partir du matériau empirique à notre disposition.

Par ailleurs, une base de données plus grande et plus fiable nous aurait probablement permis d'améliorer notre estimation utilisée pour la simulation qui explicite le barème implicite des juges mulhousiens. A ce propos, sans attendre un éventuel accès à une base de données plus adéquate, nous envisageons de mener des travaux économétriques complémentaires pour tenter de dépasser deux limites méthodologiques que nous avons rencontrées. D'une part, pour pallier le biais d'estimation que peut induire l'existence d'un nombre important de pensions alimentaires d'un montant nul (biais qui nous a incités à effectuer systématiquement deux régressions, l'une incluant, l'autre excluant ces valeurs nulles), nous voudrions tester des régressions de type Tobit, régressions dont l'objectif est justement de tenir compte de ce type d'accumulation de valeurs nulles. D'autre part, bien que nous ayons montré que cette difficulté était probablement mineure, nous voudrions nous affranchir du biais de surestimation des variances des coefficients estimés induit par la non indépendance des observations (les enfants d'une

¹⁵⁸ Logique pour laquelle nous avons mentionné que, d'une certaine manière, elle traduirait assez bien l'esprit du droit français en matière de pensions alimentaires.

même famille partagent des caractéristiques identiques). A cette fin, le recours à des modèles multi-niveaux constituera la meilleure solution envisageable.

Enfin, toujours au titre des travaux complémentaires possibles, il serait sans doute intéressant de prolonger notre analyse des effets des différents barèmes en désagrégeant nos indicateurs de résultat. Nous songeons, en particulier, à sélectionner, parmi nos 21 indicateurs, les indicateurs les plus pertinents et à recalculer ces derniers pour des sous-groupes d'individus. Par exemple, l'analyse gagnerait peut-être à être menée selon le nombre d'enfants de la famille ou selon le quartile (ou quintile) des revenus du parent gardien et/ou non gardien. Procéder ainsi nous permettrait peut-être de mieux caractériser les effets spécifiques de telle ou telle logique de barème (par exemple, tel barème est particulièrement généreux pour les enfants situés en bas de la distribution des revenus ; la clause de « reste à vivre » touche plus particulièrement tel type de familles caractérisé par telle taille de fratrie, etc.).

Quant aux perspectives analytiques plus générales, elles vont, bien évidemment, découler des discussions, remarques et critiques que va susciter, nous l'espérons, la présente recherche. Ces perspectives devraient porter sur les trois dimensions de notre exercice de simulation : logiques, variantes et indicateurs de résultat. Au titre des logiques, il va de soi que, au-delà de nos six choix, d'autres structures de barèmes sont justifiables. Nous en évoquons d'ailleurs deux dans notre texte : la logique consistant à calculer le coût de l'enfant comme s'il vivait à mi-temps chez ses deux parents et la logique consistant à ajouter une clause de revenu minimum pour la famille du parent gardien. Au titre des indicateurs de résultat, il en va de même : d'autres indicateurs pourraient être mis en œuvre. A ce propos, nous avons évoqué, *supra*, par exemple, l'intérêt qu'il y aurait à calculer l'intensité de la pauvreté des enfants ayant un revenu inférieur au seuil du RMI et ce, pour dépasser l'indicateur de taux de pauvreté qui peut être considéré comme trop fruste. De même, dans notre analyse de l'impact de la clause de « reste à vivre » des parents gardiens, faute d'avoir développé un indicateur adéquat, nous n'avons pas pu dire explicitement pourquoi cette clause ne modifiait pas le taux de pauvreté des enfants : est-ce parce que les parents non gardiens concernés ont des enfants qui, en l'absence de la clause, sont déjà pauvres, ou est-ce parce que ces parents non gardiens ont des enfants vivant dans une famille dont le revenu est nettement supérieur au seuil du RMI ? Quant aux variantes, elles dépendent des estimations du coût de l'enfant. C'est sans doute la perspective analytique qui pose le plus de problèmes. Dans la présente recherche, nous avons essayé de mobiliser les estimations disponibles en France et, lorsque ces dernières faisaient défaut, nous nous sommes inspirés des barèmes de pensions alimentaires étrangers. Nous ne savons pas si la Statistique publique a les moyens (source de données) et la volonté de publier des estimations plus fines du coût de l'enfant (par âge, selon le niveau de revenu, selon le type de famille « en couple » *versus* « monoparentale », par région de résidence...), mais il nous semble que, si la France veut se doter d'un barème de pensions alimentaires reposant sur la notion de coût de l'enfant¹⁵⁹, la production d'estimations officielles de ce coût sera indispensable à la crédibilité de ce barème officiel.

Mais l'absence actuelle de telles estimations ne nous empêche pas de réfléchir à des perspectives de recherche portant sur l'évaluation des effets d'un barème de pensions alimentaires français. Répétons le, ce qui, à notre sens, fait le plus défaut (et donc qui devrait le plus attirer l'attention), dans ce domaine d'analyse, c'est l'absence de données. Il est en effet curieux que, avec l'accroissement continu du nombre de divorces, aucune source de données françaises ne permette d'évaluer simultanément la situation économique des deux ménages issus d'un divorce. Aucune, sauf, justement, les données collectées par les juges à l'occasion de la procédure de divorce. Mais, comme nous l'avons souligné, ces données ne sont pas collectées systématiquement et certaines données nécessaires à l'analyse ne sont pas collectées car elles sont peu utiles à la procédure¹⁶⁰. Si un barème de pensions alimentaires existait, les juges seraient

¹⁵⁹ Et non pas un barème reposant sur une notion de budget type ou un barème « au cas par cas ».

¹⁶⁰ Une autre limite de ces données tient au fait qu'elles sont essentiellement collectées au moment de la procédure du divorce. Or, la situation économique des familles issues du divorce évolue dans le temps. Par exemple, la mise en

amenés à exiger des parties la fourniture systématique de ces données et, alors, des analyses d'évaluation ex-post du barème pourraient être menées dans d'excellentes conditions. Tel est le paradoxe. La décision de l'existence d'un barème de pensions alimentaires requiert une évaluation ex-ante de ce dernier, mais une telle évaluation n'est possible que si une information systématique est collectée, et la façon la plus naturelle pour produire cette information systématique et fiable est la mise en place du barème lui-même. Faut-il pour autant se résoudre à attendre la mise en place d'un barème pour mener des évaluations ex-post ? Nous ne le pensons pas. En effet, le paradoxe que nous avons souligné milite en faveur de procédures d'expérimentation. Si certains tribunaux acceptaient, au titre de l'expérimentation, de recourir à un barème (voire à différents barèmes selon les tribunaux) pour un usage seulement indicatif à ce stade de l'expérimentation, cela permettrait de collecter à des fins d'analyse une base de données de taille suffisante et contenant une information pertinente. C'est en tout cas dans cette perspective analytique que nous aimerions nous inscrire.

couple avec un nouveau conjoint intervient généralement après la procédure de divorce. Pour analyser l'impact des pensions alimentaires, tant du point de vue de l'efficacité que de celui de l'équité, un suivi longitudinal serait alors nécessaire. A défaut d'un suivi, mettre en correspondance les données collectées au moment de la procédure du divorce avec celles que l'on pourrait collecter au moment d'une éventuelle procédure de révision de la pension alimentaire (pour cause, notamment, de changement de situation économique de l'un ou des deux ex-conjoints) serait sans doute très instructif.

CONCLUSION GENERALE

Cette conclusion générale est consacrée au rappel des principaux résultats obtenus et à quelques perspectives de travaux complémentaires et de recherche

Dans la mesure où les principaux résultats ont été soulignés au fur et à mesure dans le cours du rapport, plutôt que de les reprendre de manière linéaire, nous préférons mettre l'accent sur les enseignements que l'on peut en tirer du point de vue de l'instauration d'un barème de pensions alimentaires.

Le bilan que nous avons mené relativement aux pensions alimentaires vis-à-vis des enfants de parents divorcés, aujourd'hui, en France, semble militer en faveur de la mise en place de barèmes. En effet, nous montrons que l'efficacité des pensions alimentaires est limitée au sens où les ménages de parents gardiens (formés par les familles recomposées et les familles monoparentales avec enfant(s) de parents divorcés) sont situés au plus bas de la hiérarchie des niveaux de vie, comparativement aux autres ménages. Par ailleurs, au regard des résultats tirés de l'exploitation de nos données expérimentales, il semblerait qu'il existe effectivement des pratiques non homogènes, quoique relativement peu dispersées, de la part des Juges aux Affaires Familiales en matière de fixations de pensions alimentaires, ce qui constitue un second argument favorable à l'introduction de barèmes. Au-delà de ce constat de dispersion des pratiques des Juges aux Affaires Familiales, l'analyse de ces données met en valeur un autre élément qui est intéressant dans la perspective de l'élaboration d'un barème, à savoir que l'un des principaux facteurs de divergence en matière de fixation de pensions alimentaires est l'existence de revenus élevés pour le parent non gardien. Autrement dit, si barème il y a, la grille de calcul de ce dernier devra, pour des raisons d'équité, prévoir de traiter les revenus du haut de la distribution.

L'analyse théorique que nous avons développée en seconde partie nous a permis de montrer que, sous réserve de certaines conditions relatives à la nature du barème, l'existence d'un barème pouvait se justifier au regard de critères d'équité (que ce soit entre enfants de familles différentes, entre parents de ménages différents ou entre conjoints d'un même ménage) et aussi d'efficacité (éviter le gaspillage des ressources publiques et garantir un niveau de pension adéquat). En revanche, l'argument, souvent avancé, selon lequel un barème serait source d'efficacité parce que, en constituant un vecteur de transparence, il favoriserait la coopération entre les parties, et donc le paiement des pensions, semble perdre un peu de sa force une fois que l'on prend en compte les comportements des différentes parties impliquées (parents et juge). En effet, nous montrons que finalement l'incitation à négocier des parties résulte, non pas tellement des règles de calcul du barème, mais surtout de l'influence respective de l'économie de coûts de transaction impliqués dans un jugement, de l'intensité de l'aversion au risque des deux parties et/ou de l'attente par les deux parties que le juge s'écarte, par le haut ou par le bas, du barème existant. Par ailleurs, il s'avère que les barèmes ne sont qu'un levier d'action du législateur parmi d'autres pour favoriser la négociation entre les parties.

La réflexion que nous avons menée ensuite sur les règles de calcul nous a permis d'isoler cinq logiques différentes de barème. Trois d'entre elles sont fondées sur le respect du fondement juridique des pensions alimentaires pour enfants, à savoir l'obligation alimentaire des parents envers leurs enfants. Ces trois logiques ont, en effet, pour point commun de considérer que la pension alimentaire correspond à la part du coût de l'enfant prise en charge par le parent non gardien. Cependant, dans la mesure où l'évaluation du coût de l'enfant peut donner lieu à des estimations différentes, nous avons distingué trois

types de barèmes, répondant chacun à un objectif différent : (1)¹⁶¹ maintenir le niveau de contribution, à l'entretien de l'enfant, du parent non gardien, et ce, à proportion de ses ressources ; (2) faire contribuer le parent non gardien à l'entretien de l'enfant et ce, proportionnellement aux ressources du parent non gardien et de manière à faire participer ce dernier au financement de l'accroissement du coût de l'enfant due à la monoparentalité ; (3) partager entre parent gardien et parent non gardien, à proportion de leurs ressources respectives, le coût réel « après divorce » de l'enfant. Pour chacune de ces logiques, nous avons souligné que, pour des raisons d'efficacité ou d'équité, il était possible d'envisager d'ajuster à la hausse, ou à la baisse, le montant fixé par le barème. Les deux autres logiques qui ont été envisagées sortent en fait du cadre proposé par la législation française en matière de pensions alimentaires. Toujours en nous référant aux notions d'efficacité et d'équité, nous avons distingué, d'une part, un barème (4) qui, pour des raisons d'efficacité, fixerait le montant de la pension de telle sorte qu'il permette un maintien du niveau de vie de l'enfant (ce qui revient à faire jouer à la pension alimentaire un rôle de prestation compensatoire puisque le parent gardien et l'enfant ont, par hypothèse, le même niveau de vie), et, d'autre part, un barème (5) qui, pour des raisons d'équité, consisterait à établir un montant de pension permettant d'égaliser les pertes de niveaux de vie, consécutives au divorce, entre le ménage du parent gardien et celui du parent non gardien. Par ailleurs, nous avons également retenu une dernière logique (6) consistant à « barémiser » de manière explicite le barème implicite mis en lumière à partir des données administratives recueillies auprès du tribunal de Mulhouse ; cette simulation montre qu'en systématisant le comportement moyen des juges mulhousiens on aboutit à des montants de pensions assez proches de ceux qui ont été décidés sans recours à un barème par les juges, mais avec un petit gain en termes d'efficacité et d'équité.

Les résultats en termes d'équité et d'efficacité, issus de la simulation de ces différents barèmes, ayant été synthétisés à l'issue du chapitre deux, nous ne retiendrons ici que les conclusions les plus saillantes :

- Du point de vue de *l'équité entre conjoints* (au sens où nous l'avons entendue, c'est-à-dire l'égalité entre la capacité contributive relative et la part que représente la pension alimentaire dans le coût réel de l'enfant après divorce), c'est le barème explicitant le barème implicite observé sur la base des données du tribunal de Mulhouse qui aboutit au degré d'iniquité le plus faible (le barème (3) mis à part puisque son équité est parfaite compte tenu de sa construction).
- *Du point de vue de l'option consistant à laisser un « reste à vivre »* au parent non gardien, nous montrons que, en appliquant, dans les différents barèmes simulés, ce type de clause, il est possible de réduire sensiblement le taux de pauvreté des parents non gardiens, et ce, sans véritablement mettre en péril la situation (au sens de ne pas accroître le taux de pauvreté) des familles de parents gardiens. Si la garantie d'un revenu minimum pour les parents non gardiens contribuait à améliorer l'effectivité du paiement de la pension, comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises dans le rapport, sans pour autant porter véritablement préjudice aux ménages de parents gardiens, une telle clause de « reste à vivre » ne pourrait qu'être vivement conseillée.
- *Du point de vue de l'efficacité*, la comparaison des six logiques fait ressortir les conclusions suivantes.
 - ✓ L'application de la logique (4) de maintien du niveau de vie de l'enfant aboutit à des pertes de niveau de vie considérables pour le parent non gardien. Une telle perte de niveau de vie pour les parents débiteurs d'aliments hypothèque donc sérieusement le caractère opérationnel de cette logique.

¹⁶¹ La numérotation des barèmes ne reprend pas celle qui est exposée dans le chapitre 2 de la seconde partie.

- ✓ La logique (3) de partage du coût réel de l'enfant à proportion des ressources des deux parents et l'explicitation du barème implicite observé au tribunal de Mulhouse (6) ont pour point commun d'être, comparativement aux autres simulations, les moins efficaces, aussi bien du point de vue global (en termes de niveau de vie moyen de l'ensemble des individus) que du point de vue plus spécifique des bas revenus (proportion d'enfants vivant dans une famille ayant des revenus inférieurs au seuil du RMI). Cela étant, s'il fallait opter pour l'une de ces logiques, ce serait assurément la logique (6). En effet, la logique (3) présente comme principal défaut de faire dépendre le montant de la pension alimentaire essentiellement du niveau des ressources du parent gardien. Cette caractéristique a pour conséquence paradoxale que, quelles que soient les ressources du parent non gardien, plus les ressources du parent gardien sont faibles, plus la pension alimentaire est faible, alors qu'a priori on imaginerait plutôt qu'un parent privé de ressources personnelles devrait être plus massivement aidé par son ex-conjoint pour pouvoir subvenir aux besoins de l'enfant. L'application stricte de l'idée d'un partage, à proportion des ressources respectives des parents, du coût réel de l'enfant apparaît donc plutôt peu pertinente, du moins pour les cas où le parent gardien a peu de revenus. Sans doute que, pour pallier le défaut de cette logique, il faudrait ajouter une clause de garantie de revenu minimum pour la famille du parent gardien, cette clause étant alors le pendant de la clause « reste à vivre » du parent non gardien.
- ✓ Les logiques fondées sur l'idée d'un partage égalitaire de la perte de niveau de vie entre les deux parents (5) et celle consistant à faire financer par le parent non gardien, à proportion de ses revenus, un coût de l'enfant qui tient compte de sa situation dans une famille monoparentale (2) conduisent à des résultats qui, en termes de niveau de vie, sont très proches. La logique (1) de maintien de la contribution du parent non gardien telle qu'elle était avant divorce présente un degré d'efficacité plus réduit que les deux précédentes dans la mesure où elle calcule des pensions alimentaires en moyenne moins généreuses.

Les résultats principaux du rapport ayant été rappelés, nous souhaiterions maintenant présenter les perspectives de travaux complémentaires et/ou de recherche qui sont les nôtres à l'issue de ce rapport. Tout d'abord, nous pouvons rappeler brièvement, parce qu'elles ont été présentées en détail à la fin du dernier chapitre de ce rapport, les pistes que nous envisageons pour améliorer et prolonger notre analyse des effets des différents barèmes : utilisation de régressions de type Tobit pour pallier le biais d'estimation qu'induit l'existence de nombreuses pensions alimentaires d'un montant nul ; recours, sur des données réelles et pas seulement sur nos données expérimentales comme nous l'avons fait dans ce rapport, à des modèles multiniveaux pour pallier le biais induit par la non indépendance des observations ; désagrégation des indicateurs de résultat afin de mieux caractériser les effets spécifiques de telle ou telle logique de barème. D'autres pistes de recherche ont également été évoquées au cours de notre analyse. Ainsi, peut-on penser à celle consistant à s'interroger sur la manière dont les juges tiennent compte (et sur la mesure dans laquelle ils le font), pour fixer le montant de la pension alimentaire, de données stratégiques comme l'existence d'un accord entre les parents quant au montant de la pension ou comme l'ampleur de l'écart entre propositions divergentes. Lorsqu'il y a divergence entre les parties, le juge fixe-t-il un montant de pension alimentaire à mi-chemin entre les prétentions des deux parties ou se rapproche-t-il de la demande d'une partie (laquelle ? en lien avec quelles caractéristiques des parties et du juge lui-même) ou sort-il carrément de l'intervalle des propositions ? Nous nous proposons d'approfondir à bref délai ces différentes questions. Enfin, dans le prolongement de notre analyse sur le caractère incitatif des barèmes quant à la coopération entre les parents en matière de divorce, nous souhaiterions mener des investigations plus poussées afin de porter une appréciation mieux fondée sur l'effet que peut avoir un barème dans le cadre de procédures de divorce impliquant une négociation globale (garde des enfants et aspects

financiers). Il s'agirait alors de définir les conditions dans lesquelles la négociation est possible et efficace, et cela en examinant les stratégies des parents et en identifiant les zones possibles d'accord. Dans ce cadre d'analyse, il faudrait alors mettre l'accent sur l'existence d'asymétries d'informations rendant possible l'apparition de comportements opportunistes de la part des parents.

Parallèlement à ces perspectives de travaux complémentaires à ce que nous avons présenté dans le cadre de ce rapport, nous aimerions évoquer également les perspectives de recherche qui sont les nôtres. Comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises, au cours de notre rapport de recherche, nos différentes analyses ont été fortement contraintes par les limites des différentes sources de données que nous avons utilisées. Nous pensons ici à la difficulté d'établir un bilan précis de la situation socio-économique de notre population d'intérêt en raison, par exemple, de la difficulté d'identifier dans les enquêtes générales les enfants de parents divorcés ou les ménages de parents non gardiens, ou de l'impossibilité de dissocier les pensions alimentaires pour enfants des autres transferts privés. Nous pensons également aux limites de la base de données administratives issues des archives judiciaires du TGI de Mulhouse (cf. explications détaillées à l'issue du chapitre deux de la seconde partie) ou à l'absence d'estimations fines du coût de l'enfant en France (en fonction de l'âge de l'enfant, du niveau de revenu, selon le type de famille, etc.). Autrement dit, ce domaine d'analyse souffre d'un manque patent de données adéquates. Comme nous l'avons expliqué dans la conclusion de notre dernier chapitre, c'est sans doute la mise en place de procédures d'expérimentation qui constituerait la meilleure voie pour pallier ce déficit informationnel. En effet, dans ce cadre, et sous réserve que certains tribunaux acceptent, au titre de l'expérimentation, de recourir à un barème (qui pourraient d'ailleurs être différents selon les tribunaux), pour un usage seulement indicatif à ce stade de l'expérimentation, cela permettrait de collecter à des fins d'analyse une base de données de taille suffisante et contenant une information pertinente. C'est en tout cas dans cette perspective analytique que nous aimerions nous inscrire.

Quoi qu'il en soit, nous espérons que ce rapport, par ses analyses et ses méthodes originales, sera au minimum stimulant pour la réflexion ; pour la réflexion des autorités judiciaires et sociales, certes, mais aussi pour celle des 83 Juges aux Affaires Familiales qui, en prenant la peine de répondre à notre long questionnaire et de fixer chacun 32 montants de pensions alimentaires, ont rendu possibles nos travaux. En témoignage de notre gratitude, nous dédions ce rapport à ces juges, visiblement soucieux de l'amélioration du fonctionnement de l'institution judiciaire.

Si ce rapport, et les prolongements que nous aimerions pouvoir lui donner, pouvaient contribuer, à leur petite place, à rendre plus équitable et plus efficace le système français de pensions alimentaires, les chercheurs que nous sommes en seraient rassérénés, nous qui, bien conscients du fait que nous n'apportons ici ni réponse simple et tranchée, ni solution miracle, aurions tendance à nous consoler en méditant ces phrases de E. M. CIORAN (extraites de ses *Syllogismes de l'amertume*) : « Nos flottements portent la marque de notre probité ; nos assurances, celle de notre imposture. La malhonnêteté d'un penseur se reconnaît à la somme d'idées précises qu'il avance ».

**Annexe n° 1 : statistiques décrivant l'essentiel de l'information collectée dans
la base de données du tribunal de Mulhouse**

1) Les enfants

Année de naissance de l'enfant

		Frequency	Percent
Valid	NSP	20	2,8
	majeur, année inconnue	1	,1
	1978	2	,3
	1979	2	,3
	1980	6	,8
	1981	8	1,1
	1982	14	1,9
	1983	34	4,7
	1984	46	6,4
	1985	34	4,7
	1986	48	6,6
	1987	50	6,9
	1988	42	5,8
	1989	39	5,4
	1990	42	5,8
	1991	43	5,9
	1992	53	7,3
	1993	38	5,3
	1994	47	6,5
	1995	34	4,7
	1996	36	5,0
	1997	36	5,0
	1998	29	4,0
	1999	15	2,1
	2000	4	,6
	Total	723	100,0

	N	Minimum	Maximum	Moyenne
Age de l'enfant (23 données manquantes)	700	1,00	22,00	10,4243

	Frequency	Percent
Valid garçon	369	51,0
Valid fille	354	49,0
Total	723	100,0

	Frequency	Percent
Valid NSP	1	,1
Valid enfant majeur	33	4,6
Valid chez père	97	13,4
Valid chez mère	589	81,5
Valid chez un tiers	3	,4
Total	723	100,0

	Frequency	Percent
Valid 1	146	36,6
Valid 2	168	42,1
Valid 3	56	14,0
Valid 4	14	3,5
Valid 5	13	3,3
Valid 8	2	,5
Total	399	100,0

2) les parents

Valeurs extrêmes et moyennes (4 données manquantes pour la durée de mariage)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne
age de la mère	399	21,00	57,00	37,5464
age du père	399	22,00	68,00	40,2180
durée du mariage	396	2,00	37,00	13,4444

Mode de cohabitation de la mère

	Frequency	Percent
Valid apparemment seule	383	96,0
Valid apparemment avec un conjoint	2	,5
Valid chez ses parent(s)	6	1,5
Valid avec un conjoint	6	1,5
Valid chez un tiers	2	,5
Total	399	100,0

Mode de cohabitation du père

		Frequency	Percent
Valid	apparement seul	377	94,5
	apparement avec un conjoint	2	,5
	chez ses parent(s)	4	1,0
	avec un conjoint	10	2,5
	chez un tiers	6	1,5
	Total	399	100,0

Occupation du père

Occupation de la mère

		Frequency	Percent
Valid	NSP	11	2,8
	active occupée	315	78,9
	chômeuse	13	3,3
	inactive	60	15,0
	Total	399	100,0

		Frequency	Percent
Valid	NSP	12	3,0
	actif occupé	353	88,5
	chômeur	15	3,8
	inactif	14	3,5
	retraité	5	1,3
	Total	399	100,0

Profession et Catégorie Sociale (PCS) de la mère

		Frequency	Percent
Valid	NSP	88	22,1
	profession indépendante	6	1,5
	cadre, profession libérale	30	7,5
	profession intermédiaire	54	13,5
	employé	140	35,1
	ouvrier	22	5,5
	sans activité professionnelle	59	14,8
	Total	399	100,0

Profession et Catégorie Sociale (PCS) du père

		Frequency	Percent
Valid	NSP	92	23,1
	agriculteur	1	,3
	profession indépendante	29	7,3
	cadre, profession libérale	67	16,8
	profession intermédiaire	54	13,5
	employé	58	14,5
	ouvrier	79	19,8
	retraité	5	1,3
	sans activité professionnelle	14	3,5
	Total	399	100,0

3) Le divorce

Type de divorce

	Frequency	Percent
Valid conversion séparation de corps en divorce	1	,3
pour faute	123	30,8
demandé par l'un, accepté par l'autre	125	31,3
requête conjointe	150	37,6
Total	399	100,0

Demande le divorce

	Frequency	Percent
Valid demande par père	72	18,0
demande par mère	177	44,4
demande conjointe	150	37,6
Total	399	100,0

Année de divorce

	Frequency	Percent
Valid 1999	10	2,5
2000	224	56,1
2001	142	35,6
2002	23	5,8
Total	399	100,0

Nombre d'enfants donnant lieu à une pension

	Frequency	Percent
Valid 1	178	44,6
2	154	38,6
3	46	11,5
4	11	2,8
5	8	2,0
7	1	,3
8	1	,3
Total	399	100,0

Recours à un médiateur

	Frequency	Percent
Valid non	398	99,7
oui	1	,3
Total	399	100,0

Existence d'une prestation compensatoire

	Frequency	Percent
Valid NSP	6	1,5
pas de prestation compensatoire	315	78,9
due au père	3	,8
due à la mère	75	18,8
Total	399	100,0

Type de prestation compensatoire

	Frequency	Percent
Valid NSP	6	1,5
pas de prestation compensatoire	315	78,9
rente mensuelle	26	6,5
capital	52	13,0
Total	399	100,0

Autorité parentale

	Frequency	Percent
Valid enfants majeurs	10	2,5
père	1	,3
mère	15	3,8
deux parents	373	93,5
Total	399	100,0

Modalités quant au droit de visite de la mère

	Frequency	Percent
Valid NSP	1	,3
pas de droit de visite	12	3,0
tous les enfants résident tous chez mère	322	80,7
modalités fixées par le juge	3	,8
modalités fixées par les parents	61	15,3
Total	399	100,0

Modalités quant au droit de visite du père

	Frequency	Percent
Valid NSP	1	,3
pas de droit de visite	27	6,8
tous les enfants résident tous chez père	52	13,0
modalités fixées par le juge	2	,5
modalités fixées par les parents	317	79,4
Total	399	100,0

Qui fixe la pension ?

	Frequency	Percent
Valid NSP	1	,3
juge	245	61,4
parents	153	38,3
Total	399	100,0

4) Revenus et charges

Moyennes et valeurs extrêmes des revenus et charges calculées après exclusion des valeurs nulles et des cas de réponse manquante (N indique le nombre de familles, parmi 399 familles au total, pour lesquelles une valeur positive est déclarée)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne
revenu du travail de la mère	284	900	30666	8087,17
revenu du travail du père	329	3050	70833	12677,74
revenus divers de la mère	8	600	5200	2700,00
revenus divers du père	4	2000	6000	4075,00
revenus du patrimoine de la mère	0			
revenus du patrimoine du père	1	131	131	131,00
revenus des autres membres du ménage de la mère	4	7461	40000	16348,50
revenus des autres membres du ménage du père	5	5000	9000	7016,40
prestations familiales de la mère	106	304	14500	3678,72
prestations familiales du père	13	300	6800	1864,73
revenus de remplacement de la mère	16	1000	5350	2913,41
revenus de remplacement du père	23	2200	25300	6390,72
montant de la prestation compensatoire	76	250	1050000	147871,75
montant total des charges de la mère	40	1533	15315	4959,57
montant total des charges du père	41	2013	14271	6455,01
frais de garde de la mère	7	223	5000	2286,71
frais de garde du père	0			
frais de scolarité à la charge de la mère	2	330	600	465,00
frais de scolarité à la charge du père	0			
frais liés au handicap à la charge de la mère	0			
frais liés au handicap à la charge du père	0			
frais liés au droit de visite de la mère	0			
frais liés au droit de de visite du père	1	1045	1045	1045,00
frais de loyer de la mère	36	770	4310	2549,47
frais de loyer du père	40	700	4612	2704,56
frais liés à un prêt immobilier de la mère	32	2000	7700	3575,13
frais liés à un prêt immobilier du père	36	1200	15000	4747,39
impôts de la mère	35	75	4307	608,27
impôts du père	40	38	2453	879,82
frais sur factures récurrentes de la mère	39	180	1700	591,49
frais sur factures récurrentes du père	35	130	1280	524,46
frais de remboursement de crédits de la mère	54	150	4088	1355,89
frais de remboursement de crédits du père	77	200	10138	2032,89
frais d'assurance à la charge de la mère	39	50	2465	427,17
frais d'assurance à la charge du père	37	60	1562	609,35
frais de déplacement domicile-travail de la mère	7	250	1200	657,14
frais de déplacement domicile-travail du père	11	325	1500	1056,82
frais divers de la mère	15	80	5050	1117,97
frais divers du père	26	70	13193	2501,95

Moyennes et valeurs extrêmes, valeurs nulles incluses, mais réponses manquantes exclues (sur un total de 723 enfants)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne
Montant de pension alimentaire proposé par la mère	690	0	5000	937,88
Montant de pension alimentaire proposé par le père	626	0	5000	892,09
Montant de la pension alimentaire fixé à l'issue de la procédure	721	0	5000	882,99

Montant mensuel de la pension alimentaire individuelle

		Frequency	Percent	Cumulative Percent
Valid	NSP	1	,1	,1
	pension, montant inconnu	5	,7	,8
	0	142	19,6	20,5
	100	6	,8	21,3
	132	1	,1	21,4
	150	8	1,1	22,5
	154	4	,6	23,1
	176	2	,3	23,4
	200	2	,3	23,7
	250	10	1,4	25,0
	300	20	2,8	27,8
	350	8	1,1	28,9
	400	8	1,1	30,0
	420	2	,3	30,3
	500	46	6,4	36,7
	550	2	,3	36,9
	558	4	,6	37,5
	588	1	,1	37,6
	600	37	5,1	42,7
	640	3	,4	43,2
	646	1	,1	43,3
	650	1	,1	43,4
	672	1	,1	43,6
	700	24	3,3	46,9
	750	18	2,5	49,4
	756	2	,3	49,7
	795	2	,3	49,9
	800	43	5,9	55,9
	850	10	1,4	57,3
	900	12	1,7	58,9
	910	1	,1	59,1
	924	1	,1	59,2
	1000	81	11,2	70,4
	1060	2	,3	70,7
	1100	7	1,0	71,6
	1150	2	,3	71,9
	1200	18	2,5	74,4
	1250	8	1,1	75,5
	1300	6	,8	76,3
	1350	1	,1	76,5
	1400	7	1,0	77,5
	1480	1	,1	77,6
	1500	56	7,7	85,3
	1600	5	,7	86,0
	1700	2	,3	86,3
	1750	9	1,2	87,6
	1850	2	,3	87,8
	1900	1	,1	88,0
	2000	49	6,8	94,7
	2200	1	,1	94,9
	2300	4	,6	95,4
	2500	14	1,9	97,4
	2750	1	,1	97,5
	3000	9	1,2	98,8
	3500	5	,7	99,4
	4000	3	,4	99,9
	5000	1	,1	100,0
	Total	723	100,0	

Annexe n° 2 : les 32 fiches-types envoyées aux JAF pour le protocole expérimental

Dossier n°1				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1962	au chômage	Vit seule	
Monsieur	1963	au chômage	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1990	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Enfant 1 : 99,09	Enfant 2 :	Enfant 3 :
Durée du mariage : 11 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Enfant 2 :	Enfant 3 :
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	0	/
-prestations de remplacement (Mr = allocation chômage, Mme=allocations chômage)	609,8	/	838,47	/
-prestations sociales	ABSI	/	ABSI	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres	ABSI	/	ABSI	/
Total revenus déclarés	609,8 €	/	838,47 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
- frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	175,32		175,32	
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
Total charges déclarées	175,32 €		175,32 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°2						
LE COUPLE						
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple			
Madame	1967	Active occupée	Vit seule			
Monsieur	1957	Inactif	Vit seul			
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE						
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents			
Enfant 1	1991	F	Résidence principale chez la mère			
Enfant 2	1993	G	Résidence principale chez la mère			
Enfant 3	1996	G	Résidence principale chez la mère			
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)						
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants				
		Enfant 1	0	Enfant 2	0	Enfant 3 : 0
Durée du mariage : 9 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants				
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3 :
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)						
		Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels						
-revenu d'activité moyen mensuel		137,20	/	0	/	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)		0	/	0	/	
-prestations sociales (Mme = allocations familiales ; Mr= RMI)		198,18		335,39		
-revenus du patrimoine		ABSI	/	ABSI	/	
- autres		ABSI	/	ABSI	/	
	Total revenus déclarés	335,38 €	/	335,39 €	/	
Charges Mensuelles						
-frais de gardes pour enfants		ABSI		ABSI		
-frais de scolarité		ABSI		ABSI		
- frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite		ABSI		ABSI		
-loyer (charges comprises)		ABSI		ABSI		
-prêt immobilier		ABSI		ABSI		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),		ABSI		ABSI		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)		ABSI		ABSI		
-crédits en cours (voiture, etc.)		ABSI		ABSI		
-assurance (véhicule, habitation, etc.)		ABSI		ABSI		
-autres		ABSI		ABSI		
	Total charges déclarées	ABSI		ABSI		
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS						
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3		

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°3							
LE COUPLE							
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple				
Madame	1973	Inactive	Vit seule				
Monsieur	1968	Actif occupé	Vit avec une conjointe				
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE							
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents				
Enfant 1	1992	G	Résidence principale chez la mère				
Enfant 2	1994	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 3	1998	G	Résidence principale chez la mère				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)							
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
		Enfant 1 :		Enfant 2 :		Enfant 3 :	
Durée du mariage : 7 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Mme : 182,94	Enfant 2 :	Mme : 182,94	Enfant 3 :	Mme : 182,94
			Mr : 127		Mr : 127		Mr : 127
REVENUS ET CHARGES (montants exprimés en euros)							
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres			
Revenus Mensuels							
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	1 524,49	ABSI			
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0				
-prestations sociales	1 307,40	/	0				
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI				
- autres revenus	0	/	0				
Total revenus déclarés	1 307,40 €	/	1 524,49 €	762,25 e			
Charges Mensuelles							
-fraîs de gardes pour enfants	ABSI		ABSI				
-fraîs de scolarité	ABSI		ABSI				
-fraîs de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI				
-loyer (charges comprises)	457,35		590,74				
-prêt immobilier	0		0				
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	0		19 ,06				
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	76,22		30,49				
-crédits en cours (voiture,etc.)	0		0				
-assurance (véhicule, habitation)	81,71		137,20				
- autres (Mr=fraîs de déplacement liés au travail)	0		182,94				
Total charges déclarées	615,38 €		960,43 €				
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)							
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3			

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°4					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1966	Inactive	Vit seule		
Monsieur	1959	Actif occupé	Vit seul		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents		
Enfant 1	1985	G	Résidence principale chez la mère		
Enfant 2					
Enfant 3					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Divorce pour faute		Enfant 1	152,45	Enfant 2	
Durée du mariage : 5 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1		Enfant 2	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)					
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	1 067	/	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/	
-prestations sociales	0	/	0	/	
-revenus du patrimoine	0	/	0	/	
- autres revenus	0	/	0	/	
	Total revenus déclarés		0 €	/	
Charges Mensuelles					
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI		
-frais de scolarité	ABSI		ABSI		
-frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI		
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI		
-prêt immobilier	ABSI		ABSI		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI		
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		ABSI		
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	ABSI		ABSI		
-autres	ABSI		ABSI		
	Total charges		ABSI	ABSI	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°5				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1972	Inactive	Vit seule	
Monsieur	1964	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1994	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1999	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
	Enfant 1	114,34	Enfant 2	114,34
Durée du mariage : 4 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	1 372,04	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales (Mme= allocations familiales+allocation logement)	691,36	/	ABSI	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/
	Total revenus déclarés	691,36 €	/	1 372,04
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI	
-prêt immobilier	ABSI		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau,etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture,etc.)	ABSI		274,41	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres (Mr= recouvrement huissier)	ABSI		76,22	
	Total charges déclarées	ABSI	350,63 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°6					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1950	Active occupée	Vit avec un conjoint		
Monsieur	1946	Actif occupé	Vit seul		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents		
Enfant 1	1988	G	Résidence principale chez le père		
Enfant 2					
Enfant 3					
Le couple a eu 3 enfants, mais seul l'un d'entre eux donne lieu à la fixation d'une pension alimentaire					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce : Divorce pour faute	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants				
	Enfant 1	76,22	Enfant 2		
Durée du mariage : 31 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants				
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON	Enfant 1		Enfant 2		
			Enfant 3		
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)					
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel	1 189,10	ABSI	1 521,44	/	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0		0	/	
-prestations sociales	ABSI		ABSI	/	
-revenus du patrimoine	ABSI		ABSI	/	
- autres revenus	ABSI		ABSI	/	
Total revenu	1 189,10 €		ABSI	1 521,44 €	/
Charges Mensuelles					
-frais de gardes pour enfants	ABSI	ABSI	ABSI		
-frais de scolarité	ABSI		ABSI		
-frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	ABSI		/		
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI		
-prêt immobilier	ABSI		ABSI		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI		
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		ABSI		
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	ABSI		ABSI		
-autres (pour Mme et Mr = remboursement d'échéances au titre d'un plan de surendettement+ retard d'impôts)	769,86		998,54		
Total charges déclarées	769,86 €		ABSI	998,54 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1			Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°7						
LE COUPLE						
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple			
Madame	1968	Active occupée	Vit seule			
Monsieur	1963	Actif occupé	Vit seul			
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE						
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents			
Enfant 1	1990	G	Résidence principale chez la mère			
Enfant 2	1996	G	Résidence principale chez la mère			
Enfant 3						
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)						
Type de divorce :	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Divorce pour faute	Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	
Durée du mariage : 14 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON	Enfant 1	Mme :152,45 Mr : 87,81	Enfant 2	Mme :152,45 Mr : 73,18	Enfant 3	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)						
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres		
Revenus Mensuels						
-revenu d'activité moyen mensuel	975,67	/	1 331,49	/		
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/		
-prestations sociales (Mme= AFEAMA)	257,03	/		/		
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/		
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/		
Total revenus déclarés	1 232,7 €	/	1 331,49 €	/		
Charges Mensuelles						
-frais de gardes pour enfants	365,88		ABSI			
-frais de scolarité	ABSI		ABSI			
-frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite	/		ABSI			
-loyer (charges comprises)	381,12		510,70			
-prêt immobilier	0		0			
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	0		33,69			
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	76,22		102,75			
-crédits en cours (voiture,etc.)	0		0			
-assurance (véhicule, habitation)	90,71		92,69			
-autres	0		0			
Total charges déclarées	913,93 €		739,83 €			
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)						
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3		

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°8				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1969	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1964	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1999	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 10 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Mme : 152,45 Mr : 91,47	Enfant 2
				Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
		Madame	Conjoint ou autres	Monsieur
				Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel		940	/	1 041,69
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)		0	/	0
-prestations sociales		0	/	0
-revenus du patrimoine		ABSI	/	ABSI
- autres revenus		0	/	0
	Total revenus déclarés	940 €	/	1 041,69 €
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants		76,22		ABSI
-frais de scolarité		ABSI		ABSI
-frais de déplacement lié à l'exercice du droit de visite		/		ABSI
-loyer (charges comprises)		213,43		335,39
-prêt immobilier		0		0
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),		20,28		70,58
-factures (edf-gdf, eau, etc.)		88,27		76,22
-crédits en cours (voiture, etc.)		0		266,79
-assurance (véhicule, habitation)		35,67		47,26
-autres		0		0
	Total charges déclarées	357,65 €		796,24
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°9				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1968	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1961	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1993	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1996	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3	1998	F	Résidence principale chez la mère	
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 12 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (228,67 € vs 0 €)	Enfant 1	Mme : 113,42 Mr : 45,73	Enfant 2	Mme : 94,52 Mr : 45,73
			Enfant 3	Mme : 94,52 Mr : 45,73
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	815,60	/	1 227,82	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales (Mme= allocations familiale+complément familial+APL)	687,85	/	0	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	19,97	/
- autres revenus	0	/	0	/
	Total revenus déclarés	1 503,45 €	1 247,79 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	0		ABSI	
-loyer (charges comprises)	351,55		426,86	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	19,51		16,77	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	70,28		30,49	
-crédits en cours (voiture, etc.)	0		0	
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	73,94		58,85	
-autres (Mr= frais de déplacement)	0		60,98	
	Total charges déclarées	515,28 €	593,95 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°10				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1964	Active occupée	Vit avec un conjoint (selon son ex-mari)	
Monsieur	1964	Actif occupé	Vit avec une conjointe (qui ne travaille pas)	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1984	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1987	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3	1988	G	Résidence principale chez le père	
SPECIFICITES DU DOSSIER				
Le fils aîné perçoit 228,67 euros mensuels au titre de son apprentissage				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2:	Enfant 3
Durée du mariage : 15 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Enfant 2:	Enfant 3
		Mme= 45,73 Mr= ABSI	Mme= 45,73 Mr= ABSI	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel (cf. spécificités du dossier)	670,78	228,67	914,69	ABSI
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	ABSI	0	
-prestations sociales (Mme= allocations familiales)	457,35	ABSI	0	
-revenus du patrimoine	ABSI	ABSI	ABSI	
- autres revenus	ABSI	ABSI	ABSI	
Total revenus déclarés	1 128,13 €	228,67 €	914,69 €	ABSI
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	ABSI
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI	
-loyer (charges comprises)	0		0	
-prêt immobilier	442,1		442,1	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	243,92		304,9	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
Total charges déclarées	686,02 €		747 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

Dossier n°11				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1964	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1969	Actif occupé	Vit avec une conjointe	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1997	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce :	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Divorce pour faute	Enfant 1 :	91,47	Enfant 2 :	
			Enfant 3 :	
Durée du mariage : 6 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandé par Mme pour elle : NON	Enfant 1 :		Enfant 2 :	
			Enfant 3 :	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	503,08	/	990,92	ABSI
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	
-prestations sociales	0	/	0	
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	
Total revenus déclarés	503,08 €	/	990,92 €	ABSI
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	ABSI
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI	
-prêt immobilier	ABSI		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		344,53	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
Total charges déclarées	ABSI		344,53 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3		

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°12				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1976	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1974	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1998	F	Résidence principale chez la mère	
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1 :	Enfant 2 :	Enfant 3 :
Durée du mariage : 5 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Mme : 152,45 Mr : ABSI	Enfant 2 : Enfant 3 :
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	777,49	/	1 372,04	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales (Mme = allocation jeune enfant)	149,40	/		/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/
Total revenus déclarés	926,89 €	/	1 372,04 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	365,88		0	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		0	
-prêt immobilier	ABSI		655,53	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		121,96	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
Total charges déclarées	365,88 €		777,49 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°13					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1962	Active occupée	Vit seule		
Monsieur	1964	Actif occupé	Vit seul		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents		
Enfant 1	1993	G	Résidence principale chez la mère		
Enfant 2					
Enfant 3					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
		Enfant 1		Enfant 2	
Durée du mariage : 12 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Mme= 228,67 Mr= 152,45	Enfant 2	
				Enfant 3	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)					
		Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel		1 750,11	/	1 051,9	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)		0	/	0	/
-prestations sociales		91,47	/	0	/
-revenus du patrimoine		ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus		0	/	0	/
	Total revenu déclaré	1 841, 58 €	/	1051,9 €	/
Charges Mensuelles					
-frais de gardes pour enfants		ABSI		ABSI	
-frais de scolarité		ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite		/		ABSI	
-loyer (charges comprises)		533,57		343,01	
-prêt immobilier		0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),		75,31		47,26	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)		91,47		38,11	
-crédits en cours (voiture,etc.)		0		0	
-assurance (véhicule, habitation)		152,14		20,12	
-autres		0		0	
	Total charges déclarées	852,49 €		448,5 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°14					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1966	Active occupée (prof. intermédiaire)	Vit seule		
Monsieur	1973	Actif occupé (cadre ou prof. libérale)	Vit avec une conjointe		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Niveau de scolarisation	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1997	F	ABSI	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2					
Enfant 3					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
		Enfant 1 :	Enfant 2	Enfant 3	
Durée du mariage : 5 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Enfant 2	Enfant 3	
		Mme : 182,94			
		Mr : 60,98			
REVENUS ET CHARGES					
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel	3 643,53	/	1 349,17	ABSI	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/			
-prestations sociales	285,84	/			
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI		
- autres revenus	0	/	0		
Total revenus déclarés		3 929,37 €	1 349,17 €	1 128,12 €	
Charges Mensuelles					
-frais de gardes pour enfants	409,17		ABSI	ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI		
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI		
-loyer (charges comprises)	0		0		
-prêt immobilier	594,55		0		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	656,60		135,83		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	176,69		60,98		
-crédits en cours (voiture, etc.)	0		345,60		
-assurance (véhicule, habitation)	375,79		112,66		
-autres (Mme =frais de déplacement liés au travail ; Mr= frais de déplacement liés au travail + participation aux frais de logement)	121,96		430,67		
Total charges déclarées		3 338,48 €	1 085,74 €		
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1		Enfant 2			Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°15				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1967	Active occupée	Vit avec un conjoint	
Monsieur	1965	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1991	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1994	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce :	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Divorce pour faute	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 11 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON	Enfant 1	Mme : 114,34	Enfant 2	Enfant 3
		Mr : 60,98		
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	1 780,91	ABSI	1 183,31	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0		0	/
-prestations sociales				/
-revenus du patrimoine	ABSI		ABSI	/
- autres revenus	0		0	/
Total revenus déclarés	1 780,91 €	1 346,58 €	1 183,31 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI	ABSI	ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	625,04		0 F	
-prêt immobilier	343,01		343,01	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	99,09		99,09	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	114,34		91,47	
-crédits en cours (voiture, etc.)	0		0	
-assurance (véhicule, habitation)	78,82		28,97	
-autres	0		0	
Total charges déclarées	1 260,33 €		562,54 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°16				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1960	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1960	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1984	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1989	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce :	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Divorce pour faute	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 20 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (152,45 €vs 0 €)	Enfant 1	Mme : 381,12 Mr : 228,67	Enfant 2	Mme : 381,12 Mr : 228,67
			Enfant 3	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	1 295,82	/	2 744,08	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales	0	/	0	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	0	/	0	/
	Total revenus déclarés	1 295,82 €	2 744,08 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	0		457,35	
-prêt immobilier	304,90		304,90	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	42,38		190,56	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	152,45		76,22	
-crédits en cours (voiture,etc.)	167,69		0	
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	65,55		196,20	
-frais de déplacement	0		152,45	
	Total charges déclarées	732,97 €	1 377,68 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°17						
LE COUPLE						
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple			
Madame	1964	Active occupée	Vit seule			
Monsieur	1954	Actif occupé	Vit seul			
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE						
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents			
Enfant 1	1985	G	Résidence principale chez le père			
Enfant 2	1991	F	Résidence principale chez la mère			
Enfant 3						
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)						
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre	Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
	Enfant 1	0	Enfant 2	228,67	Enfant 3	
Durée du mariage : 15 ans	Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON	Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)						
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres		
Revenus Mensuels						
-revenu d'activité moyen mensuel	914,69	/	2 439,18	/		
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/		
-prestations sociales	0	/	0	/		
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/		
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/		
Total revenus déclarés	914,69 €	/	2 439,18 €	/		
Charges Mensuelles						
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI			
-frais de scolarité	ABSI		ABSI			
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	ABSI		ABSI			
-loyer (charges comprises)	ABSI		0			
-prêt immobilier	ABSI		914,69			
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI			
-factures (edf-gdf, téléphone.etc.)	ABSI		ABSI			
-crédits en cours (voiture,etc.)	ABSI		91,47			
-assurance (maladie, véhicule, habitation)	ABSI		ABSI			
-autres	ABSI		ABSI			
Total charges déclarées	ABSI		1 006,16 €			
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)						
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3		

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°18				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1962	Active occupée	Vit avec un conjoint	
Monsieur	1959	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1982	F	Résidence principale chez le père	
Enfant 2	1984	F	Résidence principale chez le père	
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 20 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Mme : 38,11 Mr : 76,22	Enfant 2
			Mme : 38,11 Mr : 76,22	Enfant 3
SPECIFICITES DU DOSSIER (montants exprimés en euros)				
La fille aînée perçoit un salaire mensuel équivalent à 51% du SMIC (400€) au titre d'un contrat d'apprentissage				
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjoint ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel (cf. spécificités du dossier)	Mme ne produit qu'une fiche de paie vieille de 6 mois correspondant à un salaire mensuel de 628 €	ABSI	3 104	400
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)			0	/
-prestations sociales			0	/
-revenus du patrimoine			ABSI	/
- autres revenus			0	/
Total revenus déclarés			628 €	ABSI
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	0		0	
-frais de scolarité	0		0	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	ABSI		/	
-loyer (charges comprises)	0		180,2	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	0		37,4	
-factures (edf-gdf, eau,etc.)	0		22,87	
-crédits en cours (voiture, etc.)	0		0	
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	0		96,35	
-autres (= dettes)	0		592,46	
Total charges déclarées	0 €		1 169,75 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°19				
LE COUPLE				
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1949	Inactive	Vit seule	
Monsieur	1943	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1984	F	Résidence principale chez la mère	
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
	Enfant 1	152,45	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 11 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, mais les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (304,9€vs 152,4 €)		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 4
SPECIFICITES DU DOSSIER				
D'une précédente union, Mme a eu deux enfants, que Monsieur a adoptés. L'aînée (majeure et non à charge) vit encore chez la mère et a un revenu mensuel de 1 387,28 €. Elle participe aux frais duménagement. Monsieur verse déjà pour la cadette une pension de 152,45 €, qui est comptabilisée dans les charges de Monsieur (catégorie « autres charges ») et dans les revenus Madame (catégorie « autres revenus »).				
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	853,71	2 374,55	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	ABSI		/
-prestations sociales	441,04	ABSI		/
-revenus du patrimoine	ABSI	ABSI	ABSI	/
- autres revenus (pour Mme=contribution du père à l'entretien de l'enfant ; pour fille aînée= revenus d'actions)	152,45	533,57	0	/
Total revenus déclarés	1 034,53 €	1 387,28 €	2 374,55 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	0		323,19	
-prêt immobilier	346,06		83,39	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	37,65		137,36	
-factures (edf-gdf, eau,etc)	259,16		169,22	
-crédits en cours (voiture,etc)	407,04		720,93	
-assurance (véhicule, habitation)	27,29		145,13	
-autres (Mme= coût d'entretien de l'enfant ; Mr= contribution du père à l'entretien de l'enfant +autres)	274,41		190,56	
Total charges déclarées	1 351,61 €		1 778,78	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°20				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1956	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1953	Actif occupé	Vit avec une conjointe (dont il a eu un enfant)	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1983	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1990	F	Résidence principale chez la mère	
Le couple a eu 3 enfants, mais seuls deux d'entre eux donnent lieu à la fixation d'une pension alimentaire				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 26 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, mais les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme		Enfant 1	Mme : 228,67 Mr : ABSI	Enfant 2
			Mme : 228,67 Mr : ABSI	Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	533,57	/	2 484,92	ABSI
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0 F	
-prestations sociales (Mme=allocations familiales)	103,67			
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	
Total revenus déclarés	637,24 €	/	2 484,92 €	ABSI
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI	/	ABSI	/
-frais de scolarité	ABSI	/	ABSI	/
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/	/	ABSI	/
-loyer (charges comprises)	159,92	/	365,88	/
-prêt immobilier	0	/	0	/
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI	/	45,73	/
-factures (edf-gdf, téléphone,etc.)	ABSI	/	ABSI	/
-crédits en cours (voiture,etc.)	ABSI	/	731,76	/
-assurance (maladie, véhicule, habitation)	ABSI	/	ABSI	/
-autres	ABSI	/	ABSI	/
Total charges déclarées	159,92 €	/	1 143,37 €	/
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°21				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1960	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1956	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1985	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2	1989	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Divorce pour faute		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 19 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (228,37€vs 0 €)		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
		Mme : 304,9 Mr : 228,67	Mme : 304,9 Mr : 228,67	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	792,73	/	2 434,92	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales	134	/	0	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	0	/	0	/
	Total revenus déclarés	926,73 €	2 434,92	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	0		ABSI	
-loyer (charges comprises)	594,55		0	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	38,11		339,2	
-factures (edf-gdf, eau,etc.)	121,96		182,94	
-crédits en cours (voiture,etc.)	0		0	
-assurance (véhicule, habitation)	42,69		97,57	
-autres	0		0	
	Total charges déclarées	797,31 €	619,71 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : Absence d'information dans le dossier

Dossier n°22				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1963	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1961	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1996	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 15 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
		Mme : 457,35 Mr : 304,90		
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	594,55	/	3 048,98	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales	0	/	0	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	0	/	0	/
Total revenus déclarés	594,55 €	/	3 048,98 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	335,39		703,09	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	0		323,34	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	60,98		158,55	
-crédits en cours (voiture, etc.)	30,49		575,50	
-assurance (véhicule, habitation)	111,44		186,45	
- autres (Pour Mme et Mr =frais de déplacement)	38,11		228,67	
Total charges déclarées	590,13 €		2 175,6 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°23				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1954	Au chômage	Vit seule	
Monsieur	1951	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1981	F	L'enfant étant majeur, il n'y a pas lieu de statuer sur le mode de résidence	
Enfant 2	1987	G	Résidence principale chez la mère	
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
	Enfant 1	76,22	Enfant 2	228,67
Durée du mariage : 22 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
SPECIFICITES DU DOSSIER				
L'enfant majeur reçoit une bourse scolaire de 1 524,49 €/an				
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	1 829,39	/
-prestations de remplacement (Mme= allocation chômage)	457,35	/	0	/
-prestations sociales (Mme= aide à l'accès à la propriété versée par la CAF)	304,9	/	0	/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus (cf. spécificités du dossier)	ABSI	127,04	ABSI	/
	Total revenus déclarés	1 219,64 €	127,04 €	1 829,39 €
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	0		ABSI	
-prêt immobilier	ABSI		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		144,83	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
	Total charges déclarées	0 €	144,83 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

NB : ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°24				
LE COUPLE				
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1957	Inactive	Vit seule	
Monsieur	1946	Actif occupé	Vit chez un ami, et ne supporte aucune charge	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1983	G	Résidence principale chez la mère	
Le couple a eu 3 enfants, mais seul le dernier donne lieu à la fixation d'une pension alimentaire				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 25 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (76,22 €vs ABSI)		Enfant 1	Mme :152,45 Mr : ABSI	Enfant 2
				Enfant 3
SPECIFICITES DU DOSSIER				
Les deux enfants majeurs du couple vivent chez la mère ; ils travaillent et reçoivent une rémunération mensuelle respectivement de 823,22 € et de 594,55 €				
REVENUS ET CHARGES				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel (cf. spécificités du dossier)	0	1 417,77	464,97	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales (Mme= allocations familiales+RMI)	612,06	/		/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/
Total revenus déclarés	612,06 €	1 417,77 €	464,97 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	0		ABSI	
-loyer (charges comprises)	213,43		0	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	30,49		0	
-factures (edf-gdf, eau ,etc.)	56,86		0	
-crédits en cours (voiture,etc.)	0		0	
-assurance (véhicule, habitation)	12,65		0	
-autres (Mme= remboursements mensuels de dette)	274,41		0	
Total charges déclarées	587,84 €		0 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°25				
LE COUPLE				
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1974	Active occupée	Vit chez ses parents	
Monsieur	1966	Actif occupé	Vit chez ses parents	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1999	F	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 6 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Mme : 228,67 Mr : 152,45	Enfant 2
				Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants déclarés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	304,9	ABSI	1 372,04	ABSI
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0		0	
-prestations sociales	137,2		0	
-revenus du patrimoine	ABSI		ABSI	
- autres revenus	0		0	
Total revenus déclarés	442,1 €	ABSI	1 372,04 €	ABSI
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI	ABSI	ABSI	ABSI
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	0		ABSI	
-loyer (charges comprises)	0		315,57	
-prêt immobilier	0		0	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	0		0	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	0		45,73	
-crédits en cours (voiture, etc.)	0		295,75	
-assurance (véhicule, habitation, etc.)	0		15,24	
-autres	0		0	
Total charges déclarées	0 €		672,29 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°26							
LE COUPLE							
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple				
Madame	1966	Inactive	Vit seule				
Monsieur	1969	Actif	Vit seul				
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE							
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents				
Enfant 1	1989	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 2	1991	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 3	1992	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 4	1995	G	Résidence principale chez la mère				
Enfant 5	1999	G	Résidence principale chez la mère				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)							
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Enfant 1 :	121,96	Enfant 2 :	121,96	Enfant 3 :	121,96
		Enfant 5 :	121,96	Enfant 5 :	121,96	Enfant 6 :	
Durée du mariage : 10 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties sont d'accord sur le montant de la PA à verser (152,45 €)		Enfant 1 :		Enfant 2 :		Enfant 3 :	
		Enfant 4 :		Enfant 5 :		Enfant 6 :	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)							
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres			
Revenus Mensuels							
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	2 134,29	/			
-prestations de remplacement	ABSI	/	ABSI	/			
-prestations sociales (Mme = allocation logement+allocations familiales)	1 234,84	/		/			
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/			
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/			
Total revenus déclarés	1 234,84 €	/	2 134,29 €	/			
Charges Mensuelles							
-frais de gardes pour enfants	ABSI	/	ABSI	/			
-frais de scolarité	ABSI	/	ABSI	/			
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/	/	/	/			
-loyer (charges comprises et après déduction de l'APL)	ABSI	/	ABSI	/			
-prêt immobilier	ABSI	/	ABSI	/			
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI	/	ABSI	/			
-factures (edf-gdf, téléphone,etc.)	ABSI	/	ABSI	/			
-crédits en cours (voiture,etc.)	243,92	/	243,92	/			
-assurance (maladie, véhicule, habitation)	ABSI	/	ABSI	/			
-autres	ABSI	/	ABSI	/			
Total charges déclarés	243,92 €	/	243,92 €	/			
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)							
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3			
Enfant 4		Enfant 5		Enfant 6			

Dossier n°27							
LE COUPLE							
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple				
Madame	1961	Inactive	Vit seule				
Monsieur	1963	Actif occupé	Vit seul				
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE							
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents				
Enfant 1	1984	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 2	1986	G	Résidence principale chez la mère				
Enfant 3	1988	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 4	1992	F	Résidence principale chez la mère				
Enfant 5	1998	G	Résidence principale chez la mère				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)							
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Divorce pour faute		Enfant 1 :	91,5	Enfant 2 :	91,5	Enfant 3 :	76,22
		Enfant 4 :	76,22	Enfant 5 :	61	Enfant 6 :	
Durée du mariage : 19 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants					
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :		Enfant 2 :		Enfant 3 :	
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)							
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres			
Revenus Mensuels							
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	658,58	/			
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/			
-prestations sociales (Mme=prestations familiales)	1 516,56	/	ABSI	/			
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/			
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/			
Total revenus déclarés	1 516,56 €	/	658,58 €	/			
Charges Mensuelles							
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI				
-frais de scolarité	ABSI		ABSI				
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		/				
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI				
-prêt immobilier	ABSI		ABSI				
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI				
-factures (edf-gdf, eau ,etc.)	ABSI		ABSI				
-crédits en cours (voiture,etc.)	ABSI		ABSI				
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI				
-autres	ABSI		ABSI				
Total charges déclarées	531,44 €		ABSI				
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)							
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3			
Enfant 4		Enfant 5		Enfant 6			

ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°28				
LE COUPLE				
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1968	Inactive	Vit seule	
Monsieur	1964	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Niveau de scolarisation	Mode de résidence principale demandé par les parents
Enfant 1	1996	F	ABSI	Résidence principale chez la mère
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE				
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Divorce pour faute		Enfant 1	137,20	Enfant 2 : Enfant 3 :
Durée du mariage : 4 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1 :	Enfant 2 :	Enfant 3 :
SPECIFICITES DU DOSSIER				
Monsieur déclare acquitter 396,37 € et 137,20 € au titre de la contribution d'entretien de 3 enfants issus de 2 précédentes unions (ces pensions sont comprises dans la rubrique « autres charges »).				
Madame perçoit 198,18 € au titre de l'entretien de 2 enfants issus d'une précédente union (cette pension est comprise dans la rubrique « autres revenus »).				
REVENUS ET CHARGES				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	2 134,29	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sociales (Mme=RMI+allocations familiales)	929,94	/		/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus (Mme= dont pension alimentaire d'une précédente union)	274,41	/	ABSI	/
Total revenu déclaré	1 204,35 €	/	2 134,29 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI	
-prêt immobilier	ABSI		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		ABSI	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres (67,53		914,69	
Total charges déclarées	67,53 €		914,69 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°29				
LE COUPLE				
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1951	Au chômage	Vit seule	
Monsieur	1950	Au chômage (invalide)	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1985	F	Résidence principale chez la mère	
Le couple a eu 5 enfants, mais seul l'un d'entre eux donne lieu à la fixation d'une pension alimentaire (absence de pièces justificatives fournies par la mère concernant le fait que les autres enfants seraient encore scolarisés, comme elle le prétend)				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE				
Type de divorce :		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Divorce pour faute (abandon du domicile conjugal)		Enfant 1 :	Enfant 2 :	Enfant 2 :
Durée du mariage : 26 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI		Enfant 1	Mme demande 122 € et Mr n'est pas là le jour de l'ONC	Enfant 2 :
				Enfant 3 :
SPECIFICITES DU DOSSIER				
Le père est invalide.				
REVENUS ET CHARGES				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	0	/	0	/
-prestations de remplacement (Mr= pension d'invalidité)		/	971,1	/
-prestations sociales (Mme= Allocations familiales+RMI+allocation d'éducation spéciale+ APL)	1 291,04	/		/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	ABSI	/	ABSI	/
Total revenus déclarés	1 291,04 €	/	971,1 €	/
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	390,18		ABSI	
-prêt immobilier	0 F		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture,etc.)	ABSI		ABSI	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
-autres	ABSI		ABSI	
Total charges déclarées	390,18 €		ABSI	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier

Dossier n°30					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1966	Active occupée	Vit seule		
Monsieur	1950	Actif occupé	Vit seul		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents		
Enfant 1	1996	G	Résidence principale chez la mère		
Enfant 2					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
	Enfant 1		Enfant 2	Enfant 3	
Durée du mariage : 6 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : OUI, et les parties s'opposent sur le montant de la PA sollicitée par Mme (228,67 € vs 0 €)		Enfant 1	Mme : 381,12 Mr : 228,67	Enfant 2	Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)					
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel	1 853,48	/	2 119,04	/	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/	
-prestations sociales	0	/	0	/	
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/	
- autres revenus	0	/	0	/	
	Total revenus déclarés	1 853,48 €	/	2 119,04 €	
Charges Mensuelles					
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI		
-frais de scolarité	ABSI		ABSI		
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI		
-loyer (charges comprises)	657,06		594,55		
-prêt immobilier	0		0		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	57,17		95,59		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	42,69		70,89		
-crédits en cours (voiture, etc.)	96,20		0		
-assurance (véhicule, habitation)	199,4		208,09		
- autres (pour Mme) et frais de déplacement liés au travail (pour Mr)	236,30		91,47		
	Total charges déclarées	1 288,82 €		1 060 ,59 €	
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	

ABSI : absence d'information dans le dossier dans le dossier.

Dossier n°31					
LE COUPLE					
	Année de naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple		
Madame	1965	Active occupée	Vit seule		
Monsieur	1962	Actif occupé	Vit seul		
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE					
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents		
Enfant 1	1992	G	Résidence principale chez la mère		
Enfant 2					
Enfant 3					
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)					
Type de divorce : Divorce pour faute		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
	Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3
Durée du mariage : 15 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants			
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Mme= 228,67 Mr= 152,45	Enfant 2	Enfant 3
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)					
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres	
Revenus Mensuels					
-revenu d'activité moyen mensuel	1 750,11	/	1 051,9	/	
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/	
-prestations sociales	91,47	/	0	/	
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/	
- autres revenus	0	/	0	/	
Total revenus déclarés	1 841, 58 €	/	1051,9 €	/	
Charges Mensuelles					
-fraîs de gardes pour enfants	ABSI		ABSI		
-fraîs de scolarité	ABSI		ABSI		
-fraîs de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI		
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI		
-prêt immobilier	ABSI		ABSI		
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI		
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI		
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		ABSI		
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI		
-autres	ABSI		ABSI		
Total charges déclarées	ABSI		ABSI		
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)					
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3	

ABSI : absence d'information dans le dossier

Dossier n°32				
LE COUPLE				
	Année naissance	Statut d'occupation	Nouvelle situation familiale des deux membres du couple	
Madame	1965	Active occupée	Vit seule	
Monsieur	1963	Actif occupé	Vit seul	
LES ENFANTS CONCERNES PAR LA PENSION ALIMENTAIRE				
	Année de naissance	Sexe de l'enfant	Mode de résidence principale demandé par les parents	
Enfant 1	1994	G	Résidence principale chez la mère	
Enfant 2				
Enfant 3				
LES CARACTERISTIQUES DU DIVORCE (montants exprimés en euros)				
Type de divorce : Divorce demandé par l'un accepté par l'autre		Accord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
Durée du mariage : 14 ans		Désaccord des parents sur le montant de la pension alimentaire pour enfants		
Pension alimentaire demandée par Mme pour elle-même : NON		Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3
		Mme : 457,35 Mr : 304,90		
REVENUS ET CHARGES DECLARES (montants exprimés en euros)				
	Madame	Conjoint ou autres	Monsieur	Conjointe ou autres
Revenus Mensuels				
-revenu d'activité moyen mensuel	594,55	/	3 048,98	/
-prestations de remplacement (allocation chômage, retraite, invalidité...)	0	/	0	/
-prestations sans conditions de ressources (allocations familiales...)	0	/	0	/
-prestations avec conditions de ressources (allocation logement, API, RMI...)		/		/
-revenus du patrimoine	ABSI	/	ABSI	/
- autres revenus	0	/	0	/
	Total revenus déclarés	594,55 €	/	3 048,98 €
Charges Mensuelles				
-frais de gardes pour enfants	ABSI		ABSI	
-frais de scolarité	ABSI		ABSI	
-frais de déplacement liés à l'exercice du droit de visite	/		ABSI	
-loyer (charges comprises)	ABSI		ABSI	
-prêt immobilier	ABSI		ABSI	
-Impôt (taxe foncière, taxe d'habitation, IRPP),	ABSI		ABSI	
-factures (edf-gdf, eau, etc.)	ABSI		ABSI	
-crédits en cours (voiture, etc.)	ABSI		ABSI	
-assurance (véhicule, habitation)	ABSI		ABSI	
- autres	ABSI		ABSI	
	Total charges déclarées	ABSI		ABSI
MONTANTS DES PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS (en euros)				
Enfant 1		Enfant 2		Enfant 3

ABSI : absence d'information dans le dossier

Annexe n° 3 : le questionnaire envoyé au JAF

QUESTIONNAIRE

Le questionnaire se divise en deux séries deux questions :

- La première série de questions (1 à 11), reprend très largement la structure des dossiers-types que nous vous avons soumis. En fait, nous aimerions savoir comment, **en général**, vous procédez pour fixer le montant d'une pension alimentaire lorsqu'il vous appartient de le faire (c'est-à-dire à l'exclusion des situations où les parents vous proposent d'un commun accord un montant de pension qu'il vous appartient alors simplement d'homologuer ou non).
- La seconde série de questions (12 à 24) porte sur vous-même.

1. Dans ce cas, en général, en ce qui concerne les revenus, vous tenez compte des...

Cocher la case de votre choix	Parent créancier			Conjoint du parent créancier			Parent débiteur			Conjoint du parent débiteur		
	jamais	parfois	toujours	jamais	parfois	toujours	jamais	parfois	toujours	jamais	parfois	toujours
Revenus du travail	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Revenus de remplacement : retraite, chômage, invalidité...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Prestations sociales sans condition de ressources : alloc. familiales...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Prestations sociales avec conditions de ressources : RMI, API...	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Revenus du patrimoine	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Prestation compensatoire reçue de l'ex-conjoint	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
L'impôt sur le revenu (IRPP)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Revenus d'autres personnes vivant dans le ménage du parent (ex. lorsque le parent vit avec ses propres parents)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	-	-	-	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	-	-	-
Ressources provenant de l'entourage familial hors ménage (ex. le parent reçoit une aide régulière de ses propres parents)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	-	-	-	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	-	-	-

Commentaires éventuels quant à la prise en compte des ressources dans la détermination de la pension pour enfant : _____

2. En général, en ce qui concerne les charges, vous tenez compte des...

<i>Cocher la case de votre choix</i>	Ménage du parent créancier			Ménage du parent débiteur		
	jamais	parfois	toujours	jamais	parfois	toujours
Frais de garde pour l'enfant	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Frais de scolarité de l'enfant	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Frais liés au handicap de l'enfant	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Dépenses de logement (loyer, mensualités) du ménage	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Charges (eau, gaz, électricité, chauffage...)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Impôts locaux du ménage	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Primes d'assurances (logement, santé, voiture...)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Endettement (hors logement principal : crédits à la consommation, maison secondaire...)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Frais spécifiquement liés à l'exercice du droit de visite (ex. déplacements)	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Contributions et/ou pensions alimentaires à verser au titre d'une autre union	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Prestation compensatoire versée à l'ex-conjoint	-	-	-	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

3. Lorsque le parent vit avec un nouveau conjoint, pour la fixation du montant de la pension des enfants, comment tenez-vous compte de ces charges ?

- Je considère que la totalité des charges est supportée par le parent
- Je considère que les charges sont supportées pour moitié par le parent et pour moitié par le nouveau conjoint
- Je considère que les charges sont supportées proportionnellement aux ressources d'une part du parent et d'autre part du nouveau conjoint
- Je ne tiens pas compte des charges pour la détermination du montant de la pension des enfants

4. Lorsque vous fixez le montant de la pension alimentaire pour enfant, tenez-vous compte...

- | | | |
|--|------------------------------|------------------------------|
| De l'âge de l'enfant | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du rang de l'enfant dans la fratrie | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du sexe de l'enfant | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du niveau de scolarisation de l'enfant | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du genre du parent où l'enfant a sa résidence principale | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| De l'âge des parents | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| De la durée de mariage | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du type de divorce | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |
| Du mode de cohabitation (avec ou sans conjoint) des parents, indépendamment des revenus et charges | <input type="checkbox"/> OUI | <input type="checkbox"/> NON |

5. Pour fixer le montant de la pension alimentaire, tenez-vous compte du temps respectif de résidence de l'enfant chez chacun de ses deux parents ?

- OUI
- NON

6. Lorsque les ressources du parent débiteur sont faibles, quelle est votre pratique vis-à-vis de l'Allocation de soutien familial (ASF) ?

- vous préférez fixer un montant de pension symbolique de façon à favoriser le lien entre l'enfant et le parent débiteur, même si cela implique que l'enfant et le parent gardien ne pourront prétendre à l'ASF complète
- vous préférez répondre aux besoins de la famille créancière en déclarant le débiteur hors d'état et assurer en conséquence le paiement de l'ASF

7. Lorsque les parents sont d'accord sur le montant de la pension pour enfant, vous arrive-t-il de vous opposer à cet accord ?

- lorsque vous estimez que le montant de la pension convenu entre les parents est **trop faible**
 - OUI
 - NON
- lorsque vous estimez que le montant de la pension convenu entre les parents est **trop élevé**
 - OUI
 - NON

8. Lorsque vous fixez le montant d'une pension alimentaire, quelles logiques suivez-vous ?

<i>Cochez une case par proposition</i>	Pas du tout d'accord	Pas vraiment d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
Je cherche à ce que la prise en charge financière de l'enfant soit équitablement répartie entre les deux parents	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je cherche à ce que le niveau de vie de l'enfant soit préservé et donc que le divorce ait le moins d'incidence pour lui	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je cherche à ce que le montant de la pension soit tel qu'il y ait de fortes chances que la pension soit effectivement payée et ce, même au risque que ce ne soit pas vraiment équitable entre les deux parties	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

9. Selon vous, un enfant de 10 ans, cela coûte au moins combien par mois ? _____ euros par mois.

10. Selon vous, élever seul un enfant coûte plus cher qu'élever un enfant en couple ?

- OUI, un élever seul un enfant coûte plus cher
- NON, élever seul ou élever en couple un enfant coûte tout autant

11. Votre tribunal est-il situé dans la région parisienne

- OUI
- NON

12. Combien y a-t-il de juges aux affaires familiales dans votre tribunal ? _____ juges.

13. En matière de fixation de pensions alimentaires, y a-t-il dans votre tribunal d'exercice une politique judiciaire concertée ?

- OUI
- NON

14. En matière de pensions alimentaires, recourez-vous personnellement à un barème ?

- OUI
- NON

Si oui, lequel ? _____

15. Etes-vous juge aux affaires familiales...

- à titre complémentaire
- à titre principal

16. Personnellement, environ combien de dossiers de divorce traitez-vous par an ?

_____dossiers de divorce, dont environ _____donnant lieu à pension alimentaire pour enfant.

17. Depuis combien d'années exercez-vous le métier de juge ? _____ ans

18. Depuis combien d'années exercez-vous le métier de juge aux affaires familiales ? _____ ans

19. Quel est votre âge ? _____ ans

20. Vous êtes...

- un homme
- une femme

21. Quel est votre statut matrimonial ?

- Célibataire
- Marié(e)
- Veuf(ve)
- Divorcé(e)

22. Vivez-vous actuellement en couple ?

- OUI
- NON

23. Avez-vous des enfants ?

- OUI
- NON

Si oui, combien en tout ? _____ enfants

Si oui, combien sont encore à votre charge ? _____ enfants à ma charge

24. Pour finir, nous aimerions vous poser quelques questions d'opinion :

Cochez une case par proposition

	Pas du tout d'accord	Pas vraiment d'accord	Plutôt d'accord	Tout à fait d'accord
Je pense que la famille est une institution sociale indispensable à la bonne marche de la société	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je pense que les parents devraient attendre que leurs enfants soient majeurs avant de divorcer	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je pense qu'une famille recomposée où vivent des enfants d'unions différentes est une famille à part entière	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je pense que l'union libre n'est pas une bonne situation lorsqu'il y a des enfants nés de cette union	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Je pense que dans une famille avec enfant(s) en bas âge, la mère devrait cesser son activité professionnelle pour se consacrer à leur éducation	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Merci beaucoup pour votre participation à ce questionnaire. Si ce dernier suscite des commentaires de votre part, n'hésitez pas à nous en faire part en joignant une feuille volante.

Annexe n°4 : l'impact, sur les montants de pensions fixés par les juges, de l'information sur les charges

Sans prétention car on ne travaille ici que sur deux cas et leurs deux clones, nous comparons (avec la même échelle horizontale) les distributions des pensions fixées par les juges lorsqu'ils disposent de l'information détaillée concernant les charges de chacun des deux parents (cas des enfants 131 et 221) et lorsque ni celle-ci ni même les montants globaux de charges ne sont portés à leur connaissance (enfants 311 et 321, respectivement).

On peut penser qu'il existe au moins trois sources d'écarts entre les distributions avec/sans connaissance des charges : cette différence d'information, le fait qu'il n'est pas certain qu'un même juge fixe toujours le même montant de pension pour une même affaire, et le fait que les deux dossiers sans mention des charges ont été placés après les 30 autres fiches-types, et ont donc sans doute été traités tout à la fin d'un travail fatigant. Malheureusement, on ne discerne pas bien comment on pourrait faire la part des deux dernières sources d'écarts, et donc isoler ce qui tient uniquement à la différence d'information. Évitions donc de donner aux commentaires qui suivent, d'autant qu'ils sont contrastés pour chacun des deux cas étudiés, une portée qu'ils ne sauraient avoir.

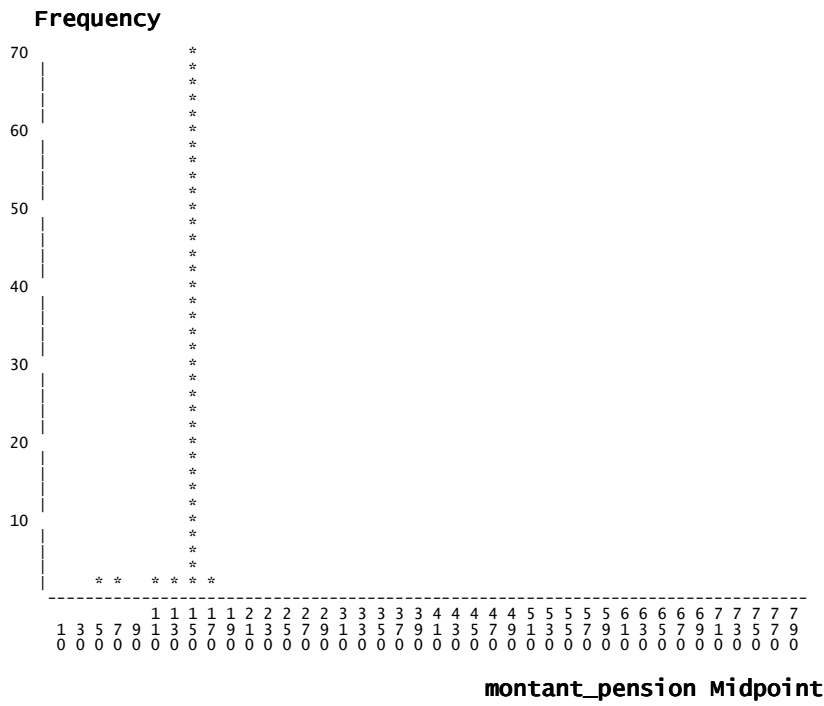
Dans le **cas de l'enfant 131**, l'absence de connaissance des charges amène seulement 15 juges sur 76 à modifier de plus de 5 euros par mois le montant de pension qu'ils ont fixé au vu des charges (ou, du moins, s'ils n'ont pas fait la relation entre les affaires N°13 et 31, à fixer un autre montant de pension que celui qu'ils ont fixé au vu des charges).

L'histogramme montre que, hors connaissance des charges, davantage de montants de pension se trouvent supérieurs au mode. Si on exclut le cas du juge 20 (qui ne fixe pas de pension pour le clone), on observe que 6 JAF sur 10 fixent exactement le même montant, 2 sur 10 ne s'écartent pas de plus de 5 euros par mois (dont 5 juges à la baisse et 12 à la hausse) et les 15 autres majorent, en cas d'absence de connaissance des charges, de 7 à 150 euros le montant de la pension. Si on écarte le cas du juge N°75 (variation égale à 150), la majoration maximale est de 100 euros par mois. Aucun des 77 juges ne propose, en cas d'absence de connaissance des charges, un montant de pension inférieur de plus de 5 euros.

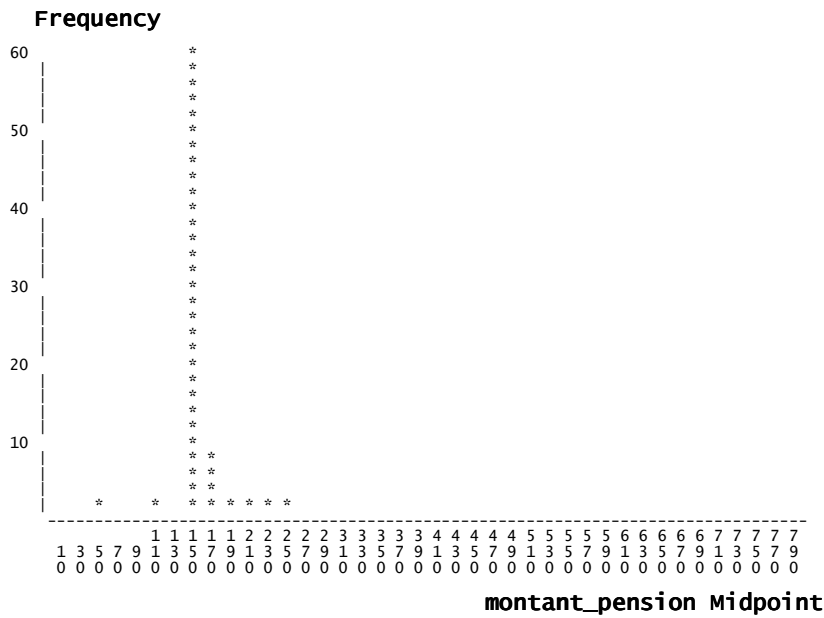
Hors juge N°20 (qui n'a pas fixé de pension pour le clone), la moyenne des pensions est de 148 euros par mois sur la base de la connaissance des charges, contre 157 sans cette information. La majoration moyenne, juge N°75 inclus, est de 9 euros par mois (et ne serait que de moins de 7 euros sans lui).

Dans le **cas de l'enfant 221**, le tableau est fort différent : seuls 21 JAF sur 77 (soit un peu plus d'un quart) fixent exactement le même montant, 2 sur 77 ne s'écartent pas de plus de 5 euros par mois (à la baisse, en l'occurrence) et les 54 autres s'écartent de plus de 5 euros : 10 à la baisse (de -7 à -95) en cas d'absence de connaissance des charges, et 44 (soit près de 6 juges sur 10) à la hausse, de +7 à +152, sans *outlier* apparent : ici, le juge N°75 ne change pas de montant de pension). En moyenne, la pension croît de 29 euros en cas d'absence de connaissance des charges (passage de 360 euros à 389), mais cette valeur moyenne de la variation résulte en partie de la compensation de baisses sensibles et non rares par des hausses elles aussi importantes et plus fréquentes.

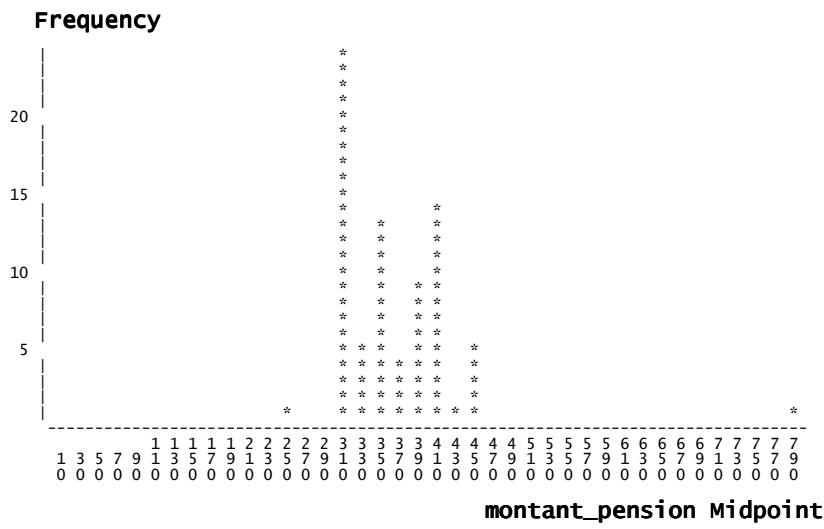
----- ID_ENF=131 -----
 (connaissance des charges)



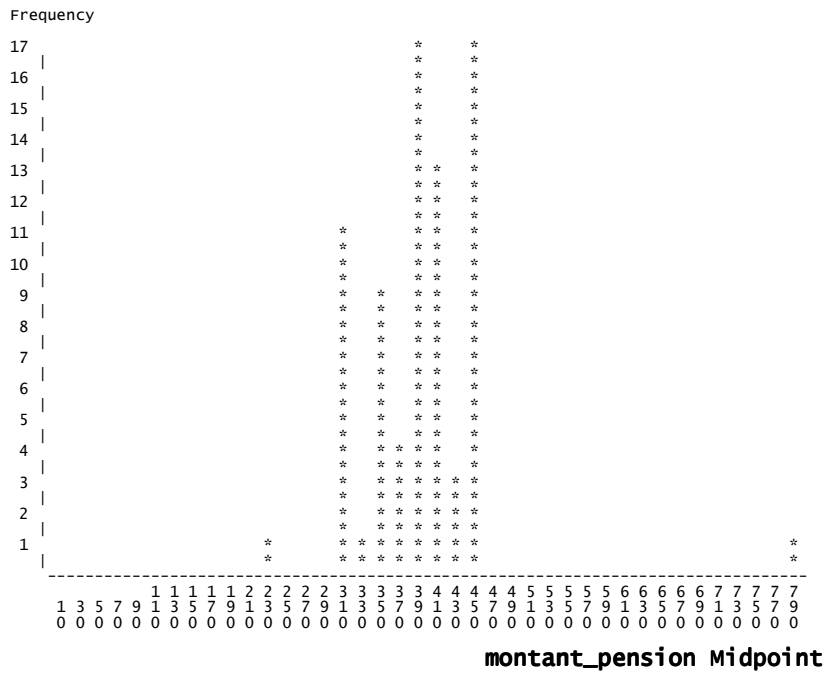
----- ID_ENF=311 -----
 (pas de connaissance des charges)



----- ID_ENF=221 -----
 (connaissance des charges)



----- ID_ENF=321 -----
 (pas de connaissance des charges)



Annexe n° 5 : la base de données expérimentales

Cette annexe décrit sommairement la structure de cette base, attire l'attention sur les importantes (et parfois délicates) distinctions père/mère, débiteur/bénéficiaire (=défendeur/ demandeur), non gardien/gardien, puis donne les définitions des variables utilisées dans les versions finales des modèles retenus pour ce rapport.

1. Structure de la base de données expérimentales

Une **base SAS unique** a été construite à partir des **bases (EXCEL) Mulhouse de départ** (base enfants, plusieurs bases relatives aux affaires c'est-à-dire aux dossiers de chaque famille divorçant, base juges, base montants des pensions¹⁶²), qui incluaient des identifiants permettant de les relier (ex. la base PENSIONS contenait, pour chaque montant, le numéro du juge qui l'a fixée et le numéro de l'enfant concerné ; et la base ENFANTS contenait l'identifiant de la famille dont on retrouve les caractéristiques dans la base AFFAIRES). Elle contient au total **465 variables**.

L'**unité élémentaire** (= « observation » pour SAS = ligne du fichier) de cette base unique de **4.731 observations** est l'enfant*juge (i.e. qu'on a, pour chacun des 83 juges¹⁶³, une ligne pour chacun des 57 enfants dont on lui a demandé de fixer le montant de pension alimentaire). Une grande partie des informations figurant dans ce fichier sont donc redondantes, puisque les informations correspondant à chaque juge sont répétées autant de fois qu'il y a d'enfants et puisque les informations correspondant à chaque enfant sont répétées autant de fois qu'il y a de juges. Quant aux informations correspondant à chaque famille, elles sont répétées pour les divers enfants de la même famille (« affaire » de divorce) puis répétées autant de fois qu'il y a de juges.

L'**inconvenient d'une base unique**, en dehors de sa **taille** (qui ne ralentit cependant pas de façon visible les calculs sous SAS), est qu'elle ne protège pas l'utilisateur inattentif contre d'éventuelles **erreurs de niveau d'analyse**. Ceci est tout particulièrement vrai, en ce qui concerne les **analyses descriptives**,

¹⁶² Les quatre **fichiers fusionnés** de façon appropriée dans la base de données expérimentales sont les suivants.

* Le fichier « Mulhouse », contenant les informations issues de l'exploitation des dossiers de divorce traités en 2000 par le Tribunal de Grande Instance de Mulhouse. Le fichier « Affaires » extrait, de ces 399 dossiers, 30 cas types sélectionnés pour être soumis aux JAF de toute la France.

* Le fichier « Juges », contenant les informations issues de l'exploitation des réponses de 83 juges aux affaires familiales à un questionnaire général portant sur leurs pratiques concernant la fixation des pensions alimentaires pour enfants.

* Le fichier « Pensions », contenant les informations issues de l'exploitation des réponses, des juges aux affaires familiales enquêtés, concernant les montants qu'ils fixeraient au titre de la contribution d'entretien pour 32 cas types de divorce sélectionnés à partir des dossiers de divorces traités à Mulhouse.

* Le fichier « Composition », qui mentionne la composition des ménages ayant été sélectionnés parmi les dossiers du fichier Mulhouse pour servir de cas types soumis aux JAF.

¹⁶³ Parce que les informations figurant dans les questionnaires peuvent faire l'objet d'exploitations non liées aux montants de pensions fixés – ou non – par les juges, on a conservé dans la base de données expérimentales les cas des **cinq juges qui ont répondu au questionnaire mais qui n'ont rempli aucune des fiches** attribuant un montant de pension à chaque enfant. Il résulte de ce maintien 285 (= 57 enfants * 5 juges) valeurs manquantes pour la variable MONTANT_PENSION ; mais spécifier la variable indicatrice de sélection JUGE_A_FIXE_PA permet d'éliminer très aisément ces cas lorsque l'analyse requiert qu'il en soit ainsi.

des calculs relatifs aux variables spécifiques aux familles¹⁶⁴. C'est ainsi qu'il ne faudrait pas calculer, par exemple, le revenu moyen des pères par une simple moyenne sur toutes les observations de la base car les revenus des pères de familles nombreuses prendraient alors, dans ce calcul, une place disproportionnée à leur place réelle dans l'échantillon des familles, parce que les revenus d'une famille seraient comptés autant de fois qu'il y a, au sein de celle-ci, d'enfants donnant lieu à fixation d'un montant de pension. S'agissant des **analyses de statistique inférentielle** (tests de différences de moyennes, tests sur les coefficients de corrélation et de régression, etc.), le problème est plus général, les degrés de liberté étant considérablement gonflés si on opère sur la base de l'ensemble des observations (d'où des tests plus souvent significatifs qu'ils ne le sont en réalité, et le danger de voir donc considérer comme significativement différents de zéro des coefficients que le trop petit nombre d'observations réellement indépendantes sur lesquelles s'appuie le calcul devrait empêcher de considérer comme tels).

L'avantage d'une base unique polyvalente est qu'elle évite d'avoir, à chaque nouvelle analyse, à fusionner des caractéristiques de niveaux différents. Pour qui veut passer de l'unité d'analyse juge-enfant (qui est pertinente pour beaucoup d'analyses portant sur le montant des pensions) à l'une des autres unités d'analyse (à savoir famille, enfant ou juge), ont été créés **trois indicateurs de sélection** appelés : `une_ligne_par_famille`, `une_ligne_par_enfant` et `une_ligne_par_juge`. Ces indicateurs permettent une sélection immédiate des observations à inclure dans l'analyse sans avoir à créer de base spécifique.

Très pratique en général, la structure de la grande base SAS polyvalente qui est documentée ici ne conviendra cependant pas pour certaines analyses ; il faudra alors **construire des bases à structures spécifiques** (ex. base de paires, associant, enfant par enfant, à chaque pension alimentaire fixée par tel juge, les pensions alimentaires fixées par les autres, afin de permettre de mesurer le degré de corrélation, enfant par enfant, entre les montants de pension fixés par les différents juges).

2. Les distinctions père/mère, débiteur/bénéficiaire (=défendeur/demandeur), non gardien/gardien.

Au départ nous avons raisonné, pour les calculs de revenus et charges, avec l'opposition père/mère. D'où les variables `REVENU_TOT_MERE`, `REVENU_TOT_PERE`, `CHARGES_TOT_MERE`, `CHARGES_TOT_PERE`. Mais, pour certains calculs (ex. explication du montant de pension alimentaire fixé par les juges), **ce qui importe, c'est la distinction débiteur/bénéficiaire de la pension alimentaire**. Or, dans quelques cas, le père est gardien d'au moins certains enfants, comme on peut le voir dans l'appendice de cette annexe. C'est le cas de quatre familles :

- dans la famille N°6, le couple a eu trois enfants mais seul le benjamin donne lieu à fixation de pension alimentaire, et les parents sont d'accord sur son montant. Comme il est demandé qu'il réside chez le père, ce sera à la mère de payer la pension alimentaire.
- Dans la famille N°10, les deux aînés vivront chez la mère et recevront une pension alimentaire de la part du père, mais le benjamin vivra chez son père, sans pension alimentaire (accord des parents).
- Dans la famille N°17, l'aîné vit chez son père avec une pension alimentaire nulle (accord des parents) tandis que la cadette vit chez sa mère, avec pension alimentaire versée par le père (accord sur son montant).

¹⁶⁴ En revanche, le caractère systématique de la démultiplication enfants*juges évite d'introduire des distorsions en termes d'enfants ou de juges : chaque caractéristique d'enfant est en effet répétée le même nombre de fois, et il en va de même pour les juges.

- Il n'y a que dans le cas de la famille N°18 que le père demande à la mère de lui verser une pension alimentaire (une pour chacun des deux filles) et qu'ils sont en désaccord quant à leur montant.

Donc, en principe, on ne devrait pas assimiler la distinction débiteur / bénéficiaire (= défendeur / demandeur) et la distinction non gardien / gardien, puisqu'il arrive que le père ou la mère soit gardien sans être bénéficiaire de pension alimentaire (du moins dans les demandes des parents, car le juge peut, en cas de désaccord entre parents, sortir de l'intervalle des propositions ou, en cas d'accord, fixer la pension alimentaire à un niveau différent de celui convenu entre les parents).

L'important est de noter à **quel niveau d'analyse ces concepts prennent leur sens**. Ce n'est pas au niveau de la famille mais **au niveau de l'enfant**, du moins dès lors qu'il y a plusieurs enfants donnant lieu à fixation de pensions alimentaires et qu'ils ne résident pas tous chez le même parent : tel père peut être débiteur de pension alimentaire pour tel enfant et pas pour tel autre (parce qu'il en est le gardien).

Par conséquent, si on veut expliquer convenablement les comportements des juges en matière de fixation de pension alimentaire, il faut renoncer à la distinction père/mère puisqu'il y a des pères (et pas seulement des mères) gardiens et bénéficiaires pension(s) alimentaire(s). C'est ce que nous avons fait systématiquement, en calculant puis en utilisant dans nos modèles les variables R_tot_gardien, charges_gardien et R_net_gardien (et idem pour le parent non gardien). Ceci dit, il faut distinguer, du moins pour les familles dans lesquelles au moins deux enfants donnent lieu à fixation d'un montant de pension alimentaire, deux types de cas :

- les cas où **tous les enfants résident chez le même parent**. On peut alors imaginer que le juge tient compte de la somme des pensions, ce qui légitime l'usage, dans nos analyses concernant uniquement les cas où tous les enfants résident chez le même parent, de cette somme et l'usage de la différence entre cette somme et la pension alimentaire de l'enfant étudié (si on suppose que le juge considère peu ou prou cette différence comme une charge obérant la possibilité, pour le débiteur, de payer une pension alimentaire élevée pour cet enfant-là). Mais ce total des pensions à verser (et cette différence) n'a de sens que si les pensions sont toutes payées par le même parent (ce qui est le cas avec nos fiches-types)¹⁶⁵.
- Les cas où **les enfants ne résident pas tous chez le même parent**. Dans ces situations, quels outils d'analyse sont pertinents ? Soit, par exemple, le cas de la famille 10, où les deux aînés vivront chez la mère et recevront une pension alimentaire de la part du père, mais le benjamin vivra chez son père, sans pension alimentaire (c'est, du moins, ce que stipule l'accord des parents). Si on explique la pension alimentaire de l'aîné et celle de son cadet au moyen du revenu¹⁶⁶ du père, on risque de la sur-estimer si on ignore que le père a le benjamin à sa charge. Et si on explique la pension alimentaire du benjamin (proposée nulle par les parents, mais il se trouvera 7 juges pour fixer un montant de pension alimentaire non nul – jusqu'à 160 euros/mois pour le juge N°19) par le revenu de la mère (qui a le statut de non-gardienne pour cet enfant-là),

¹⁶⁵ En pratique, il est sans doute très rare que chaque parent verse à l'autre une pension au titre de l'enfant (ou des enfants) dont ce dernier est le gardien ; en effet, les ex-conjoints conviennent très vraisemblablement que ne sera versé, par le débiteur de la somme la plus élevée, qu'une sorte de solde (somme algébrique des pensions brutes). Pour autant, on ne peut exclure que certains juges, voulant préserver l'autonomie d'évolution des pensions de chaque enfant, les fixent à des niveaux bruts, sans compensation à ce stade avec les autres pensions, laissant aux parties le soin de ne se régler que le solde si elles préfèrent procéder ainsi.

¹⁶⁶ Solutions alternatives à l'usage de variables de **revenu** : le recours à des indicateurs de **niveau de vie**, parce qu'ils prennent en compte l'enfant à la charge du parent débiteur (c'est ce que nous avons fait) ou le recours, pour chaque parent, à un **revenu qui soit net des pensions qu'il paie** pour les autres enfants (il convient alors de prendre garde à ne pas opérer au niveau familial le calcul du total des pensions : il y a ici deux « totaux de pension » et deux « autres pensions »).

on sur-estimera la pension alimentaire (fixée à 0 par la plupart des juges, validant ainsi l'accord des parents) parce qu'on omettra de prendre en compte le fait que la mère a deux enfants sur trois à sa charge ; si on ajoute au revenu propre du père les deux pensions alimentaires qu'il verse, cette sur-estimation sera encore amplifiée.

La meilleure solution semble consister à conduire des analyses distinctes¹⁶⁷ pour, d'une part, les familles dans lesquelles tous les enfants sont gardés par le même parent et, d'autre part, pour les familles où ils sont répartis entre les deux parents. Une difficulté existe cependant, du fait que les informations dont on dispose ne constituent que des propositions des parents quant à la résidence : existe-t-il des cas de désaccord ? En général et spécialement dans nos fiches ? Que décide alors le juge quant à la résidence ? Si les décisions de garde ne correspondent pas à ce qui est prévu et décrit dans nos fiches, nos calculs ne sont plus corrects.

3. Liste des variables utilisées

Ne sont reprises ici que les définitions des variables (autres que celles déjà définies dans le corps du texte) utilisées dans la **version finale** des modèles présentés dans ce rapport.

Ne sont donc pas listées dans cette annexe les **variables explicatives** que nous avons utilisées dans des versions préliminaires de nos modèles mais que nous n'avons pas finalement conservées, et cela en raison de l'absence générale de significativité de leurs coefficients de régression ou du fait de la grande instabilité de ces derniers (valeurs estimées parfois significatives, parfois non) ; c'est notamment le cas de variables indicatrices concernant le juge (TGI de province, juge célibataire, juge marié ou veuve, juge divorcé, expérience du juge en tant que JAF, expérience du juge en tant que juge, etc.) et de variables indicatrices concernant la famille (père invalide, père hébergé gratis, parent retourné vivre chez ses propres parents, durée du mariage, la fille aînée a des revenus personnels, le nombre d'enfants vivant dans le nouveau ménage de la mère mais n'étant pas nés de l'union des parents divorçant, niveau de vie du gardien de l'enfant, calculé avant versement des pensions et lato sensu c'est-à-dire en tenant compte des membres du nouveau ménage du père qui sont autres que le père lui-même et les enfants nés de l'union avec la mère dont il divorce, ...).

Par ailleurs nous avons écarté de la liste ci-dessous les **variables expliquées** rendant compte de la dispersion des montants de pensions enfant par enfant, autres que les deux variables expliquées finalement retenues, à savoir l'écart-type ordinaire et l'écart-type estimé grâce à la différence moyenne de Gini (les autres indicateurs robustes de dispersion que nous avons essayés étaient l'intervalle interquartiles, la MAD – i.e. la médiane des écarts absolus autour de la médiane –, la statistique de ROUSSEUW et CROUX,...).

Lorsque le suffixe '000' est ajouté au nom de la variable, cela signifie que celle-ci est exprimée en milliers d'euros par mois ; sinon, tous les montants sont en euros par mois.

¹⁶⁷ La variable indicatrice de sélection un_seul_gardien permet de réduire aisément le champ aux cas de familles à un seul gardien.

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
montant_pension	<p>C'est le montant mensuel (en euros) de pension fixé, par le JAF en question, pour tel enfant. = . si mon_pens=-9 (le juge n'a pas fixé de montant de pension) = mon_pens si mon_pens n'est égal ni à -4 ni à -9 = mon_max pour ID_JUGE="ju12" (Ce choix de mon_max a peu d'incidence car l'ampleur des fourchettes de PA fixées par ce JAF est faible) =(mon_min+mon_max)/2 pour ID_JUGE="ju22" et pour ID_JUGE="ju45".</p>	<p>Très peu de JAF ayant choisi de répondre en termes de fourchette, on a pris le centre de la fourchette pour ceux qui ont répondu de cette manière.</p>
ecart_type_PA	<p>Écart-type de la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant</p>	<p>Variable créée pour les analyses s'intéressant à la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant.</p>
diff_moy_GINI_PA	<p>Différence moyenne de GINI de la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant</p>	<p>Variable créée pour les analyses s'intéressant à la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant. Il s'agit d'une mesure robuste de la dispersion de la distribution</p>
sigma_GINI_PA	<p>Estimation de l'écart-type de la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant, fondée sur la différence moyenne de GINI de cette distribution</p>	<p>Variable créée pour les analyses s'intéressant à la distribution du montant des pensions selon les juges, enfant par enfant</p>
fille	<p>indicatrice de sexe de l'enfant</p>	
resid_chez_mere	<p>indicatrice de résidence de l'enfant chez sa mère</p>	

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
Revenu_tot_mere	$\text{Revenu_tot_mere} = \text{revmere} + \text{prempme} + \text{presocme} + \text{Rpatmere} + \text{autrRvme}$	<p>On notera que n'est pas ajouté au revenu de la mère le montant de l'éventuelle pension alimentaire ou prestation compensatoire que la mère peut demander pour elle (compte tenu de l'arbitraire avec lequel on a dû traduire en montants mensuels les PC exprimées en capital, ignorer ces PC n'est pas plus mal). En effet, on n'a pas l'information qui permettrait de le faire, car les variables Mprestcj et Mpenscj, dans le fichier AFFAIRES, correspondent aux montants alloués par le JAF de Mulhouse lors du jugement définitif de divorce (ou peut-être lors de l'ONC, donc lors des mesures provisoires ; or, comme la proposition du père peut être différente, rien ne garantit que le juge fixera une PC ou une PC au niveau demandé par la mère) et elles « n'ont donc pas à entrer en ligne de compte dans l'analyse des décisions rendues par les juges auxquels nous avons soumis notre enquête » parce que « cela ne constitue pas une information certaine sur les revenus des parents » et « a priori les juges ne l'ont pas prise en compte [cette information] dans la fixation des PA pour enfants » (cf. la pratique en deux temps du juge de Mulhouse : d'abord fixer les PA pour enfants, puis PA/PC pour la mère).</p>
Charges_tot_mere	$\text{Charges_tot_mere} = \text{revmere} + \text{prempme} + \text{presocme} + \text{Rpatmere} + \text{autrRvme} + \text{autrchme} + \text{frdeplme} + \text{Fgardeme} + \text{Fscolme} + \text{Fvisme} + \text{loyerme} + \text{preimome} + \text{impotme} + \text{factme} + \text{creditme} + \text{assurme}$	
Revenu_tot_pere	$\text{Revenu_tot_pere} = \text{revpere} + \text{premppe} + \text{presocpe} + \text{Rpatpere} + \text{autrRvpe}$	
Charges_tot_pere	$\text{Charges_tot_pere} = \text{autrchpe} + \text{frdeplpe} + \text{Fgardepe} + \text{Fscolpe} + \text{Fvispe} + \text{loyerpe} + \text{preimope} + \text{impotpe} + \text{factpe} + \text{creditpe} + \text{assurpe}$	<p>On notera que n'est pas déduit du revenu du père le montant de l'éventuelle pension alimentaire ou prestation compensatoire que la mère peut demander pour elle. Pour plus de détail, voir les commentaires à l'occasion de la variable revenu_tot_mere.</p>

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
prestcompens	La variable originelle de montant de l'éventuelle prestation compensatoire comportant un mélange de valeurs de type revenu mensuel et de type capital, on a directement saisi, en les traduisant en même temps en euros, les montants de pension mensuelle dérivés des informations de chaque fiche (lorsqu'un montant en capital était spécifié, on l'a traduit en termes de flux mensuel approximatif)	Dans nos cas types, la prestation compensatoire concerne 7 familles, et elle est toujours due par le père à la mère.
UC_mere_stricto	UC_mere_stricto est le nombre d'unités de consommation du ménage dans lequel vit la mère, si on ignore le cas des éventuels membres de ce ménage autres que la mère et ses enfants.	Un calcul de type : $UC_mere=1 + 0.3*(nb_ef_avecPA_chezmere+nb_ef_horsunion_chezmere) + 0.3*autres_chezmere$ serait inexact parce qu'il ignorerait l'âge des enfants (si ≥ 14 ans, $UC=0,5$, sinon $0,3$) et parce qu'il sous-estimerait le nombre de personnes dans les cas où le père ou la mère vivent avec d'autres adultes que leur éventuel nouveau partenaire, car ces adultes peuvent avoir aussi des enfants dont on ignore l'existence. D'où un double calcul manuel, intégrant toutes les informations disponibles (dont l'âge de chaque enfant percevant une PA) : ** un calcul (dénommé 'stricto') limité au père ou à la mère et aux enfants qui sont les leurs et qui vivent avec eux ** puis un calcul élargi (dénommé 'lato') à l'éventuel nouveau partenaire et à leur éventuel bébé commun (cas N°20), à l'ami qui héberge le père N°24, aux couples des (grands-)parents pour les ex-conjoints N°25 chacun retourné chez papa-maman. On regarde, en 2000, combien d'enfants avaient ≥ 14 ans on ajoute $+0,2 (=0,5-0,3)$ à chaque fois que c'est le cas.
UC_pere_stricto	UC_pere_stricto est le nombre d'unités de consommation du ménage dans lequel vit le père, si on ignore le cas des éventuels membres de ce ménage autres que le père et ses enfants. Voir les explications données en regard de la variable UC_mere_stricto	
mere_pas_encouple	variable indicatrice indiquant si la mère vit à présent en couple	
pere_pas_encouple	variable indicatrice indiquant si le père vit à présent en couple	

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
un_seul_gardien	Sélecteur des 52 enfants des 30 familles à un seul gardien =0 pour la famille 10 (où le père garde un enfant sur les 3) et pour la famille 17 (où le père garde un enfant sur les 2). Au total, 5 enfants sur 57. =1 sinon (52 enfants mais, en réalité, seulement 50 enfants différents et 28 familles différentes, car l'enfant 311 est le clone du 131, et l'enfant 321 est le clone du 221)	L'indicatrice un_seul_gardien vaut généralement 1 lorsque le gardien de tous les enfants est la mère. En réalité c'est aussi parfois le cas lorsque cet unique gardien est le père : c'est ce qui se passe pour l'affaire N°6 (enfant unique - du point de vue PA - gardé par le père) et pour l'affaire N°18 (les deux enfants sont gardés par le père). Voir resid_chez_mere
resid_chez_mere	Sélecteur et variable indicatrice signalant que cet enfant réside chez sa mère. Cette indicatrice joue un rôle-clé dans le calcul des revenus et charges des gardien et non gardien. Voir, par exemple, R_tot_gardien_sansPA	resid_chez_mere=0 concerne 5 enfants (N° 61, 103, 171 mais pas 172, 181 et 182 relevant de la configuration "deux gardiens" - familles 10 et 17 - ou de la configuration "un seul gardien", sous-catégorie "le père" - familles 6 et 18). Voir un_seul_gardien
R_tot_gardien_sansPA	Revenu du parent gardien avant toute réception de PA et sans déduction de charges : $R_tot_gardien_sansPA = resid_chez_mere * revenu_tot_mere + (1 - resid_chez_mere) * revenu_tot_pere$ Ici comme pour les autres variables de revenu et de charges de chacun des deux parents, nous utilisons une formule unique, avec une somme de produits dont l'un est nul : $VVV=resid_chez_mere*ZZZ + (1 - resid_chez_mere)*WWW$. R_tot_gardien_avecautresPA est donc la somme de R_tot_gardien et de autresPA.	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants
charges_gardien	Charges du parent gardien. $charges_gardien = resid_chez_mere * charges_tot_mere + (1 - resid_chez_mere) * charges_tot_pere$	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants
R_net_gardien_sansPA	Revenu du parent gardien avant toute réception de PA, net de charges $R_net_gardien_sansPA = R_tot_gardien_sansPA - charges_gardien$	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
R_tot_nongardien	Revenu du parent non gardien avant tout versement de PA et sans déduction de charges : $R_tot_nongardien = resid_chez_mere * revenu_tot_pere + (1 - resid_chez_mere) * revenu_tot_mere$	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants
charges_nongardien_sansPA	Charges du parent non gardien $charges_nongardien_sansPA = resid_chez_mere * charges_tot_pere + (1 - resid_chez_mere) * charges_tot_mere$	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants
R_net_nongardien_sansPA	Revenu du parent non gardien avant tout versement de PA, net de charges $R_net_nongardien_sansPA = R_tot_nongardien - charges_nongardien_sansPA$	Cette variable, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants
R_tot_gardien_avecautresPA (à titre d'exemple des variables calculées sur ce principe, tant pour le parent gardien que pour le parent non gardien)	$R_tot_gardien_avecautresPA = resid_chez_mere * (revenu_tot_mere + autres_PAenfts) + (1 - resid_chez_mere) * (revenu_tot_pere + autres_PAenfts)$ <p>NB : nous utilisons ici une formule unique, avec une somme de produits dont l'un est nul : $VVV = resid_chez_mere * ZZZ + (1 - resid_chez_mere) * WWW.$ R_tot_gardien_avecautresPA est donc la somme de R_tot_gardien et de autresPA.</p> <p>Rappel : autres_PAenfts = pensionsfamille - montant_pension . C'est le montant des PA versées par le non-gardien pour ses autres enfants (de l'union) que celui qui est concerné par la ligne du fichier sur laquelle on travaille.</p> <p>Cette variable R_tot_gardien_avecautresPA, parce qu'elle fait fi des charges que le parent non gardien de tel membre de la fratrie supporte au titre de la garde d'un frère ou d'une soeur, est inadaptée à l'analyse des situations où père et mère sont chacun gardien de certains enfants</p>	<p>Les variables Revenu_tot_pere, Revenu_tot_mere , charges_tot_pere, charges_tot_mere, et les revenus nets correspondants ont été calculés sans tenir compte des PA.. Ici on postule que le montant des autres PA ont déjà été fixés par le juge et on calcule les revenus et les charges en fonction desquels fixer la PA de cet enfant-là (supposé être le dernier à voir sa pension calculée).</p> <p>On calcule donc ici les revenus, les charges et les revenus nets, des gardiens et non-gardiens, en prenant maintenant en compte les PA des enfants (mais toujours pas PA/PC de la mère) : d'abord avec les PA autres que celle de l'enfant auquel on s'intéresse, puis avec toutes les PA des enfants (pour comparaison avant/après toutes PA).</p>

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
R_tot_gardien_avectoutesPA (à titre d'exemple des variables calculées sur ce principe, tant pour le parent gardien que pour le parent non gardien)	$R_tot_gardien_avectoutesPA = resid_chez_mere * (revenu_tot_mere + pensionsfamille) + (1 - resid_chez_mere) * (revenu_tot_pere + pensionsfamille)$	voir commentaires de la variable R_tot_gardien_avecautresPA
NDVgardien_stri_sansPA	<p>Niveau de vie du parent gardien stricto sensu, sans PA</p> $NDVgardien_stri_sansPA = R_tot_gardien_sansPA / ((UC_mere_stricto * resid_chez_mere) + (1 - resid_chez_mere) * UC_pere_stricto)$	<p>Cette variable fait partie d'un ensemble de calculs alternatifs du niveau de vie des parents gardien et non gardien. Rappel : on opère deux calculs des UC (qui intègre la différence enfants < 14 ans ou non) ** un calcul (dénommé 'stricto') limité au père ou à la mère et aux enfants qui sont les leurs et qui vivent avec eux ** puis un calcul élargi (dénommé 'lato') à l'éventuel nouveau partenaire et à leur éventuel bébé commun (cas N°20), à l'ami qui héberge le père N°24, aux couples des (grands-)parents pour les ex-conjoints N°25 chacun retourné chez papa-maman.</p>
NDVgardien_stri_avecautresPA	<p>Niveau de vie du parent gardien stricto sensu, avec les autres PA</p> $NDVgardien_stri_avecautresPA = R_tot_gardien_avecautresPA / ((UC_mere_stricto * resid_chez_mere) + (1 - resid_chez_mere) * UC_pere_stricto)$	Voir les remarques faites à propos de la variable NDVgardien_stri_sansPA
NDVgardien_stri_avectoutesPA	<p>Niveau de vie du parent gardien stricto sensu, avec toutes les PA</p> $NDVgardien_stri_avectoutesPA = R_tot_gardien_avectoutesPA / ((UC_mere_stricto * resid_chez_mere) + (1 - resid_chez_mere) * UC_pere_stricto);$	Voir les remarques faites à propos de la variable NDVgardien_stri_sansPA
NDVgardien_lato_sansPA (à titre d'exemple des variables calculées sur ce principe, tant pour le parent gardien que pour le parent non gardien)	<p>Niveau de vie du parent gardien lato sensu, sans PA</p> $NDVgardien_lato_sansPA = R_tot_gardien_sansPA / ((UC_mere_lato * resid_chez_mere) + (1 - resid_chez_mere) * UC_pere_lato)$	Voir les remarques faites à propos de la variable NDVgardien_stri_sansPA

Nom de la variable SAS	Ce que représente la variable, comment elle a été construite	Remarques
ratio_NDV_NG_sur_G_stri	Rapport de rapports : $\text{ratio_NDV_NG_sur_G_stri} = \frac{V_NDVnongardien_stri}{V_NDVgardien_stri}$ On peut aussi, en transformant ce ratio, montrer qu'il est égal au ratio de deux autres rapports, concernant, ceux-là, non pas la même personne, mais les deux parents : le rapport des NDV (stricto sensu) du non gardien au NDV du gardien, le tout après versement des pensions, divisé par le rapport analogue mais calculé avant versement des pensions.	
ratio_NDV_NG_sur_G_lato	Rapport de rapports : $\text{ratio_NDV_NG_sur_G_lato} = \frac{V_NDVnongardien_lato}{V_NDVgardien_lato}$	
AA_NDV_NG_sur_G_stri	Rapport des NDV (stricto sensu) du non gardien au NDV du gardien, le tout calculé avant versement des pensions. $\text{AA_NDV_NG_sur_G_stri} = \frac{NDVnongardien_stri_sansPA}{NDVgardien_stri_sansPA}$ AA_NDV_NG_sur_G_stri est posé manquant lorsque le revenu du parent gardien est uniquement constitué par la ou les pensions.	

**Appendice : Liste des enfants et de leurs familles
(+ indicateur de mère gardienne)**

ID_AFF	ID_ENF	resid_ chez_ mere
1	11	1
2	21	1
2	22	1
2	23	1
3	31	1
3	32	1
3	33	1
4	41	1
5	51	1
5	52	1
6	61	0
7	71	1
7	72	1
8	81	1
9	91	1
9	92	1
9	93	1
10	101	1
10	102	1
10	103	0
11	111	1
12	121	1
13	131	1
14	141	1
15	151	1
15	152	1
16	161	1
16	162	1
17	171	0
17	172	1
18	181	0
18	182	0
19	191	1
20	201	1
20	202	1
21	211	1
21	212	1
22	221	1
23	231	1
23	232	1
24	241	1
25	251	1
26	261	1
26	262	1
26	263	1
26	264	1
26	265	1
27	271	1
27	272	1
27	273	1
27	274	1
27	275	1
28	281	1
29	291	1
30	301	1
31	311	1
32	321	1

Annexe n° 6 : pensions, niveau de vie minimum et réduction des inégalités de niveau de vie entre conjoints

Les questions traitées dans cette annexe, qui se fonde sur nos données quasi-expérimentales, sont les suivantes : le niveau auquel est fixé la pension permet-il au parent gardien et aux enfants d'atteindre un niveau de vie minimal (de type seuil de pauvreté), et cela en évitant que le niveau de vie du parent débiteur ne tombe en dessous d'un tel seuil ? En outre, si on passe de cette optique absolue à une optique relative, dans quelle mesure la (ou les) pension(s) alimentaire(s) versée(s) contribue(nt)-elle(s) à rapprocher les niveaux de vie des ex-conjoints ? Enfin, peut-on trouver des facteurs qui expliqueraient l'ampleur de cette réduction de l'éventail des niveaux de vie ? Est-ce que, par exemple, cet éventail se refermerait d'autant moins ou d'autant plus que le niveau de vie du parent débiteur est élevé, que l'éventail avant pension est large, etc. ? Quelles que soient leurs causes, l'existence de niveaux de vie très faibles après (paiement ou réception de la) pension, de même que le maintien, après pension, de fortes disparités de revenus entre ex-époux plaideraient en faveur de barèmes encadrant davantage qu'aujourd'hui la fixation des pensions alimentaires.

Nous allons d'abord (§ 1) montrer que les montants de pension alimentaire proposés par les juges, s'ils ne permettent pas toujours au **parent gardien et aux enfants** d'atteindre un niveau de vie minimal, y parviennent souvent, et cela sans que le niveau de vie du **parent débiteur** ne tombe en dessous d'un tel seuil (§ 2). Puis nous dirons (§ 3) dans quelle mesure la (ou les) pension(s) alimentaire(s) versée(s) contribue(nt) à **rapprocher les niveaux de vie des ex-conjoints**. Enfin, nous chercherons (§ 4) les **facteurs** qui expliquent l'ampleur de cette **réduction de l'éventail** des niveaux de vie (en examinant notamment le rôle éventuel du niveau de vie du parent débiteur et de l'ampleur de l'éventail avant pension).

Ces analyses ne visent pas à dire dans quelle mesure les **objectifs légaux** des pensions alimentaires pour enfants, à supposer qu'ils soient parfaitement clairs, sont atteints à travers les montants fixés par les juges. On cherche plutôt à voir si, de fait, certains objectifs que pourraient avoir les pensions alimentaires sont atteints et donc implicitement poursuivis par les juges (ou, du moins, la plupart d'entre eux) ; certains de ces **objectifs implicites** ne sont assurément pas des objectifs énoncés par la loi : ainsi en va-t-il de la préoccupation consistant à faire en sorte que chaque parent dispose d'un niveau de vie minimum, et cela dans la mesure du possible, c'est-à-dire si la somme des revenus des parents est telle qu'elle permettrait, si elle était répartie d'une certaine manière, d'atteindre cet objectif.

Notons, enfin, que, faute de mieux, nos calculs ressortent d'une **simple logique comptable**, et **non pas d'une logique de comportements**. En effet, lorsque nous comparons des niveaux de vie que nous avons calculés en divisant des revenus ex ante, minorés des montants de pension fixés par les juges dans le cas des parents non gardiens et majorés d'autant dans le cas des parents gardiens, par le nombre d'unités de consommation (UC) tenant compte des personnes des nouveaux ménages formés par les ex-époux, nous ne tenons nullement compte des conséquences que les montants des pensions alimentaires tels que fixés par les juges peuvent avoir sur les comportements des individus et, de ce fait, sur les niveaux de vie des enfants et de chacun des parents ; c'est pourtant à la résultante de ces comportements que correspond, *stricto sensu*, l'idée d'impact, sur les niveaux de vie, des montants de pensions alimentaires fixés par les juges. Malheureusement, le type de données dont nous disposons ne nous permet pas de savoir, par exemple, si tel père, astreint par le juge à verser de substantiels montants de pensions alimentaires, a estimé nécessaire de travailler bien davantage ou d'organiser au contraire son insolvabilité, a décidé de se mettre en couple (ou d'officialiser son union) avec une personne disposant elle aussi de revenus ou, au contraire, de dissimuler cette vie commune, a préféré différer une naissance qui ajouterait à son ménage une bouche à nourrir, a dû déménager pour retrouver un travail que son divorce lui avait fait perdre (cas,

par exemple, du médecin forcé de trouver une place de praticien salarié, après avoir vendu son cabinet et sa clientèle pour dédommager son conjoint avec lequel il vivait sous le régime de la communauté légale), etc. Tous ces effets comportementaux, qui peuvent de surcroît interagir avec la législation en vigueur en matière de prestations familiales, d'aide sociale, de surendettement, d'indemnisation du chômage, etc., nous sont ici inconnus (et sont de toute manière très délicats à chiffrer quand on dispose d'informations les concernant). Il n'en demeure pas moins qu'on ne peut exclure que ces effets comportementaux existent, et c'est donc avec prudence que nous tirerons des conclusions sur la base des calculs purement comptables auxquels nous procédons ici faute de mieux.

1. Au vu des montants de pensions fixés par les juges, peut-on dire que les pensions alimentaires garantissent à l'enfant et à son parent gardien un revenu minimum ?

Pour examiner cette question, on a représenté ci-dessous le croisement du niveau de vie du parent gardien hors pensions reçues et de son niveau de vie une fois intégrées ces pensions. Tous les points sont donc situés au-dessus de la première bissectrice (ou sur celle-ci en cas de pension nulle). Il y a, en principe¹⁶⁸, autant de points que le produit du nombre de juges par le nombre de parents gardiens¹⁶⁹. Sur

¹⁶⁸ Dans toutes les analyses recourant au montant des propositions de pensions faites par les parents, on a préféré **exclure les cas des familles dans lesquelles chacun des parents est gardien** de certains enfants. Ceci concerne deux de nos 32 familles, et leurs cinq enfants en tout (familles 10 et 17, enfants 101, 102 et 172 gardés par leurs mères respectives, enfants 103 et 171 gardés par leurs pères). La raison de cette exclusion est que le risque n'est pas négligeable que les propositions exprimées, dans cette situation, par les parents, ne correspondent pas, en fait, à un montant de pension propre à chaque enfant, mais ne soient qu'un solde, résultat d'une compensation intervenue entre deux totaux de pensions véritablement afférentes, elles, à chacun des enfants, les uns gardés par le père, les autres par la mère. Ainsi par exemple, si le père doit payer plus à la mère que cette dernière ne doit payer au père, les propositions de montants de pensions concernant le(s) enfant(s) dont le père a la garde apparaîtra comme égale à zéro, et les propositions de pensions pour le(s) enfant(s) dont la mère a la garde seront en réalité amputées à concurrence de ce que le père ne recevra pas pour le(s) enfant(s) dont il a la garde. Or, de leur côté, les juges doivent fixer, pour chaque enfant, un montant de pension ignorant les éventuelles compensations jouant entre parents lors du règlement du solde net. Par conséquent, en cas de parents gardiens tous les deux, il n'y aurait rien de bizarre à ce que l'on constate un écart sensible entre les propositions des juges et celles des parents ; en particulier, lorsque l'on voit le juge sortir de l'intervalle de propositions divergentes des parents (qui ne reflètent pas, en fait, des montants de pension), il faut bien regarder s'il ne s'agit pas de familles à deux gardiens. Et cette impossibilité de comparaison fiable, dans ce cas de figure, des propositions des parents et du montant fixé par le juge est irrémédiable car les propositions de pensions faites par les parents risquent de ne pas représenter les pensions réelles mais simplement, comme on vient de l'expliquer, les modalités de règlement d'un solde dont on ignore malheureusement les composantes.

Qu'en est-il pour les analyses de ce paragraphe, menées sur les niveaux de vie sans faire intervenir, elles, les propositions des parents ? En principe, nous aurions pu (et donc dû) inclure les cas de familles à deux gardiens. En fait, nous avons calculé le niveau de vie de chacun des parents pour la situation la plus fréquente, à savoir un seul parent est gardien ; nous avons donc simplement ajouté aux revenus du gardien le montant total des pensions et nous avons déduit des revenus du non gardien ce même montant – un mode de calcul qui donne un résultat faux pour les parents partageant la garde de leurs enfants communs (puisque, par exemple, un père gardien de sa benjamine verrait son niveau de vie calculé par ajout, et non déduction, des montants de pension qu'il verse à la mère pour la garde des deux aînés). Pour couvrir aussi le cas des familles à deux gardiens, il aurait fallu poser que le cas général est la situation, de fait bien plus rare, dans laquelle chaque parent est gardien (on aurait alors calculé le niveau de vie de la mère en déduisant de ses revenus les éventuelles pensions qu'elle verse au père pour la garde des enfants dont celui-ci s'occupe, et en y ajoutant les éventuelles pensions qu'elle reçoit du père pour les enfants dont elle a la garde), cas général qui dégénère en cas particulier lorsqu'il n'y a qu'un seul gardien (une des deux sommes de pensions est alors nulle – comme elle l'est d'ailleurs aussi en pratique en cas d'existence de deux gardiens, seul le parent qui doit plus que l'autre effectuant un règlement). Faute d'avoir calculé les niveaux de vie de la sorte (ce qui n'aurait nullement

chaque verticale, correspondant au niveau de vie hors pension(s) du parent gardien, on trouve autant de points que de juges, points se situant plus ou moins haut au-dessus de la première bissectrice puisque cet écart vertical n'est autre que le montant de pension.

Ce qu'on remarque au vu du graphique N°1, à proximité de l'origine des axes, c'est qu'il existe effectivement des cas dans lesquels le niveau de vie du gardien avant pensions, faible voire nul, n'est pas ou guère amélioré par le versement de la ou des pension(s) alimentaire(s). On serait tenté de chercher à savoir d'abord (première question) si, dans les familles concernées, les revenus du parent débiteur sont suffisamment élevés pour que le niveau de vie du parent gardien puisse être porté, par la fixation des pensions, à un certain niveau, considéré comme le minimum souhaitable¹⁷⁰ ; puis, dans l'affirmative, on voudrait savoir (seconde question) pourquoi certains juges au moins n'ont pas fixé les pensions à un niveau permettant au gardien et à ses enfants de bénéficier d'un revenu minimum.

La réponse à la première question est simple si l'on fixe le niveau de vie minimum à 400 euros par mois (ce qui est très proche du montant du RMI pour une personne seule en 2000). Dans ce cas en effet, les seuls enfants dont le niveau de vie après pension est inférieur à ce seuil sont, d'une part, les trois enfants de la famille N°2, dont le père (non gardien) n'a que des revenus sociaux et pour lesquels père et mère proposent des montants de pension nuls et, d'autre part, l'enfant unique de la famille N°4, dont le père (non gardien) a de très petits revenus d'activité qui, partagés avec la mère, ne permettraient à aucun des deux parents d'obtenir un niveau de vie supérieur au seuil.

La réponse à la première question est moins simple si on passe à un seuil de 500 euros par mois, car s'ajoutent alors aux cas précédents ceux des enfants N°111, 191 et 251, pour presque tous les juges, et ceux des enfants 11, 201 et 202 pour un ou deux juges ayant fixé une pension nulle ou très faible. Mais alors, se demande-t-on, compte tenu de ce que les revenus du parent non gardien ne sont plus négligeables, pourquoi la plupart des juges ont-ils fixé des montants de pension ne permettant pas au parent gardien et à ses enfants d'obtenir un niveau de vie minimum ? Même si nous ignorons sans doute un certain nombre d'éléments de la situation réelle des familles concernées (les juges questionnés les ignoraient eux aussi lorsqu'ils ont fixé les pensions), nous avons connaissance de multiples caractéristiques qui pourraient expliquer cette situation ; mais les données dont nous disposons concernent très (trop) peu de familles différentes.

Finalement, répondre à la seconde question posée précédemment serait donc non seulement très critiquable en raison de la faiblesse des effectifs concernés ; mais elle serait également techniquement vaine, car si chacune des familles à très faibles niveaux de vie hors pension a plusieurs spécificités (ex. remise en couple et hébergement gratis), on sera dans l'impossibilité d'attribuer à telle ou telle de ces

permis pour autant de s'en servir dans des analyses impliquant les montants proposés par les parents), nous avons dû exclure des cas étudiés dans ce paragraphe les cas de familles à deux gardiens.

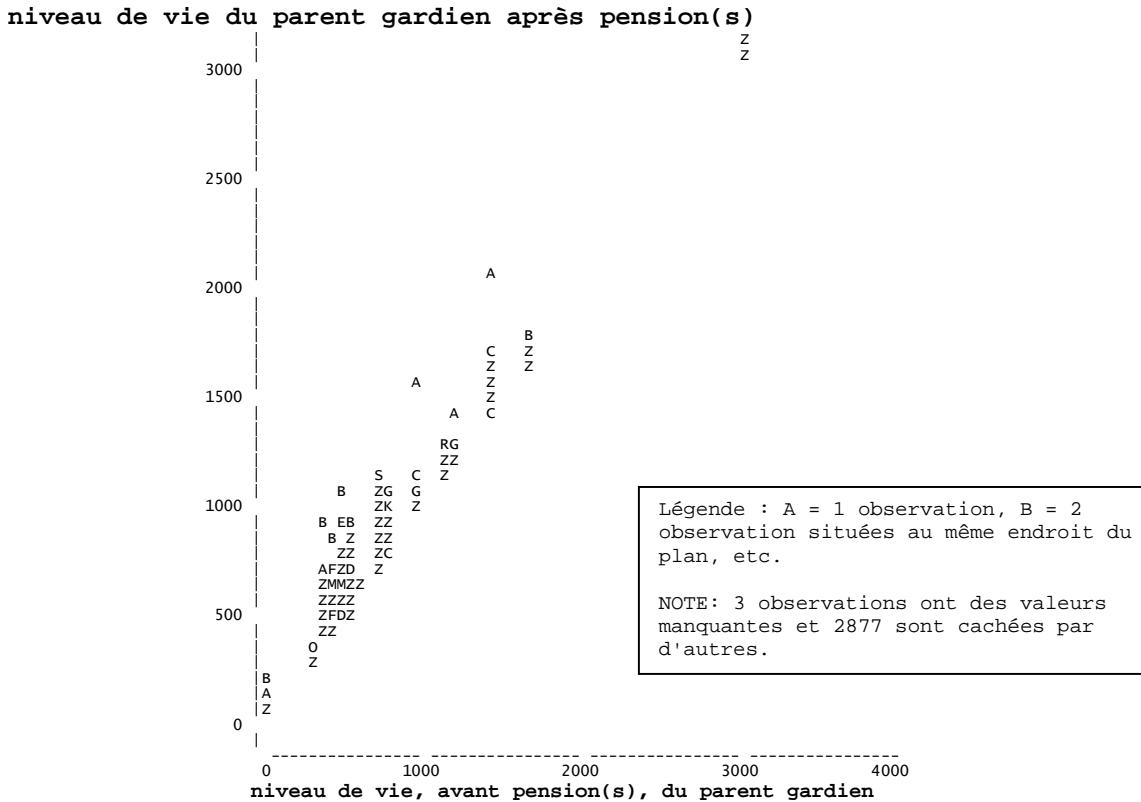
¹⁶⁹ Les trois observations manquantes correspondent aux cas dans lesquels un juge a fixé une pension pour tel enfant mais pas pour tel autre, ce qui rend manquantes, bien qu'on connaisse le montant de pension pour l'enfant en question, les variables de niveau de vie après pensions, parce qu'elles intègrent le total (en partie inconnu) des pensions pour la famille (cas du juge N°41, qui a fixé des pensions pour les enfants 91 et 92 mais pas pour l'enfant 93 ; cas du juge N°52, qui s'est prononcé pour l'enfant 232 mais pas pour l'enfant 231 ; et cas, invisible ici parce qu'il a été déjà exclu au titre des familles à deux gardiens, du juge N°80, qui a fixé un montant de pension pour l'enfant 172 mais pas pour l'enfant 171).

¹⁷⁰ Malheureusement, ces analyses reposent entièrement sur un critère monétaire de pauvreté (alors que l'on pourrait légitimement préférer une approche multidimensionnelle de la pauvreté), et, qui plus est, sur un seuil fixé de façon sinon totalement discrétionnaire (puisque'on se cale ici sur le RMI), du moins en partie arbitraire, opposant, de façon tranchée puisque binaire, les ménages dits pauvres aux autres ménages. De surcroît, ces analyses s'appliquent à des situations pour lesquelles on n'a pas nécessairement toute l'information pertinente.

caractéristiques le fait que les juges n'aient pas poussé le montant de pension alimentaire au niveau qui assurerait au parent gardien et à ses enfants un niveau de vie minimum.

Graphique N° 1 : Niveaux de vie du parent gardien avant et après pension(s)

[croisement, en ordonnées, du niveau de vie du parent gardien, calculé en ajoutant à ses revenus les pensions alimentaires reçues du parent non gardien et sans compter les éventuelles personnes de son ménage autres que ses enfants, avec, en abscisses, son niveau de vie calculé avant pension(s).]



2. Les juges évitent-ils de surcharger le débiteur de pensions alimentaires ?

Formulée de façon plus précise, la question est ici la suivante : certains juges fixent-ils des niveaux de pension alimentaire tels que le niveau de vie du parent gardien et des enfants franchit effectivement (vers le haut) le seuil de pauvreté mais que cela se fait au prix de l'entrée du non gardien en pauvreté ?

Un(e) des juges qui ont répondu à notre questionnaire soulignait, pour s'en indigner, que, sans le dire, certains magistrats minorent les montants des pensions afin de ne pas empêcher le parent non gardien de refaire une nouvelle vie. Il n'est pas facile de tester cette hypothèse, d'autant que la fixation de pensions apparemment peu généreuses peut tenir aussi au souci de voir les pensions effectivement payées, ce qui est moins probable si le fardeau financier est jugé écrasant par le débiteur.

Une infirmation ou confirmation très partielle de cette hypothèse peut provenir de l'examen du niveau de vie du parent gardien après versement des pensions alimentaires : si ce niveau de vie tombe en

dessous d'un certain niveau minimum, c'est sans doute que le juge qui a fixé le montant des pensions n'a guère été accessible à l'argument prêté à ses collègues JAF par la juge dont il est question.

C'est ce que permettent de voir les tableaux N°1 et N°2, qui croisent l'évolution du niveau de vie du parent non gardien consécutive au versement de la pension par ses soins (quatre colonnes : donnée manquante, descente sous le seuil de pauvreté, parent restant non pauvre malgré la pension qu'il doit verser, parent pauvre et l'étant donc encore davantage après versement de la pension) et l'évolution du niveau de vie du parent gardien consécutive au bénéfice de la pension (quatre lignes : donnée manquante, parent non pauvre avant pension et l'étant donc a fortiori après réception de la (ou des) pension(s) alimentaire(s), parent pauvre avant pension mais qui ne l'est plus après réception de la pension, parent pauvre et le restant malgré le bénéfice de la pension). Le tableau N°1 est construit avec un seuil monétaire de niveau de vie s'établissant à 400 euros par mois, tandis que le tableau N°2 utilise le seuil de 500 euros par mois.

Tableau N°1 : évolution du niveau de vie du parent non gardien consécutive au versement de la pension par ses soins et selon l'évolution du niveau de vie du parent gardien consécutive au bénéfice de la pension. Seuil de niveau de vie = 400 euros par mois.

évolution du niveau de vie du parent gardien	Frequency	Evolution du niveau de vie du parent <u>non</u> gardien				Total
	Percent	manquant	np-->p	np--np	p--p	
	Row Pct					
Col Pct						
manquant	3	0	0	0	0	3
	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08
	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
np--np	0	336	2953	0	0	3289
	0.00	8.44	74.20	0.00	0.00	82.64
	0.00	10.22	89.78	0.00	0.00	0.00
	0.00	100.00	86.60	0.00	0.00	0.00
p-->np	0	0	381	0	0	381
	0.00	0.00	9.57	0.00	0.00	9.57
	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00
	0.00	0.00	11.17	0.00	0.00	0.00
p--p	0	0	76	231	0	307
	0.00	0.00	1.91	5.80	0.00	7.71
	0.00	0.00	24.76	75.24	0.00	0.00
	0.00	0.00	2.23	100.00	0.00	0.00
Total	3	336	3410	231	0	3980
	0.08	8.44	85.68	5.80	0.00	100.00

Légende :
p = pauvre
np = non pauvre
-- = classement non affecté par la pension alimentaire
--> = classement affecté par la pension alimentaire
chiffre du haut de chaque case du tableau : effectif absolu
chiffre en dessous : pourcentage calculé sur le total général
chiffre en dessous : pourcentage calculé sur le total marginal en ligne
chiffre en bas de chaque case : % calculé sur le total marginal en colonne

Tableau N°2 : évolution du niveau de vie du parent non gardien consécutive au versement de la pension par ses soins et selon l'évolution du niveau de vie du parent gardien consécutive au bénéfice de la pension. Seuil de niveau de vie = 500 euros par mois.

Frequency Percent Row Pct Col Pct	manquant	np-->p	np--np	p--p	Total
manquant	3 0.08 100.00 100.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	3 0.08
np--np	0 0.00 0.00 0.00	384 9.65 16.18 100.00	1912 48.04 80.57 58.20	77 1.93 3.24 25.00	2373 59.62
p-->np	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	1085 27.26 100.00 33.03	0 0.00 0.00 0.00	1085 27.26
p--p	0 0.00 0.00 0.00	0 0.00 0.00 0.00	288 7.24 55.49 8.77	231 5.80 44.51 75.00	519 13.04
Total	3 0.08	384 9.65	3285 82.54	308 7.74	3980 100.00

La seule différence avec le tableau précédent tient au fait que les calculs ont été menés avec un seuil de 500 euros par mois et non pas de 400.

Une des conclusions que l'on peut tirer de ces deux tableaux est que, du moins si on se fixe un seuil de pauvreté égal à 400 ou à 500 euros par mois, jamais le montant de pension alimentaire fixé par le juge à un niveau tel qu'il sorte le gardien de la pauvreté, n'y plonge le non gardien.

3. Dans quelle mesure la (ou les) pension(s) alimentaire(s) versée(s) contribue(nt)-elle(s) à rapprocher les niveaux de vie des ex-conjoints ?

Apparemment simple, cette question est, en réalité, rendue plus complexe par l'existence de cas dans lesquels l'éventail des niveaux de vie au départ est au bénéfice du gardien : c'est le cas pour 8 enfants, issus de sept familles¹⁷¹.

Par ailleurs, parce que les niveaux de vie initiaux ne sont pas fonction du montant de la pension fixé par chaque juge, l'éventail des niveaux de vie initiaux est une caractéristique des familles. On va donc pouvoir, pour les analyses préliminaires portant sur ces niveaux de vie initiaux, ne tracer qu'un point par famille, ce qui allégera considérablement les graphiques. En revanche, pour les analyses de réduction de l'éventail des niveaux de vie, il y aura autant de points sur les graphiques qu'il y aura de pensions fixées par un juge pour un enfant¹⁷².

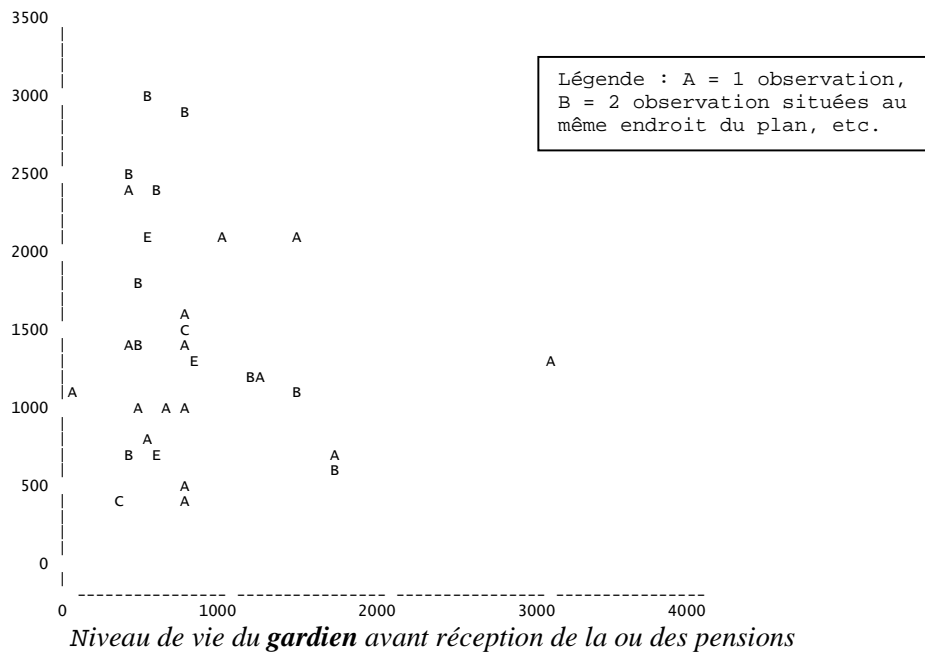
¹⁷¹ Le cas de ces huit enfants (familles N°10, 13, 14, 17, 18 pour deux enfants, 24 et 31) peut être traité, quoique séparément de celui des autres enfants ; il n'en va pas de même du cas de l'enfant 41 (famille 4, enfant unique 41), qui est de toute manière exclu de toutes les analyses d'éventail des revenus, parce que celui-ci ne peut pas être calculé, le revenu du gardien étant nul au départ.

¹⁷² Pour les cinq juges qui n'ont fixé aucune pension, l'éventail des niveaux de vie après pension sera manquant pour tous les enfants, et il manquera de ci de là pour d'autres juges, pour les quelques enfants auxquels ils n'ont pas attribué de montant de pension (même nul). Le ratio des éventails sera donc manquant pour tous ces cas. On part donc de 4.316 (= (57-5) enfants * 83 juges) observations du fait que, pour cinq enfants, il y a deux gardiens (familles

Le graphique N°2 ci-dessous montre qu'il existe des familles (à un seul gardien) où, au départ, le gardien a un niveau de vie supérieur à celui du non gardien : ces familles sont représentées par des points situés en dessous de la première bissectrice. C'est une situation dans laquelle le versement de la ou des éventuelles pensions va aggraver ce déséquilibre initial.

Graphique N°2 : Croisement entre les niveaux de vie initiaux (niveau de vie du non gardien en ordonnées, avant versement de la ou des pensions, niveau de vie du gardien en abscisses, avant réception de la ou des pensions)

Niveau de vie du non gardien avant versement de la ou des pensions



Pour déterminer si les pensions alimentaires fixées par les juges rapprochent un peu ou beaucoup les niveaux de vie – NDV – (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie gardien/non gardien), on a calculé le ratio suivant, rapport de rapports :

$$\text{Ratio} = \text{éventail NDV après PA} / \text{éventail NDV avant PA.}$$

Ce ratio peut s'écrire de deux manières, débouchant sur deux interprétations complémentaires.

- Soit en rapportant l'une à l'autre l'évolution des niveaux de vie des deux parents :

N°10 et N°17, enfants 101, 102 et 103, 171 et 172). On passe à 3.980 observations si on retire les cas de pensions non fixées pour l'enfant en question et à 3.977 observations si on retire en plus les trois cas de pension non fixée pour un de ses frères et sœurs alors qu'une pension a été fixée pour cet enfant-là. Parce que, de surcroît, on retire la famille N°4, à éventail de niveau de vie initial non calculable (cf. note précédente), on passe à 3.901 observations. On n'ôte pas, ici, les cas des familles N°31 et N°32 (enfants 311 et 321, clones des enfants 131 et 221 mais sans informations sur les charges) ; on n'ôte pas non plus l'enfant 152 (dont l'info-fiche ne mentionnait pas, par erreur, les propositions de pension faites par les parents).

$$\text{Ratio} = \frac{\frac{\text{NDV}_{\text{ng après}}}{\text{NDV}_{\text{ng avant}}}}{\frac{\text{NDV}_{\text{g après}}}{\text{NDV}_{\text{g avant}}}}$$

avec « ng » le parent non gardien, « g » le parent gardien, « après » après paiement de la pension alimentaire et « avant » avant le paiement de la PA.

- Soit en rapportant l'un à l'autre l'éventail des niveaux de vie des deux parents avant et après versement des pensions :

$$\text{Ratio} = \frac{\frac{\text{NDV}_{\text{ng après}}}{\text{NDV}_{\text{g après}}}}{\frac{\text{NDV}_{\text{ng avant}}}{\text{NDV}_{\text{g avant}}}}$$

Ce ratio prend des valeurs mécaniquement inférieures ou égales à l'unité, puisque le versement de pension(s) alimentaire(s) réduit nécessairement l'éventail. Plus le ratio est proche de 0, plus l'effet de réduction est important (la valeur nulle correspondrait au cas-limite dans lequel le parent non gardien se voit imposer de verser tout son revenu à titre de pensions).

Exemple fictif :

NDV Non Gardien avant paiement des PA = 100

NDV Gardien avant perception des PA = 50

NDV Non Gardien après paiement des PA = 90

NDV Gardien après perception des PA = 75

Dans ce cas, le rapport de l'évolution des niveaux de vie de chacun des deux parents, suite au versement des pensions, s'établit à 0,9/1,5, et le rapport des niveaux de vie non-gardien / gardien passe de 2 avant versement des pensions à 1,2 après ; et le ratio vaut donc 0,6 selon les deux modes de calcul. Notons que cette valeur du ratio est pratiquement la plus petite que nous observions dans nos données.

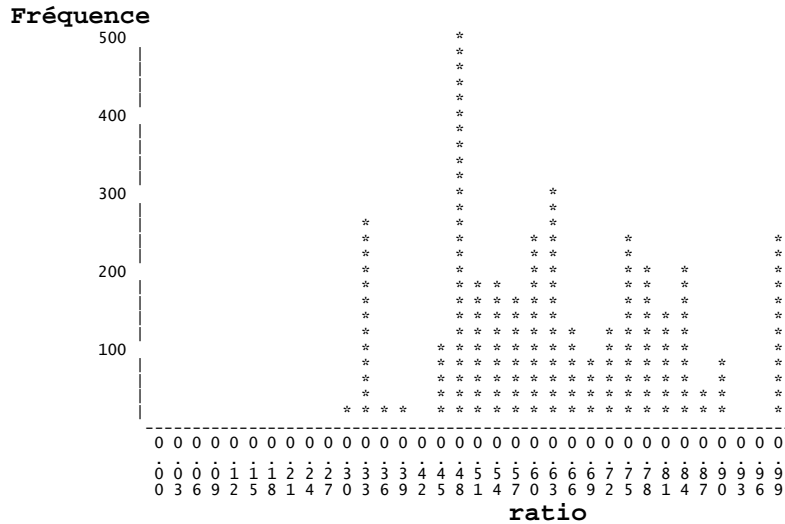
On va traiter séparément les cas dans lesquels le niveau de vie¹⁷³ du non gardien est supérieur à celui du gardien (Graphique N°3), ou inférieur ou égal à ce dernier¹⁷⁴ (Graphique N°4), mais on présentera ces deux graphiques à la même échelle, pour faciliter la comparaison.

¹⁷³ L'histogramme serait strictement identique si, au lieu de travailler, comme ici, sur les niveaux de vie calculés en ignorant l'éventuelle existence, au sein des nouveaux ménages, de personnes autres que les ex-époux et leurs enfants (conception dite stricto sensu), on en tenait compte (conception dite *lato sensu*).

¹⁷⁴ Alors que, dans la première expression du ratio, le dénominateur est toujours supérieur ou égal à l'unité, dans la seconde expression, en revanche, il est inférieur à l'unité lorsque le niveau de vie du parent non gardien est supérieur à celui du gardien avant versement de la ou des pensions, mais supérieur à l'unité dans le cas inverse.

Graphique N°3 : Ampleur de l'effet des pensions alimentaires (total familial) pour le rapprochement des niveaux de vie des deux ex-époux.

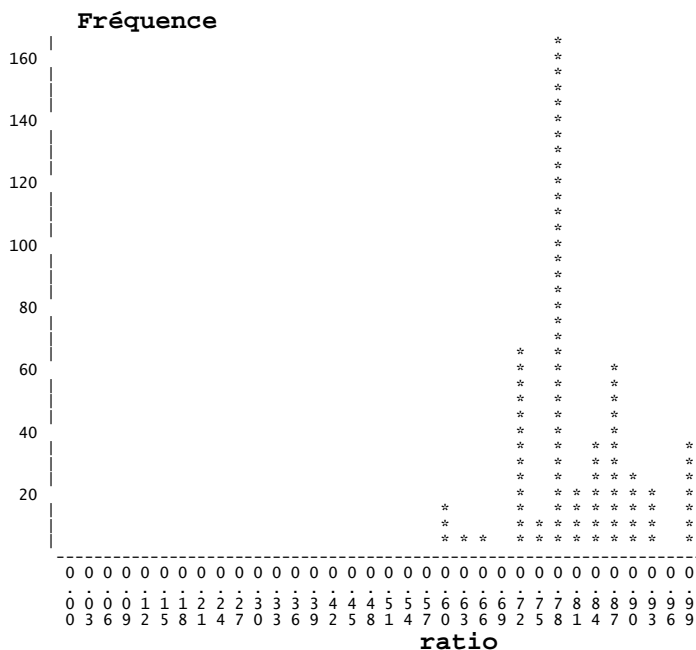
Cas, ici, des 3.441 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est *supérieur* à celui du gardien avant versement de la ou des pensions.



Le commentaire qu'appelle ce graphique est que les pensions alimentaires ont, lorsque le niveau de vie du parent non gardien est **supérieur** à celui du gardien avant versement de la ou des pensions, un **effet parfois très sensible** de réduction de l'éventail.

Graphique N°4 : Ampleur de l'effet des pensions alimentaires (total familial) pour le rapprochement des niveaux de vie des deux ex-époux.

Cas, ici, des 460 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est *inférieur ou égal* à celui du gardien avant versement de la ou des pensions.



Le commentaire qu'appelle ce graphique est que les pensions alimentaires ont, lorsque le niveau de vie du parent non gardien est **inférieur ou égal** à celui du gardien avant versement de la ou des pensions, un **effet nettement moins sensible** (même si on ne cède pas à l'illusion que peut créer l'asymétrie des valeurs du ratio de chaque côté de l'unité) de réduction de l'éventail que dans le cas où il est supérieur. Accessoirement, on note, au vu de la différence d'allure et de positionnement de ces deux distributions, qu'il était utile de distinguer les deux cas.

4. Les facteurs qui expliquent l'ampleur de cette réduction de l'éventail des niveaux de vie.

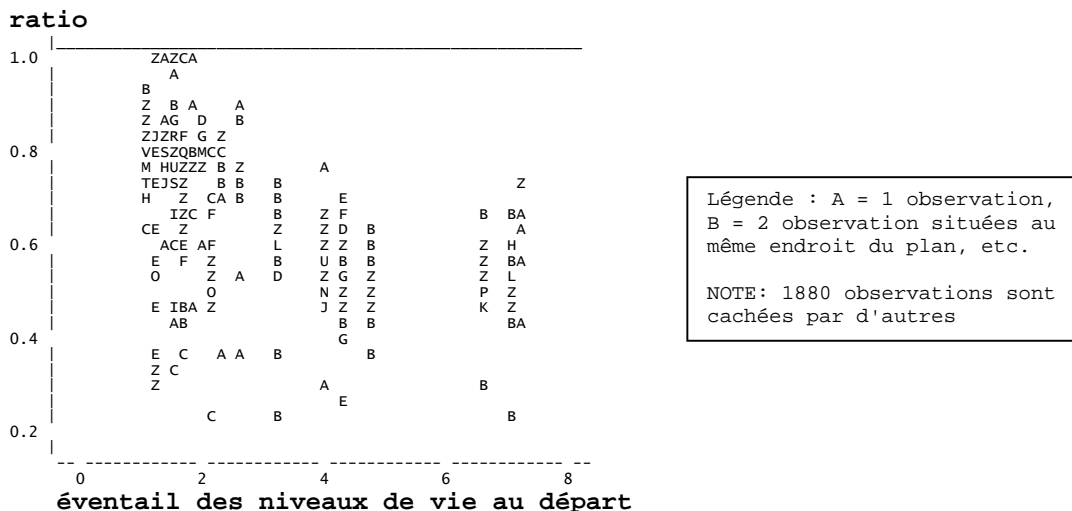
Examinons successivement le rôle éventuel, sur l'ampleur de la réduction de l'éventail des niveaux de vie, de l'ampleur de l'éventail avant pension(s), puis du niveau de vie du parent débiteur.

4.1 L'effet de rapprochement des niveaux de vie (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie non gardien / gardien) est-il fonction de l'éventail des niveaux de vie au départ ?

Pour les familles à un seul gardien, et d'abord pour les 3.441 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est supérieur à celui du gardien avant versement de la ou des pensions, le graphique N°5, où l'horizontale correspondant à ratio=1 correspond au maintien de l'éventail (cas de pension nulle), montre une relation négative, suggérant que, dans ce cas, plus les niveaux de vie avant pension(s) sont inégaux (au profit du non gardien, dans ce graphique), plus forte est, en général, la réduction relative de l'éventail des niveaux de vie. Le coefficient de corrélation linéaire vaut $-0,355$ ($p < 0,01\%$).

Graphique N°5 : l'effet de rapprochement des niveaux de vie (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie non gardien/gardien, mesuré par le ratio figurant en ordonnées) est-il fonction de l'éventail des niveaux de vie au départ (figurant en abscisses) ?

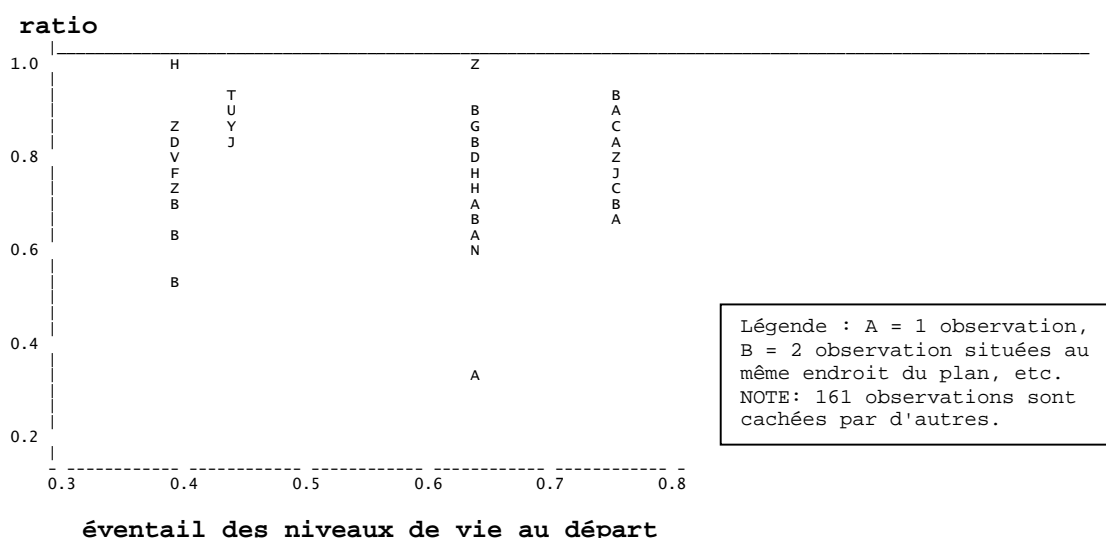
Cas des 3.441 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est supérieur à celui du gardien avant versement de la ou des pensions (et donc valeurs en abscisses toujours > 1).



Toujours pour les familles à un seul gardien, mais cette fois pour les 460 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est inférieur ou égal à celui du gardien avant versement de la ou des pensions, le graphique N°6, où l'horizontale correspondant à ratio=1 correspond au maintien de l'éventail (cas de pension nulle), ne semble pas exhiber de relation très nette, même si le calcul du coefficient de corrélation linéaire donne -0,124 (significatif à p=0,77%) ; ce qui voudrait dire que, contrairement au cas où le niveau de vie initial du parent non gardien est supérieur à celui du parent gardien, ici, les deux coefficients de corrélation linéaire sont négatifs ; il faut toutefois bien réaliser que la situation d'égalité initiale des niveaux de vie des deux parents (éventail=1) correspond à la frontière gauche du premier graphique mais à la frontière droite du second.

Graphique N°6 : l'effet de rapprochement des niveaux de vie (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie non gardien/gardien, mesuré par le ratio figurant en ordonnées) **est-il fonction de l'éventail des niveaux de vie au départ** (figurant en abscisses) ?

Cas des 460 observations pour lesquelles le niveau de vie du parent non gardien est inférieur ou égal à celui du gardien avant versement de la ou des pensions (et donc valeurs en abscisses toujours inférieures ou égales à 1).



4.2. L'effet de rapprochement des niveaux de vie (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie gardien/non gardien) **est-il fonction du niveau de vie au départ du non gardien ?**

Il importe, ici aussi, de distinguer les cas dans lesquels, au départ, le niveau de vie du non gardien est supérieur ou non à celui du gardien : dans la première situation, le coefficient de corrélation linéaire vaut -0,33, contre +0,19 dans l'autre (et -0,38 si on considère ces deux situations ensemble¹⁷⁵).

¹⁷⁵ On se trouve donc dans un cas où le coefficient de corrélation linéaire pour un ensemble formé de deux groupes de points prend une valeur extérieure à l'intervalle formé par les valeurs de ce coefficient pour chacun des deux groupes, ce qui n'a rien d'anormal.

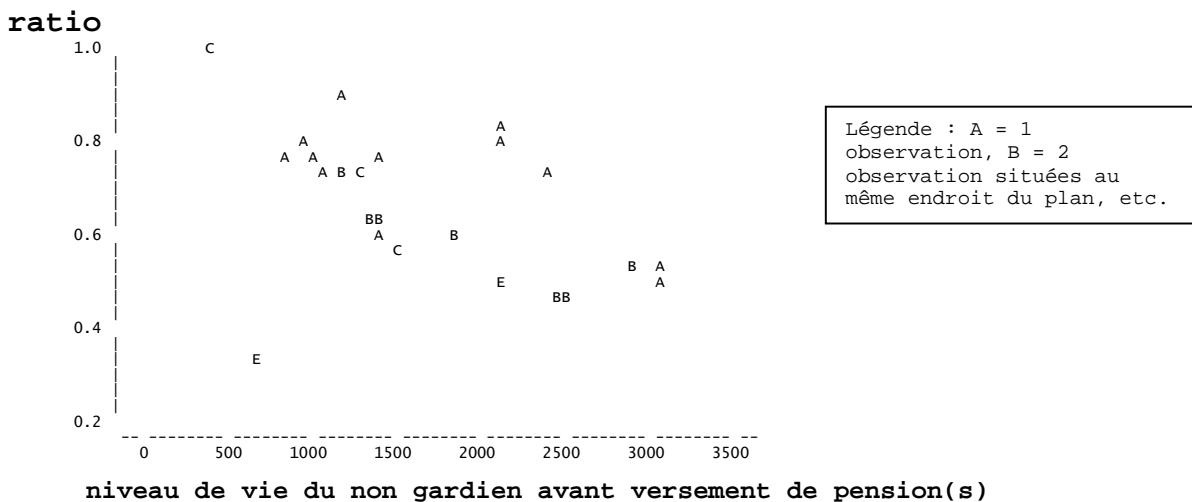
Nous ne reproduisons pas, ici, les trois graphiques en question, nous bornant à en tirer les conclusions, plutôt complexes et surprenantes, parce contre-intuitives : plus pauvre est, au départ, le non gardien

- moins l'éventail sera réduit par les pensions alimentaires (ratio proche de 1) si, au départ, le gardien est plus pauvre encore que le non gardien
- plus l'éventail sera réduit par les pensions alimentaires si le gardien est moins pauvre que le non gardien.

Voulant voir si ces relations, établies pour tous les juges à la fois, étaient valides au niveau de chaque juge, nous avons tracé les graphiques précédents (effet de réduction de l'éventail des niveaux de vie gardien/non gardien en fonction du niveau de vie au départ du non gardien) **juge par juge** et nous avons calculé les coefficients de corrélation linéaire correspondants, et tout cela séparément pour les cas dans lesquels, au départ, le niveau de vie du non gardien est supérieur ou non à celui du gardien.

Notre conclusion, pour le cas majoritaire où, au départ, le niveau de vie du non gardien est supérieur à celui du gardien, est que, pour quasiment tous les (78) juges, le nuage de points est à pente négative nette (sauf pour les juges N°60 et N°80, pour lesquels le coefficient de corrélation linéaire est positif, mais petit). Très souvent, la famille N°27 est en position d'*outlier* (seule exception : le juge N°75). L'exemple du juge N°83 (Graphique N°7) illustre ce que l'on observe très souvent comme nuage de points.

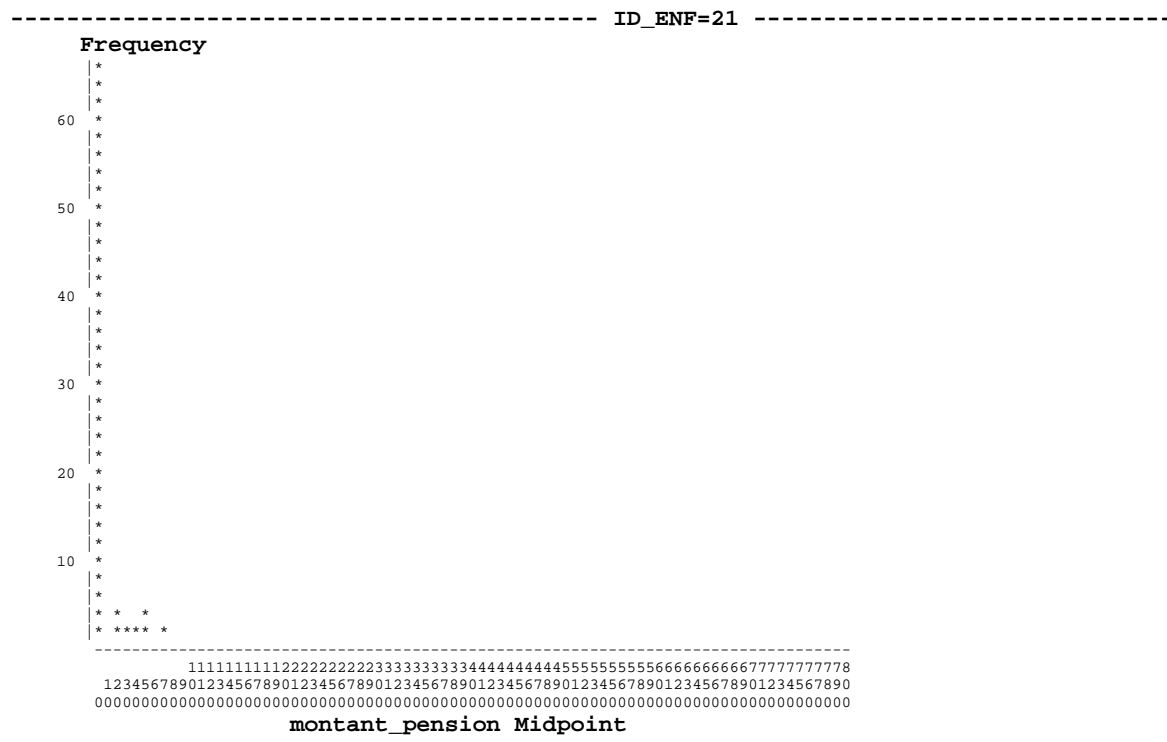
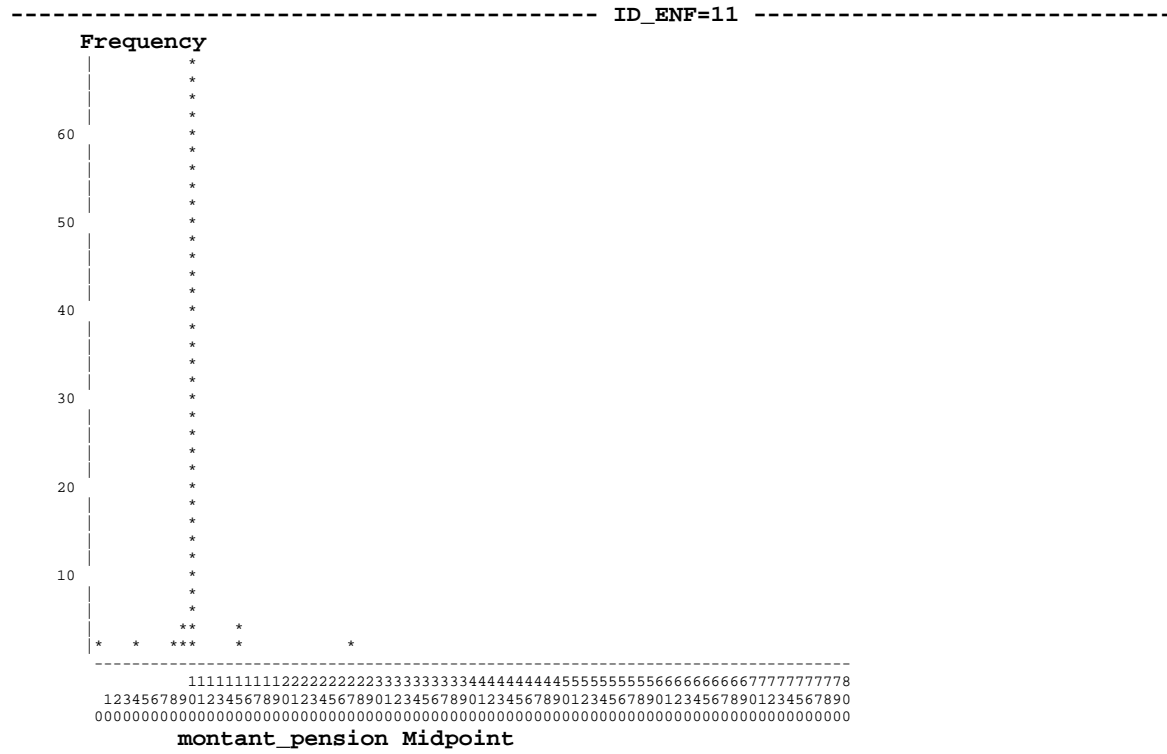
Graphique N°7 : illustration, sur le cas du juge N°83, du lien typique, juge par juge, entre l'ampleur de l'effet de rapprochement des niveaux de vie gardien/non gardien et le niveau de vie au départ du non gardien.



Pour le cas où, au départ, le niveau de vie du non gardien est **inférieur ou égal** à celui du gardien, les nuages de points juge par juge sont extrêmement divers, débouchant sur des valeurs tantôt positives, tantôt négatives du coefficient de corrélation linéaire, sans que, pour autant, il s'agisse de valeurs proches de zéro.

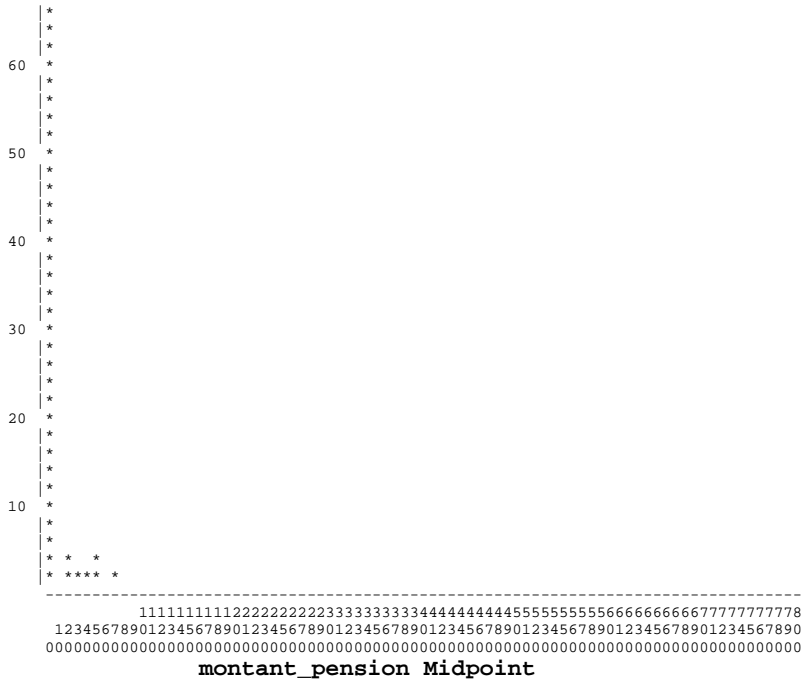
Annexe n° 7 : histogrammes des pensions enfant par enfant

Source : Programme PA60.SAS



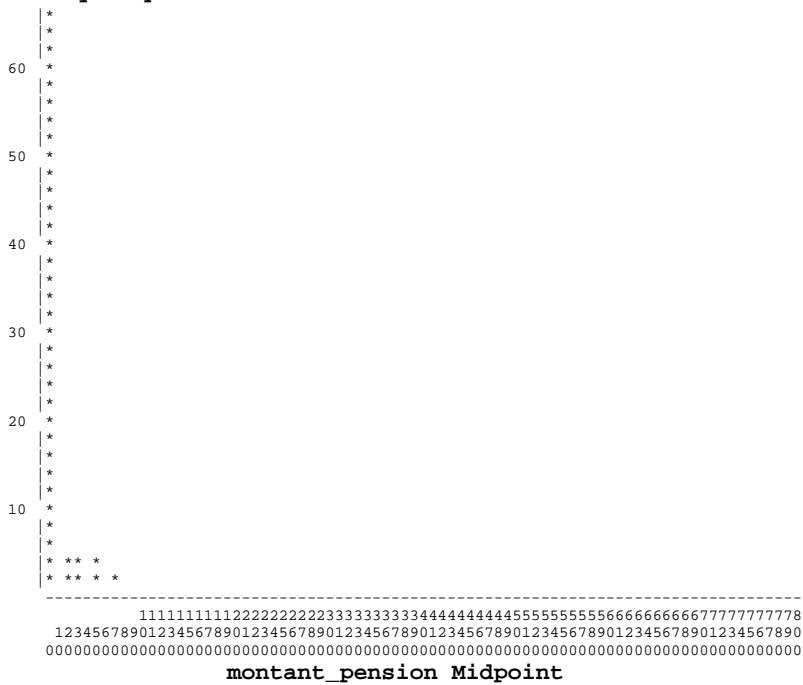
----- ID_ENF=22 -----

Frequency

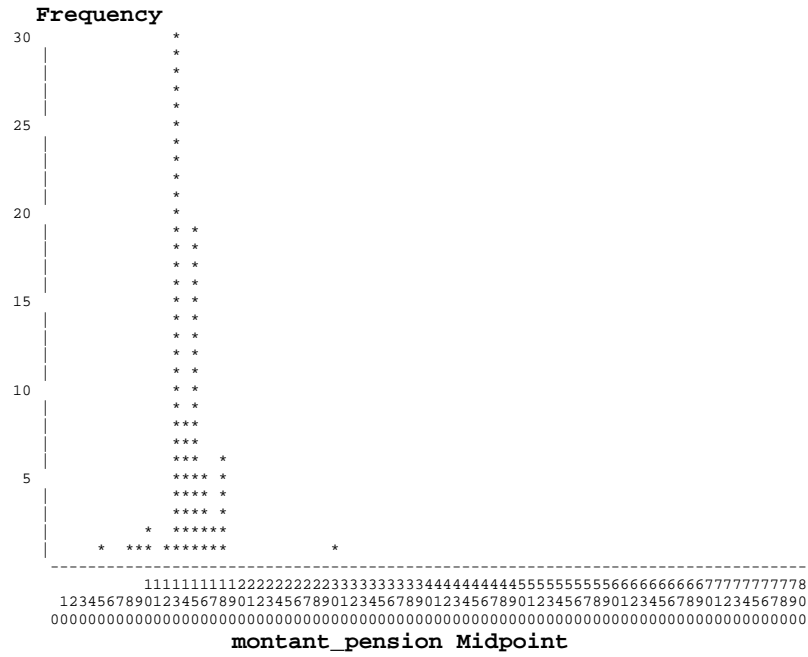


----- ID_ENF=23 -----

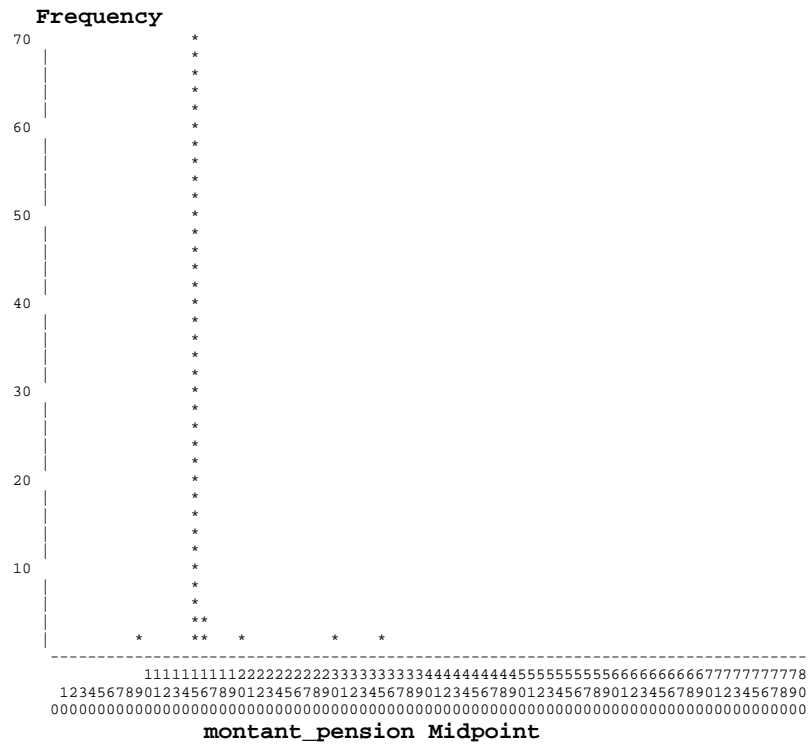
Frequency



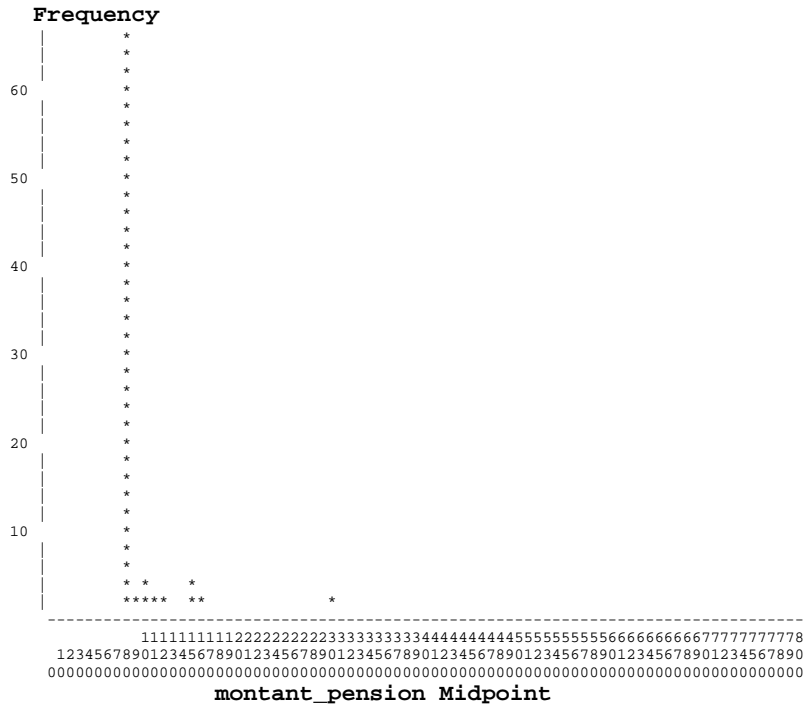
----- ID_ENF=33 -----



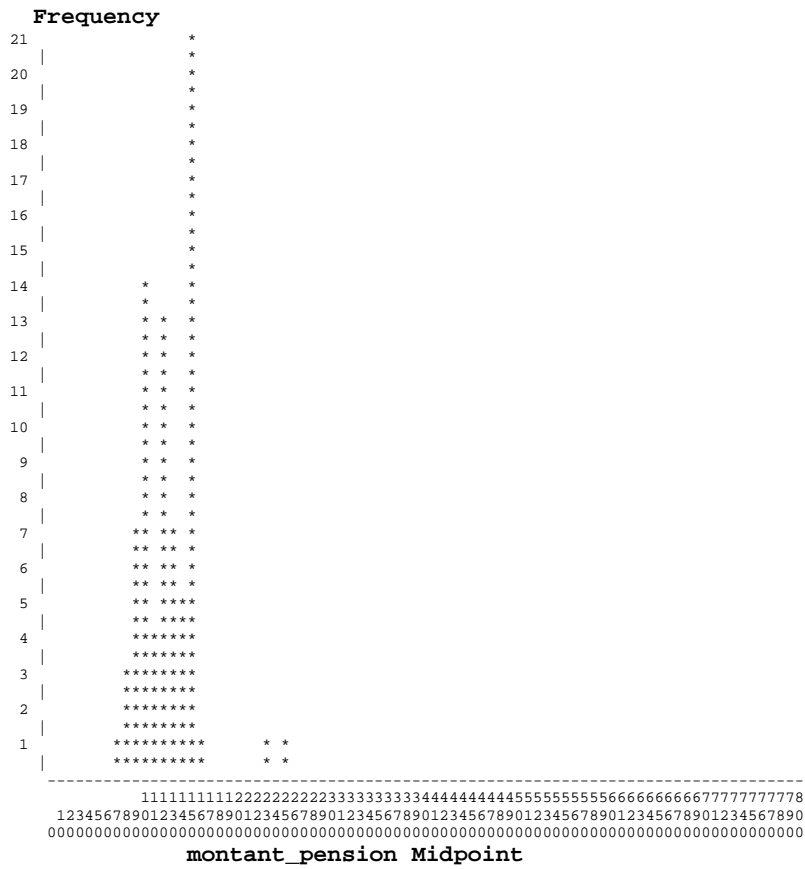
----- ID_ENF=41 -----



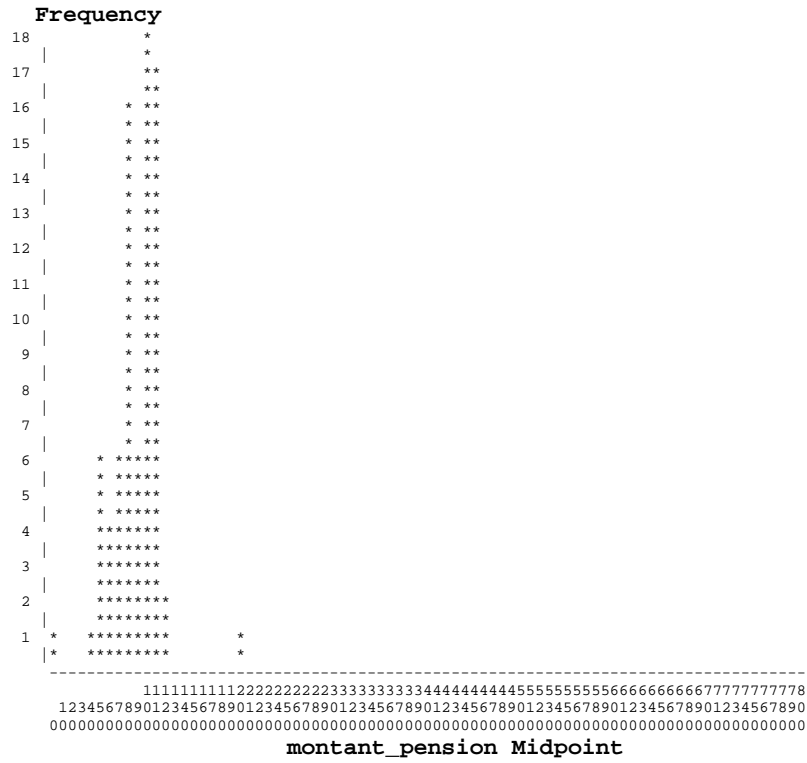
----- ID_ENF=61 -----



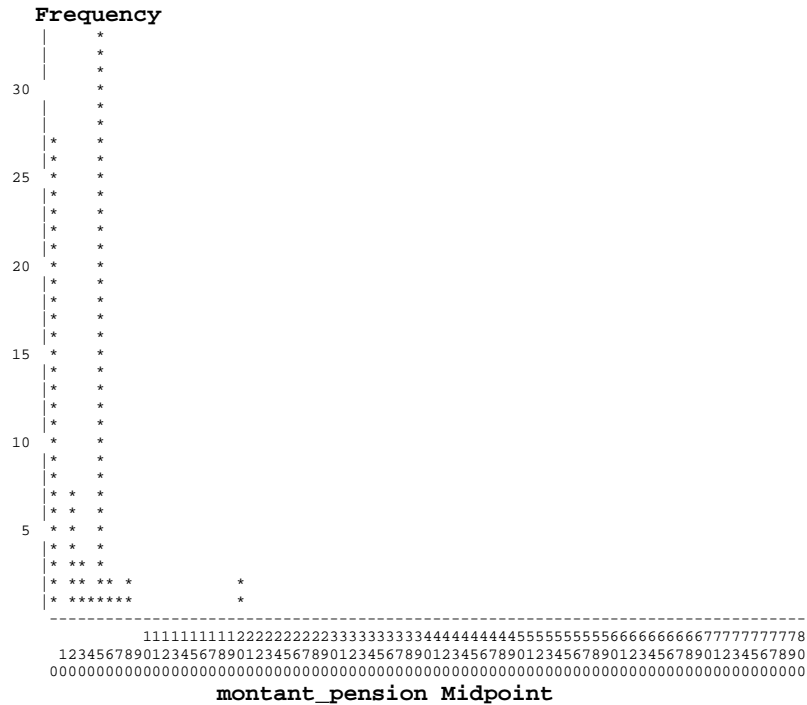
----- ID_ENF=71 -----



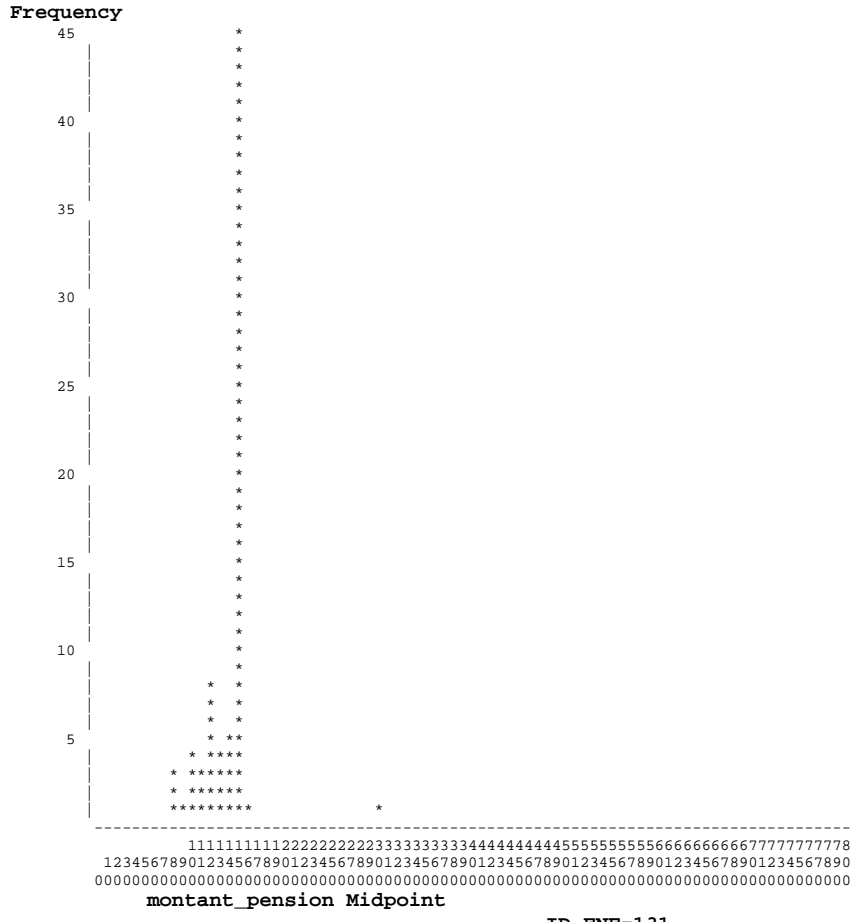
----- ID_ENF=91 -----



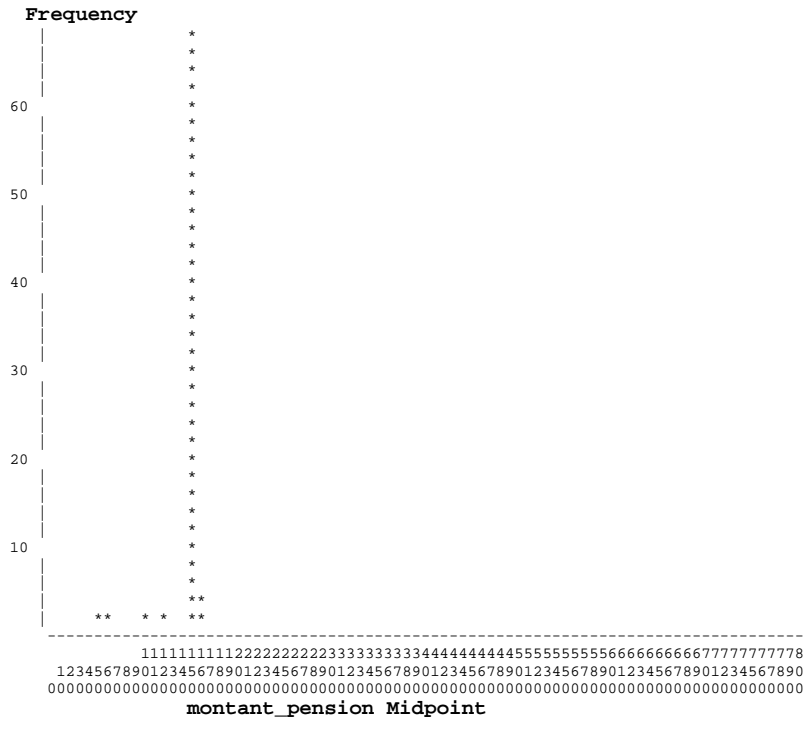
----- ID_ENF=101 -----

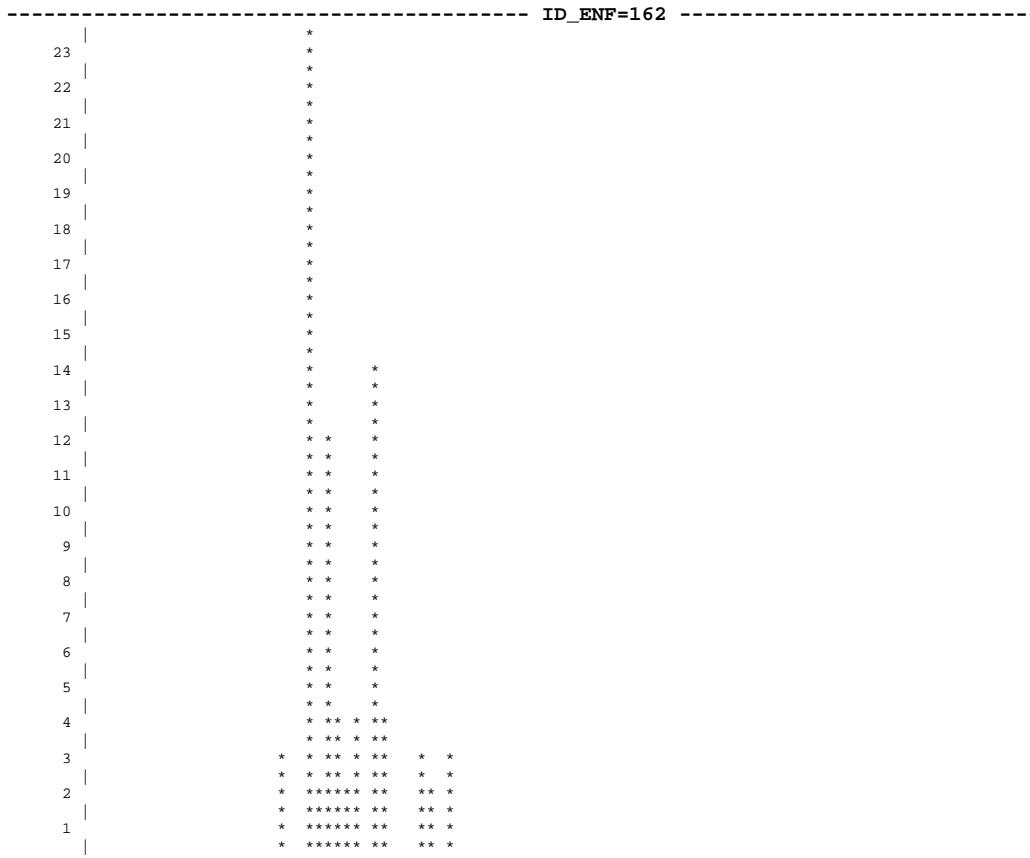


----- ID_ENF=121 -----



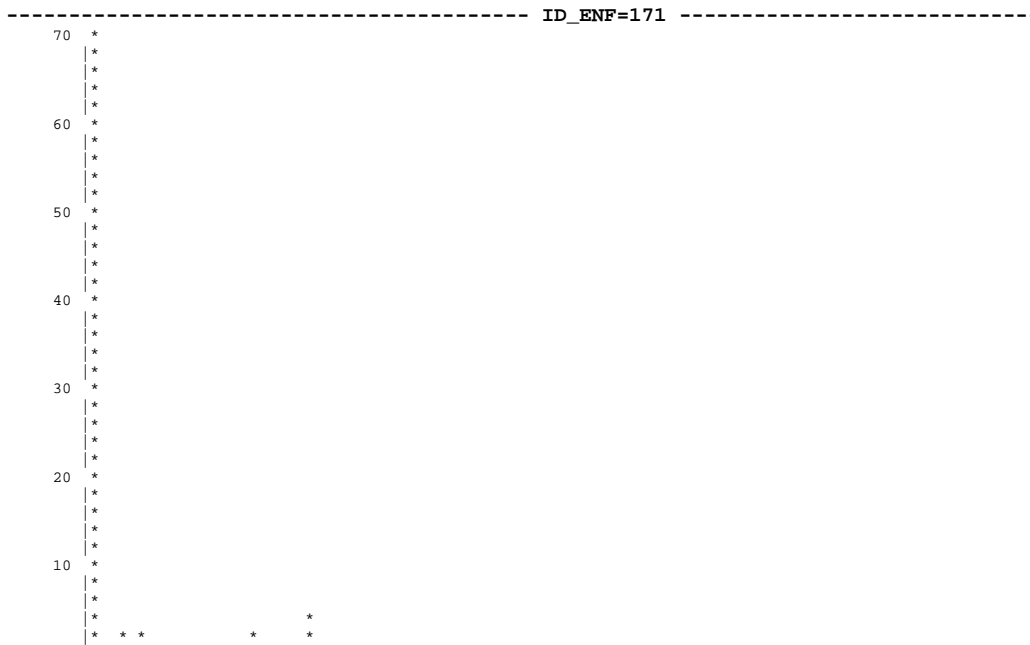
----- ID_ENF=131 -----





11111111112222222222333333333344444444445555555555666666666677777777778
 12345678901234567890123456789012345678901234567890123456789012345678901234567890
 000

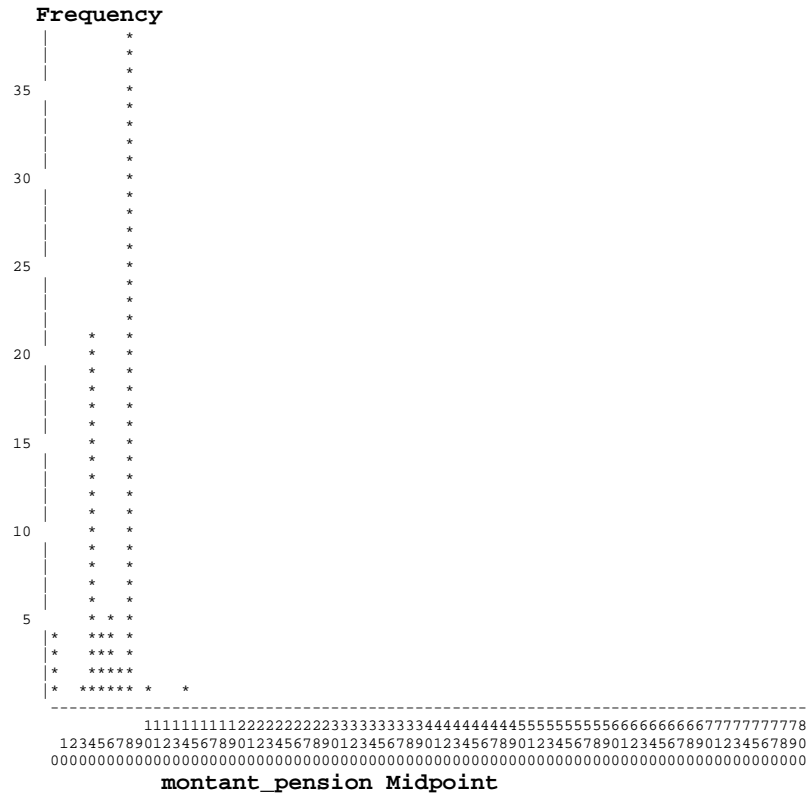
montant_pension Midpoint



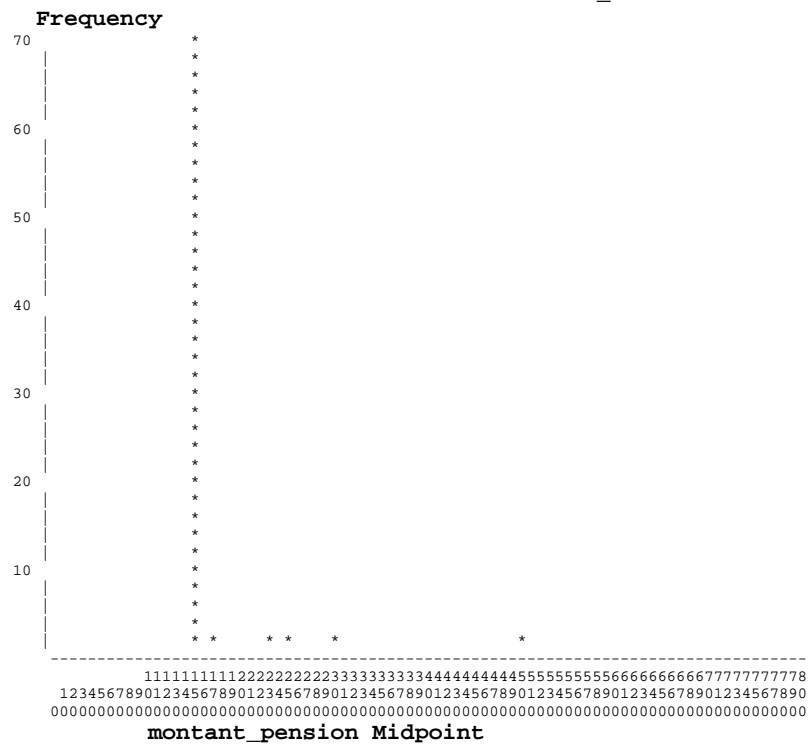
11111111112222222222333333333344444444445555555555666666666677777777778
 12345678901234567890123456789012345678901234567890123456789012345678901234567890
 000

montant_pension Midpoint

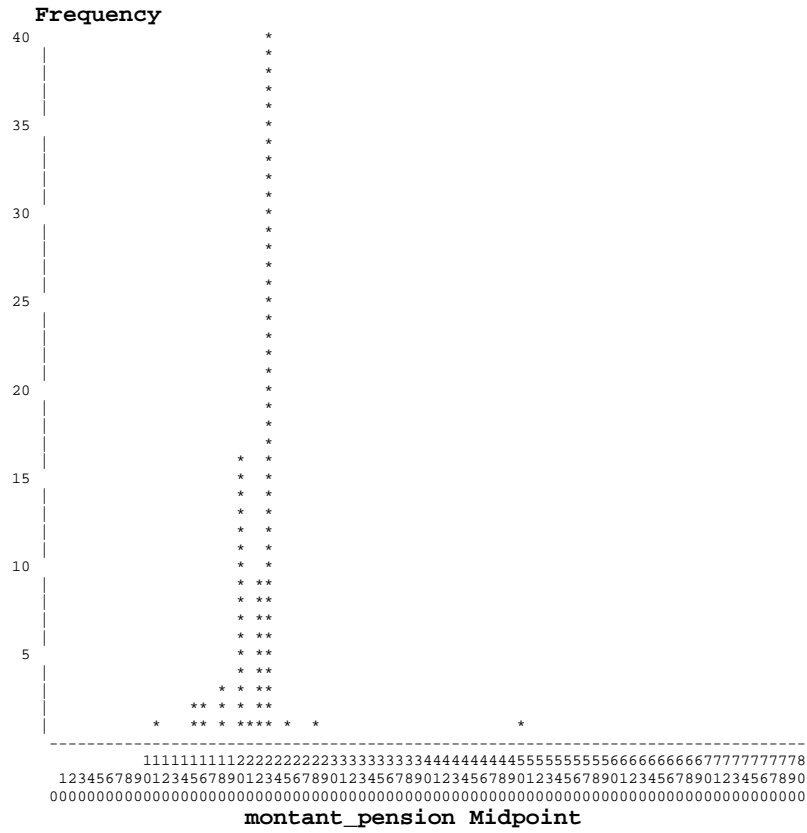
----- ID_ENF=182 -----



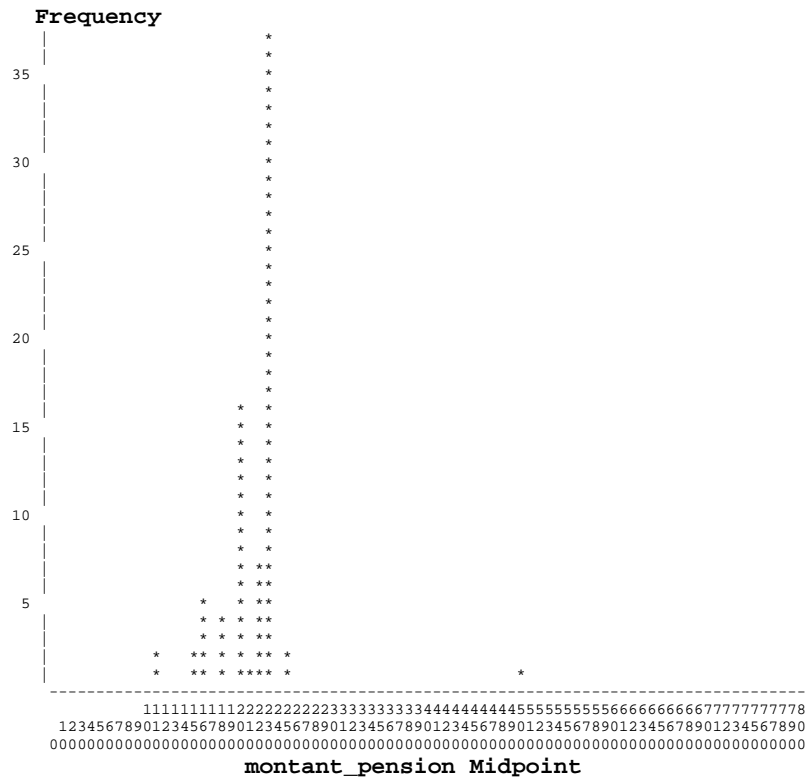
----- ID_ENF=191 -----



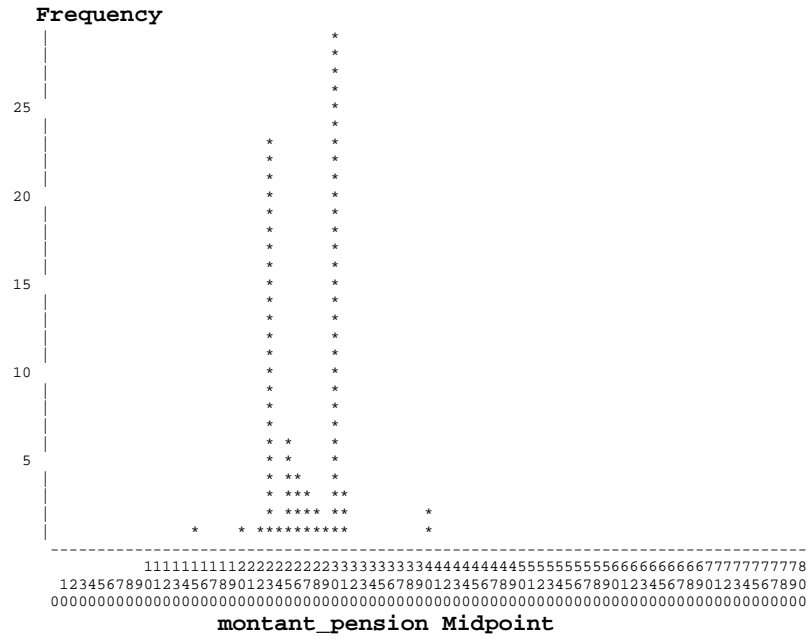
----- ID_ENF=201 -----



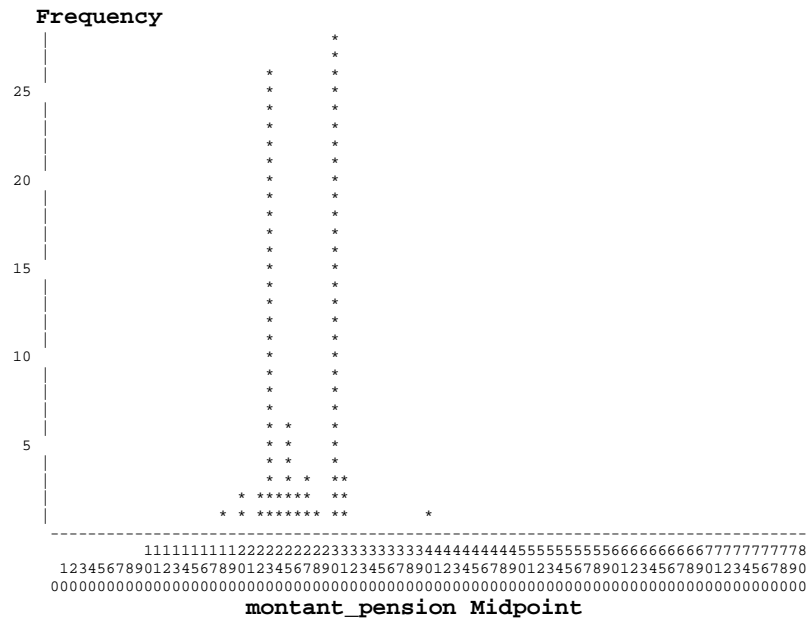
----- ID_ENF=202 -----



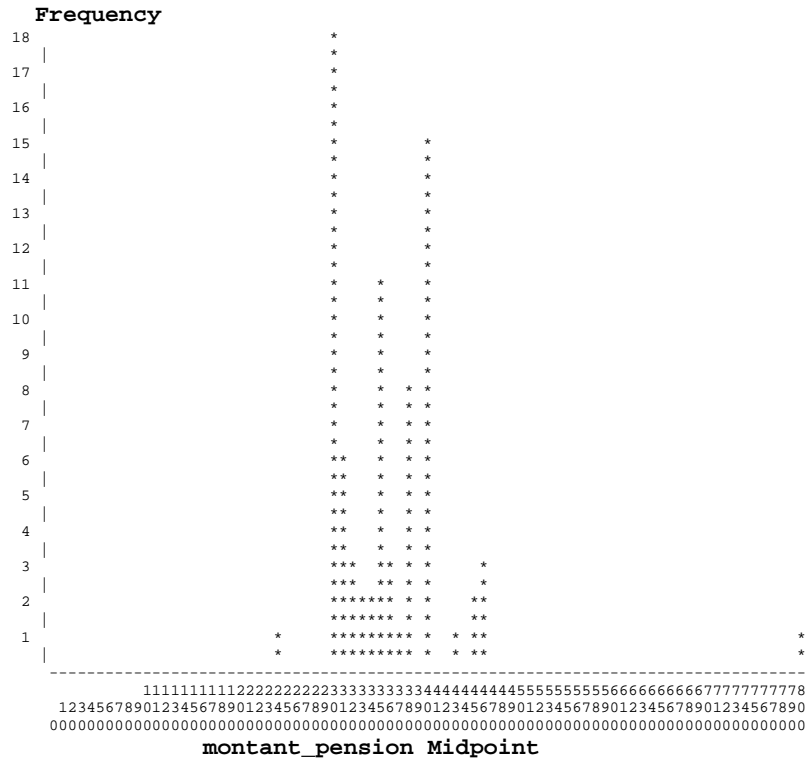
----- ID_ENF=211 -----



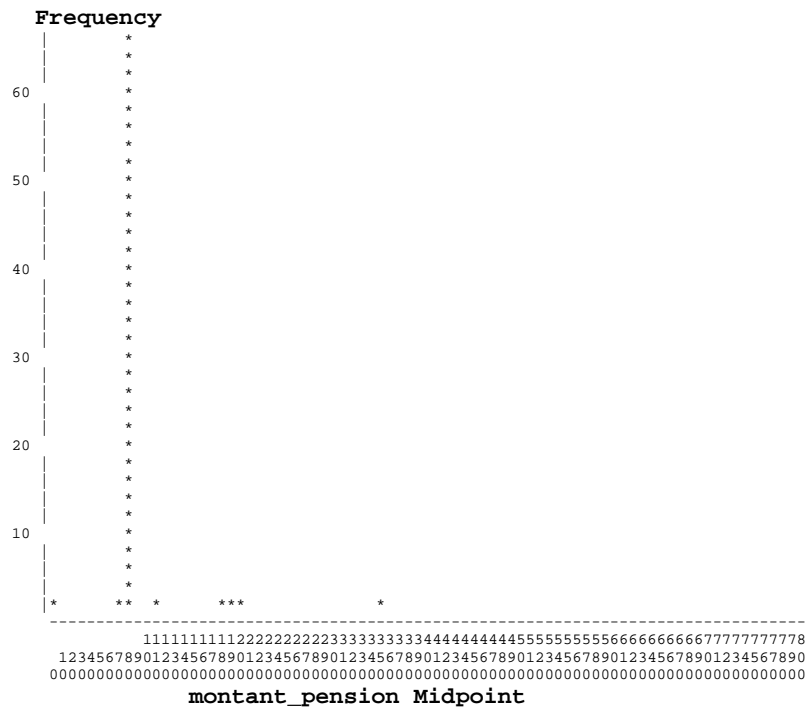
----- ID_ENF=212 -----



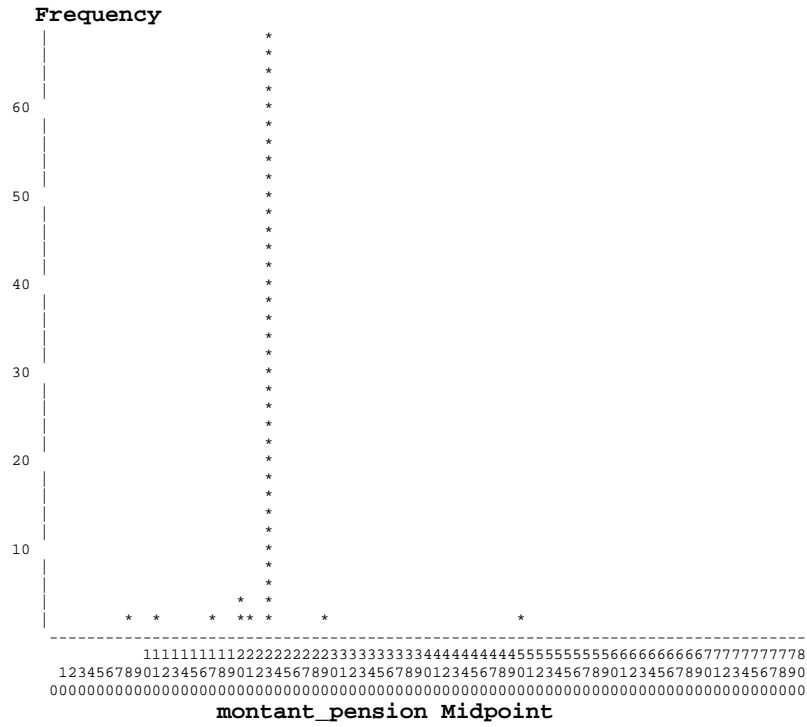
----- ID_ENF=221 -----



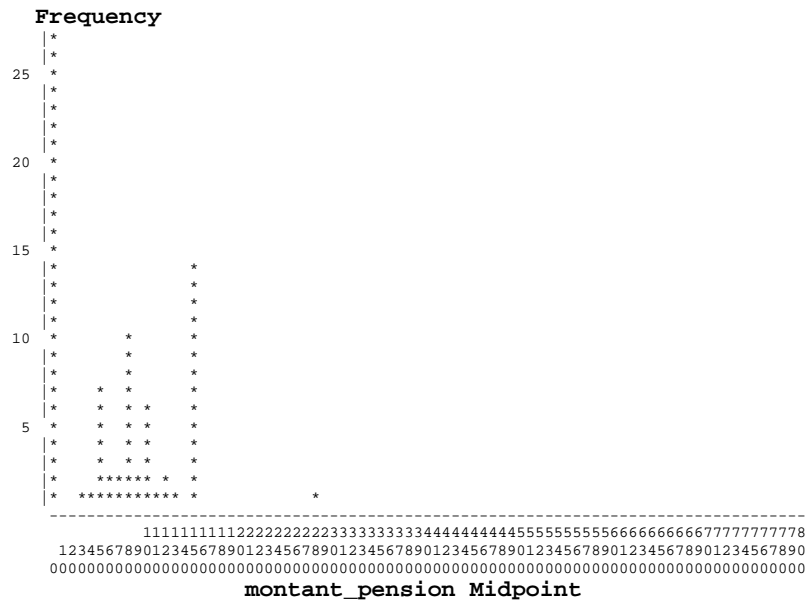
----- ID_ENF=231 -----



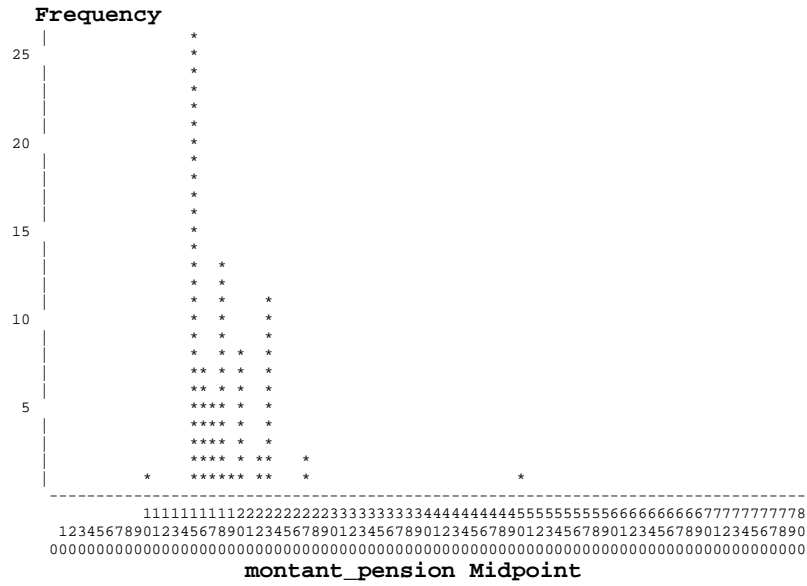
----- ID_ENF=232 -----



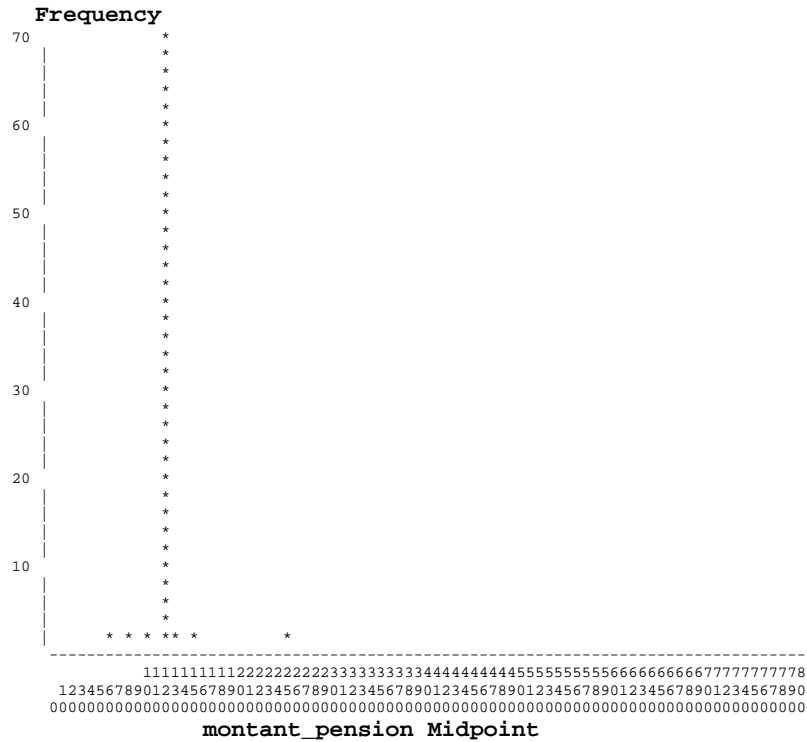
----- ID_ENF=241 -----



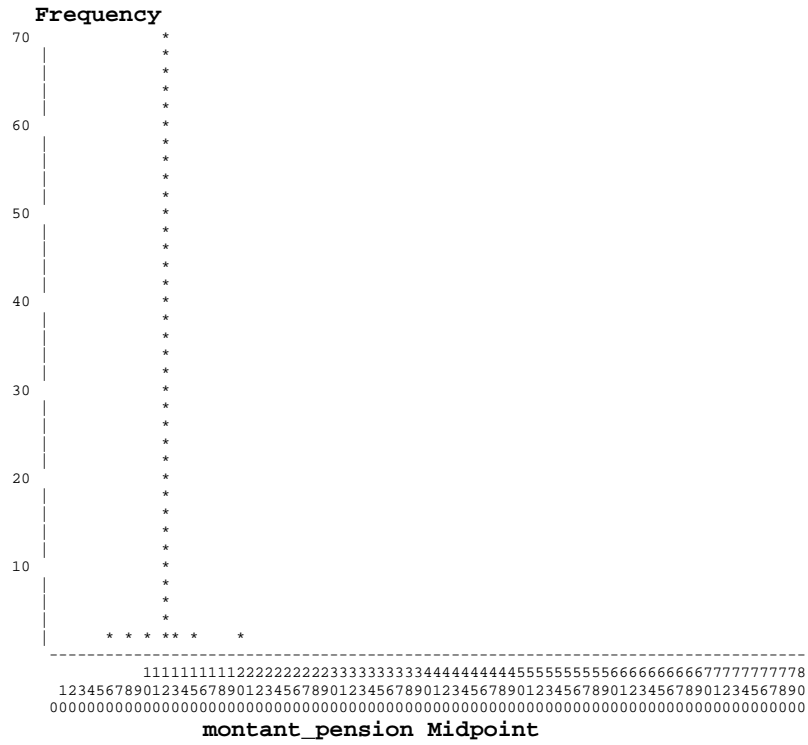
----- ID_ENF=251 -----



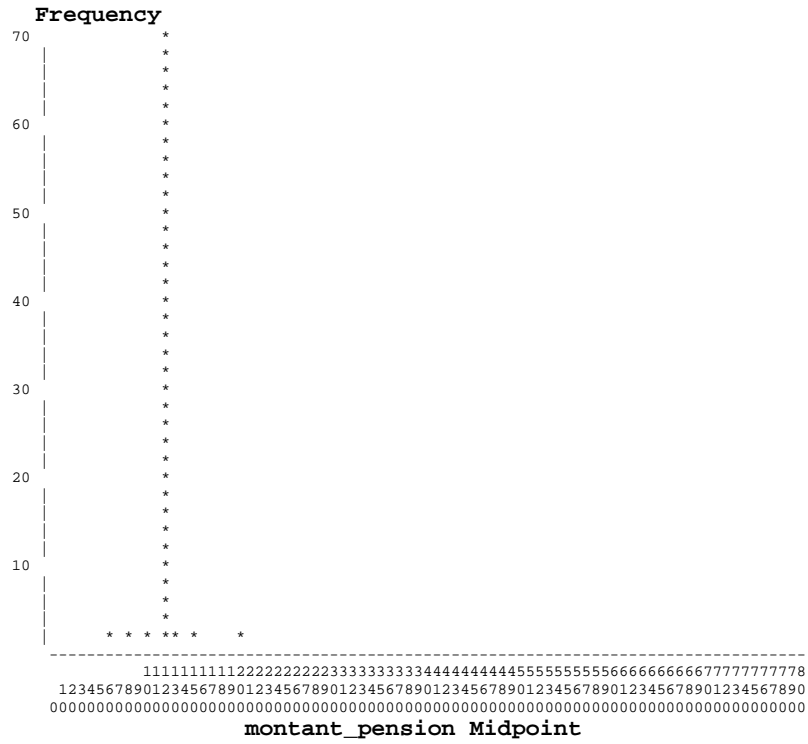
----- ID_ENF=261 -----



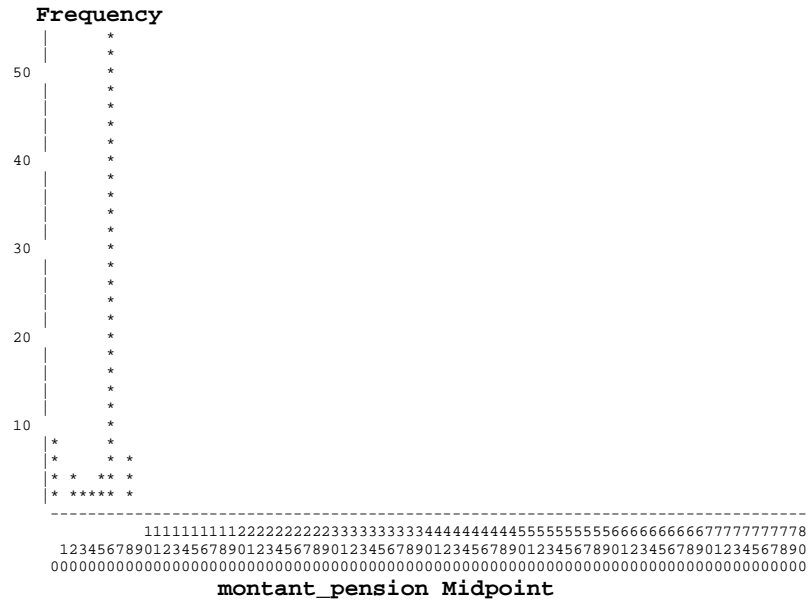
ID_ENF=264



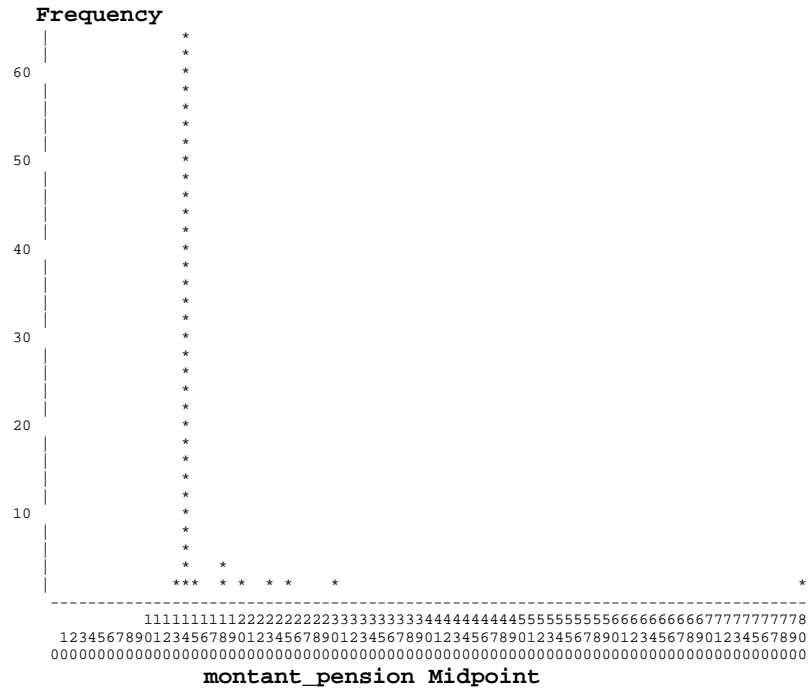
ID_ENF=265



----- ID_ENF=275 -----



----- ID_ENF=281 -----

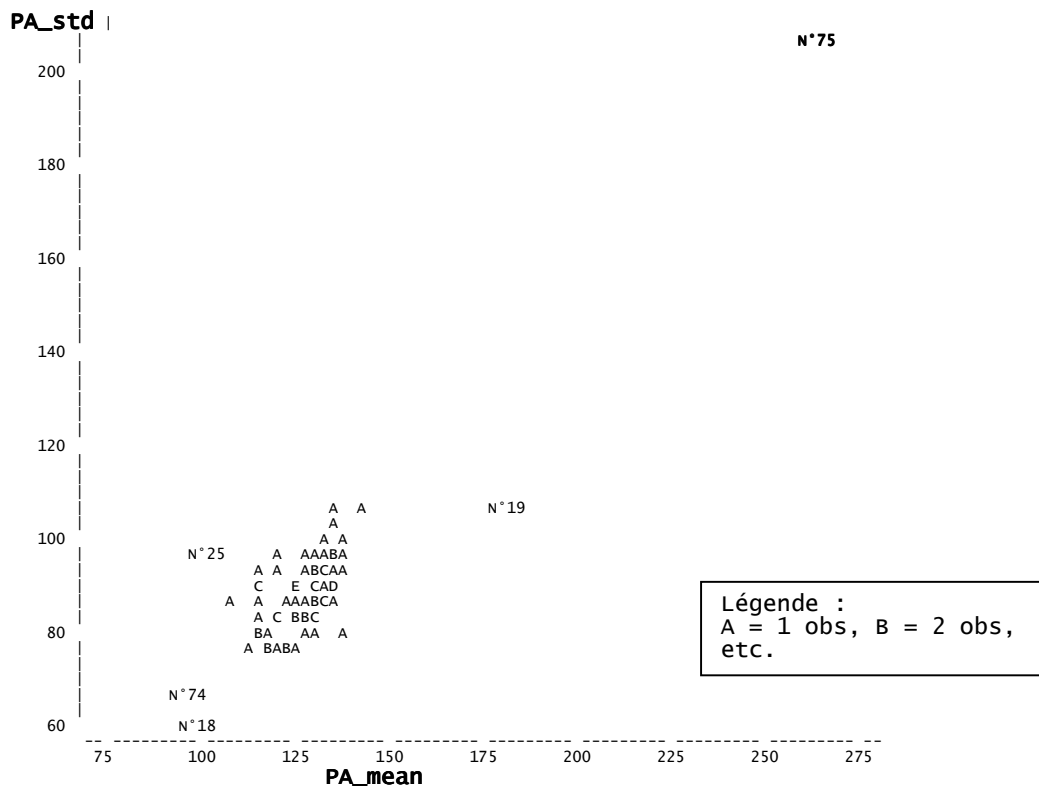


Annexe n° 8 : tableaux et graphiques supplémentaires

Graphique 8.1. : Valeur moyenne de la pension alimentaire pour chaque juge versus écart-type des valeurs de la pension alimentaire juge par juge.

Ce graphique complète son homologue tracé en termes de bonus (et qui figure au texte). Il illustre bien, s'il en était besoin, le caractère très net d'*outlier* du juge N°75, justifiant le traitement spécial qui lui est réservé dans nos analyses économétriques.

Graphique : Moyenne et écart-type des pensions par juge



NB : Le "N" de "N°" correspond à l'emplacement du "A" du juge dont le numéro est mentionné.

Tableau 8.3 : Statistiques descriptives concernant les modèles expliquant la dispersion des montants des pensions selon les juges, enfant par enfant.

Variable	N		Minimum	Maximum	Mean	Std Dev
	N	Miss				
sigma_GINI_PA	57	0	5.752	60.639	23.656	13.800
ecart_type_PA	57	0	13.199	81.075	33.231	15.559
R_tot_nongardien	57	0	396.367	3048.980	1459.071	739.779
ecart_abs_revenus_tot	57	0	98.787	2621.361	890.905	719.336
ecart_abs_propose_PA	50	7	0.000	152.450	39.725	50.048
ecart_abs_propose_PA_impliexpli	57	0	0.000	152.450	34.846	48.629
mere_pas_encouple	57	0	0.000	1.000	0.140	0.350
pere_pas_encouple	57	0	0.000	1.000	0.175	0.384
un_seul_gardien	57	0	0.000	1.000	0.912	0.285
age_enfant	57	0	1.000	20.000	9.667	5.559
filie	57	0	0.000	1.000	0.509	0.504

Tableaux 8.4 : Modèles multiniveaux expliquant la dispersion des montants des pensions selon les juges, enfant par enfant.

En regard des résultats des tests Z fournis par SAS, on a fait figurer les résultats des tests du χ^2 (à un degré de liberté) que nous avons appliqués, effet par effet (en réestimant le modèle sans cet effet-là), à la déviance pour mesurer de façon plus pertinente (vu la faible taille de l'échantillon) que les tests Z qui ne sont qu'asymptotiques, la significativité des éléments de la matrice de variance-covariance ; il s'agit en l'occurrence, de la variance des erreurs de la constante aléatoire, de la variance des erreurs du coefficient aléatoire du sexe de l'enfant et de la variance des erreurs du coefficient aléatoire de l'âge de l'enfant (lorsque ce dernier coefficient a été supposé aléatoire). Pour que la comparaison soit plus aisée, on a fait calculer par SAS la probabilité du test, au lieu de se contenter des indications des tables habituelles du χ^2 , qui ne fournissent de valeurs que pour quelques seuils-repères.

*** Modèle x1 (complet) , 50 observations :**

ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_EXPLICITES, 5 autres variables explicatives de niveau famille, AGE et SEXE de l'enfant)

The Mixed Procedure

Model Information

Data Set	PA.DISPERSION_PA
Dependent Variable	sigma_GINI_PA
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	ID_AFF
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Dimensions

Covariance Parameters	3
Columns in X	9
Columns in Z Per Subject	2
Subjects	28
Max Obs Per Subject	5
Observations Used	50
Observations Not Used	7
Total Observations	57

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	346.82978018	
1	2	320.12346329	0.00862302
2	2	317.36406568	0.02998978
3	1	312.47228002	0.02236543
4	1	308.94473419	0.01425709
5	1	306.77139975	0.00719122
6	1	305.71774713	0.00244582
7	1	305.37913956	0.00039137
8	1	305.32933142	0.00001318
9	1	305.32778093	0.00000002
10	1	305.32777895	0.00000000

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr Z	Test χ^2 sur déviance (ddl=1)
Intercept	ID_AFF	56.0809	19.5954	2.86	0.0021	$\chi^2=37,5$, $p<0,1\%$
filie	ID_AFF	85.2940	36.5857	2.33	0.0099	$\chi^2=27,9$, $p<0,1\%$
Residual		0.9610	0.3904	2.46	0.0069	

Pr{ $\chi^2=37,5$,ddl=1}<0,1%

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	305.3
AIC (smaller is better)	311.3
AICC (smaller is better)	312.0
BIC (smaller is better)	315.3

Solution for Fixed Effects

Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	5.3598	7.4767	23	0.72	0.4807
R_tot_nongardien	0.005191	0.002762	18	1.88	0.0765
ecart_abs_revenus_to	0.002054	0.002651	23	0.77	0.4462
ecart_abs_propose_PA	0.1759	0.03053	18	5.76	<.0001
mere_pas_encouple	-1.5766	5.0030	23	-0.32	0.7555
pere_pas_encouple	2.2092	4.9503	23	0.45	0.6596
un_seul_gardien	-3.0400	7.0831	23	-0.43	0.6718
age_enfant	0.3717	0.06931	18	5.36	<.0001
filie	1.1493	2.6737	18	0.43	0.6724

=====

*** Modèle X2 (restreint) , 50 observations :**

ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_EXPLICITES, revenu du parent non gardien, AGE et SEXE de l'enfant)

The Mixed Procedure

Model Information

Data Set	PA.DISPERSION_PA
Dependent Variable	sigma_GINI_PA
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	ID_AFF
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Dimensions

Covariance Parameters	4
Columns in X	5
Columns in Z Per Subject	3
Subjects	28
Max Obs Per Subject	5
Observations Used	50
Observations Not Used	7
Total Observations	57

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	351.34438766	
1	3	332.91487928	0.03425764
2	1	326.91552678	.
3	1	320.76162970	0.03027901
4	1	315.91704073	0.02189945
5	1	312.53304052	0.01341792
6	1	310.53081202	0.00644783
7	1	309.60559887	0.00208230
8	1	309.32305817	0.00031145
9	1	309.28421291	0.00000926
10	1	309.28314231	0.00000001

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Test χ^2 sur déviance (ddl=1)
Intercept	ID_AFF	46.1579	15.3603	3.01	0.0013	$\chi^2=29,1$, p<0,1%
age_enfant	ID_AFF	0.02959	0.02953	1.00	0.1582	$\chi^2=2,9$, p=8,9%
filie	ID_AFF	79.0510	32.1495	2.46	0.0070	$\chi^2=29,6$, p<0,1%
Residual		0.5961	0.2816	2.12	0.0171	

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	309.3
AIC (smaller is better)	317.3
AICC (smaller is better)	318.3
BIC (smaller is better)	322.6

Solution for Fixed Effects

Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	3.5527	3.2933	27	1.08	0.2902
R_tot_nongardien	0.006097	0.002235	18	2.73	0.0138
ecart_abs_propose_PA	0.1804	0.02853	18	6.32	<.0001
age_enfant	0.2762	0.08730	18	3.16	0.0054
filie	1.5284	2.5334	18	0.60	0.5538

*** Modèle M1 (complet) , 57 observations :**

ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_IMPLICITES, 5 autres variables explicatives de niveau famille, AGE et SEXE de l'enfant)

The Mixed Procedure
Model Information

Data Set	PA.DISPERSION_PA
Dependent Variable	sigma_GINI_PA
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	ID_AFF
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Dimensions

Covariance Parameters	4
Columns in X	9
Columns in Z Per Subject	3
Subjects	32
Max Obs Per Subject	5
Observations Used	57
Observations Not Used	0
Total Observations	57

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	421.76047570	
1	2	402.70307637	0.01915145
2	1	398.67090466	0.01239685
3	1	396.18229565	0.00563625
4	1	395.09485493	0.00174866
5	1	394.77353830	0.00027086
6	1	394.72764580	0.00000891
7	1	394.72624924	0.00000001
8	1	394.72624754	0.00000000

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z	Test χ^2 sur déviance (ddl=1)
Intercept	ID_AFF	34.0809	26.6420	1.28	0.1004	$\chi^2=4, 2, p=4,0\%$
age_enfant	ID_AFF	0.6465	0.3714	1.74	0.0409	$\chi^2=3, 5, p=6,1\%$
filie	ID_AFF	58.4097	29.4175	1.99	0.0235	$\chi^2=7, 4, p=0,65\%$
Residual		7.1100	3.2053	2.22	0.0133	

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	394.7
AIC (smaller is better)	402.7
AICC (smaller is better)	403.7
BIC (smaller is better)	408.6

Solution for Fixed Effects

Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	0.5195	11.0120	27	0.05	0.9627
R_tot_nongardien	0.004724	0.002885	21	1.64	0.1164
ecart_abs_revenus_to	0.001235	0.002822	27	0.44	0.6651
ecart_abs_propose_PA_impliexpli	0.1883	0.03614	21	5.21	<.0001
mere_pas_encouple	0.5052	7.0774	27	0.07	0.9436
pere_pas_encouple	1.7915	4.4195	27	0.41	0.6884
un_seul_gardien	4.4908	10.0298	27	0.45	0.6579
age_enfant	0.3632	0.2680	21	1.36	0.1897
filie	1.6953	2.3383	21	0.73	0.4764

*** Modèle M2 (restreint) , 57 observations :**

ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_IMPLICITES, revenu du parent non gardien, AGE et SEXE de l'enfant)

Model Information

Data Set	PA.DISPERSION_PA
Dependent Variable	sigma_GINI_PA
Covariance Structure	Variance Components
Subject Effect	ID_AFF
Estimation Method	REML
Residual Variance Method	Profile
Fixed Effects SE Method	Model-Based
Degrees of Freedom Method	Between-Within

Dimensions

Covariance Parameters	4
Columns in X	5
Columns in Z Per Subject	3
Subjects	32
Max Obs Per Subject	5
Observations Used	57
Observations Not Used	0
Total Observations	57

Iteration History

Iteration	Evaluations	-2 Res Log Like	Criterion
0	1	426.94658939	
1	2	411.82898880	0.02004842
2	1	407.52596222	0.01512226
3	1	404.42876296	0.00820426
4	1	402.81158231	0.00318330
5	1	402.21321213	0.00066828
6	1	402.09703516	0.00003822
7	1	402.09094728	0.00000015
8	1	402.09092488	0.00000000

Convergence criteria met.

Covariance Parameter Estimates

Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr Z	Test χ^2 sur déviance (ddl=1)
Intercept	ID_AFF	30.7774	22.3742	1.38	0.0845	$\chi^2=4,6$, $p=3,2\%$
age_enfant	ID_AFF	0.5561	0.2890	1.92	0.0272	$\chi^2=4,4$, $p=3,6\%$
fille	ID_AFF	58.4499	26.9550	2.17	0.0151	$\chi^2=8,5$, $p=0,36\%$
Residual		6.9845	3.0704	2.27	0.0115	

Fit Statistics

-2 Res Log Likelihood	402.1
AIC (smaller is better)	410.1
AICC (smaller is better)	410.9
BIC (smaller is better)	416.0

Solution for Fixed Effects

Effect	Estimate	Standard Error	DF	t Value	Pr > t
Intercept	5.3068	3.6650	31	1.45	0.1577
R_tot_nongardien	0.005182	0.002369	21	2.19	0.0402
ecart_abs_propose_PA_impliexpli	0.1923	0.03366	21	5.71	<.0001
age_enfant	0.3682	0.2369	21	1.55	0.1351
fille	1.7250	2.2896	21	0.75	0.4596

Tableaux 8.5 : Résultats afférents au modèle multiniveaux à classification croisée expliquant les montants des pensions alimentaires.

Tableau 8.5.1 : Statistiques descriptives (aux niveaux appropriés à la nature de chaque variable)

The MEANS Procedure						
Analysis Variable : montant_pension						
N	Miss	Minimum	Maximum	Mean	Std Dev	
3928	0	0	457.3500000	132.8325662	86.0494466	

The MEANS Procedure						
Variable	N	Miss	Minimum	Maximum	Mean	Std Dev
fille	52	0	0	1.0000000	0.5000000	0.5048782
ef1_3	52	0	0	1.0000000	0.1538462	0.3643213
ef4_7	52	0	0	1.0000000	0.2884615	0.4574670
ef8_12	52	0	0	1.0000000	0.2692308	0.4478876
ef13_16	52	0	0	1.0000000	0.1538462	0.3643213
ef17_20	52	0	0	1.0000000	0.1346154	0.3446423

The MEANS Procedure						
Variable	N	Miss	Minimum	Maximum	Mean	Std Dev
R_tot_gardien_sansPA000	30	0	0	3.9293734	1.2142232	0.8089592
taux_charges_gardien	29	1	0	2.2774210	0.4577311	0.4647228
R_tot_nongardien000	30	0	0.3963674	3.0489803	1.5194187	0.7530705
taux_charges_nongardien	30	0	0	0.8766900	0.3801478	0.2699652

The MEANS Procedure						
Analysis Variable : juge_femme						
N	Miss	Minimum	Maximum	Mean	Std Dev	
77	0	0	1.0000000	0.6363636	0.4842001	

Tableau 8.5.2 : Résultats de la procédure SAS/PROC MIXED (modèle multiniveaux à classification croisée)

The Mixed Procedure					
Model Information					
Data Set	PA.BASEMMMC_AVEC_				
Dependent Variable	JUGE75_PA				
Covariance Structure	montant_pension				
Subject Effects	Variance Components				
Estimation Method	ID_ENF, ID_ENF(ID_AFF),				
Residual Variance Method	ID_JUGE				
Fixed Effects SE Method	REML				
Degrees of Freedom Method	Profile				
	Model-Based				
	Between-within				
Dimensions					
Covariance Parameters	4				
Columns in X	10				
Columns in Z Per Subject	179				
Subjects	1				
Max Obs Per Subject	3928				
Observations Used	3853				
Observations Not Used	75				
Total Observations	3928				
Iteration History					
Iteration	Evaluations	-2 Res	Log Like	Criterion	
0	1	40502.46182188			
1	3	36686.68686832		0.00000273	
2	1	36686.64421050		0.00000002	
3	1	36686.64384214		0.00000000	
Convergence criteria met.					
Covariance Parameter Estimates					
Cov Parm	Subject	Estimate	Standard Error	Z Value	Pr > Z
Intercept	ID_ENF	321.19	216.65	1.48	0.0691
R_tot_nongardien000	ID_ENF(ID_AFF)	484.06	171.08	2.83	0.0023
Intercept	ID_JUGE	96.2914	18.1231	5.31	<.0001
Residual		733.64	16.9966	43.16	<.0001
Fit Statistics					
		-2 Res Log Likelihood	36686.6		
		AIC (smaller is better)	36694.6		
		AICC (smaller is better)	36694.7		
		BIC (smaller is better)	36686.6		
Solution for Fixed Effects					
Effect	Estimate	Standard Error	DF	t value	Pr > t
R_tot_gardien_sansPA	-3.5912	6.2362	3842	-0.58	0.5647
taux_charges_gardien	-7.1161	22.5727	3842	-0.32	0.7526
R_tot_nongardien000	75.8772	8.1165	3842	9.35	<.0001
taux_charges_nongard	51.5795	32.6876	3842	1.58	0.1147
filles	-19.1767	9.7395	3842	-1.97	0.0490
ef1_3	7.1261	16.0247	3842	0.44	0.6566
ef8_12	19.6137	11.6764	3842	1.68	0.0931
ef13_16	30.3928	14.8564	3842	2.05	0.0408
ef17_20	33.7122	17.1923	3842	1.96	0.0500
juge_femme	5.0383	2.4799	3842	2.03	0.0423

Tableau 8.5.3 : Résultats du modèle de régression multiple ordinaire correspondant au modèle multiniveaux à classification croisée, en version avec constante (pour obtenir un R² qui ait du sens) et en version sans constante (pour ressembler le plus possible au modèle multiniveaux à classification croisée).

Modèle avec constante :

The REG Procedure
Model: MODEL1
Dependent Variable: montant_pension

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	10	20673949	2067395	952.38	<.0001
Error	3842	8340126	2170.77728		
Corrected Total	3852	29014075			

Root MSE	46.59160	R-Square	0.7125
Dependent Mean	132.41261	Adj R-Sq	0.7118
Coeff Var	35.18668		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variance Inflation
Intercept	1	-7.28591	3.15025	-2.31	0.0208	0
R_tot_gardien_sansPA000	1	-2.15101	1.24752	-1.72	0.0847	1.31505
taux_charges_gardien	1	-4.60012	2.78873	-1.65	0.0991	2.27287
R_tot_nongardien000	1	84.87597	1.20365	70.52	<.0001	1.40995
taux_charges_nongardien	1	63.42476	4.46946	14.19	<.0001	2.54731
filie	1	-28.12226	1.56032	-18.02	<.0001	1.07999
ef1_3	1	-2.58285	2.50434	-1.03	0.3024	1.47347
ef8_12	1	9.75813	2.05132	4.76	<.0001	1.48858
ef13_16	1	23.72036	2.72470	8.71	<.0001	1.55084
ef17_20	1	17.96353	2.68694	6.69	<.0001	1.51540
juge_femme	1	5.26718	1.55528	3.39	0.0007	1.00003

Modèle sans constante :

The REG Procedure
Model: MODEL1
Dependent Variable: montant_pension

NOTE: No intercept in model. R-Square is redefined.

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	10	88217364	8821736	4059.27	<.0001
Error	3843	8351738	2173.23392		
Uncorrected Total	3853	96569102			

Root MSE	46.61796	R-Square	0.9135
Dependent Mean	132.41261	Adj R-Sq	0.9133
Coeff Var	35.20659		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
R_tot_gardien_sansPA000	1	-3.77393	1.03204	-3.66	0.0003
taux_charges_gardien	1	-3.97277	2.77708	-1.43	0.1526
R_tot_nongardien000	1	83.28252	0.98752	84.34	<.0001
taux_charges_nongardien	1	62.23633	4.44234	14.01	<.0001
filie	1	-28.80040	1.53339	-18.78	<.0001
ef1_3	1	-4.67968	2.33579	-2.00	0.0452
ef8_12	1	8.20345	1.93915	4.23	<.0001
ef13_16	1	21.52721	2.55581	8.42	<.0001
ef17_20	1	16.69108	2.63150	6.34	<.0001
juge_femme	1	4.14645	1.47870	2.80	0.0051

Annexe n° 9 : écriture formalisée d'un modèle à deux niveaux¹⁷⁶

On commence par écrire le modèle sous la forme de plusieurs équations, traduisant par-là explicitement l'existence de plusieurs niveaux : le niveau individuel (généralement appelé niveau 1) et le niveau groupe (niveau 2). Ici, on prendra comme exemple des jeunes adultes vivant dans différents pays, et la variable expliquée sera constituée par les gains du jeune adulte.

Au niveau 1, on ne fait figurer dans le membre de droite de l'équation expliquant les gains du jeune adulte que des variables individuelles (par exemple le sexe, l'âge et le niveau d'éducation) et un terme d'erreur. La particularité de cette équation, par rapport à son homologue en régression ordinaire, est que les coefficients de certaines variables individuelles (celles que l'on veut considérer comme n'ayant pas des effets fixes comme en régression ordinaire, mais comme ayant des effets aléatoires) sont considérés comme des variables aléatoires¹⁷⁷.

Au niveau 2, on entreprend d'expliquer successivement chacun de ces coefficients supposés aléatoires. On le fait par autant d'équations (plus une, pour la « constante » aléatoire¹⁷⁸ de l'équation de niveau 1) qu'il y a de variables explicatives que l'on veut considérer comme ayant des effets aléatoires. Ces diverses équations de niveau 2 peuvent ne comporter chacune qu'une constante (fixe) ou voir s'y ajouter une ou plusieurs variables explicatives de niveau 2, dont les valeurs caractérisent alors chacun des groupes (c'est le cas du PIB/tête, du taux de chômage au niveau national, etc., variables qui ont donc la même valeur pour tous les individus appartenant à un même groupe, le pays ici). Ces variables explicatives de niveau 2 peuvent être communes à plusieurs équations de niveau 2 ou spécifiques à certaines d'entre elles.

La présentation la plus naturelle et la plus lisible d'un modèle multiniveaux consiste à écrire ce modèle ainsi, niveau par niveau : c'est la *forme structurelle* du modèle multiniveaux. Mais, par remplacement, dans l'équation de premier niveau, des coefficients aléatoires par le membre de droite des équations qui les expliquent au second niveau, on peut en déduire une équation unique, qui constitue la *forme réduite* du modèle. Pour illustrer ces deux modes d'écriture, on se limitera ici à quatre facteurs explicatifs : d'abord deux facteurs de niveau 1, appelés respectivement F pour celui dont on suppose qu'il a, sur Y, un effet identique quels que soient les groupes (ici, les pays), et appelé X pour celui dont on fait l'hypothèse qu'il a, sur Y, un effet variant de façon aléatoire selon les groupes ; et puis deux facteurs de niveau 2, l'un (Z1) qui explique la variable aléatoire β_{0j} (c'est la constante aléatoire du niveau 1), et l'autre

¹⁷⁶ Le texte de cette annexe s'appuie largement sur celui du document RAY J.-C. (2002), « Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens », Document PSELL N°133, CEPS/INSTEAD, Differdange, GD de Luxembourg, novembre, 58 pages.

¹⁷⁷ Cela signifie que les modèles multiniveaux considèrent dans une autre perspective les groupes pour lesquels on dispose de données : ils ne sont plus tant étudiés pour eux-mêmes (la France en tant que France, l'Italie en tant qu'Italie, etc.) qu'en tant que groupes formant un échantillon qui serait issu, de façon aléatoire, d'une population générale de groupes. Les modèles multiniveaux supposent que le hasard n'intervient pas seulement au niveau de la sélection des individus au sein de chaque groupe, mais également au niveau de la sélection des groupes. Dès lors, bien qu'on puisse les calculer pour chaque pays, les écarts à la moyenne générale (effets-pays), vus comme des réalisations d'une variable aléatoire, présentent un intérêt moindre que les déviations – associées à des effets fixes – que l'on obtient en utilisant classiquement un jeu d'indicatrices pour représenter des pays au sein d'un ensemble fini de pays.

¹⁷⁸ Cette association du terme *constante* et d'un adjectif qui signifie que cette constante-là varie (de façon *aléatoire*) peut sembler curieuse ; en anglais, *random intercept* ne pose pas ce type de problème et on pourrait tenter de contourner la difficulté en adoptant l'autre traduction française de *intercept*, à savoir *ordonnée à l'origine*. Mais comme l'expression « *ordonnée à l'origine aléatoire* » serait à la fois très lourde et ambiguë (ce n'est pas l'origine qui est aléatoire mais c'est l'ordonnée), on utilisera ici l'expression « *constante aléatoire* ».

(Z2) qui explique à la fois la variable aléatoire β_{0j} et la variable aléatoire β_{1j} (qui est le coefficient aléatoire de X). Il y a J groupes, indicés par la lettre j, et N individus, indicés par la lettre i mais aussi par la lettre j pour marquer leur appartenance au groupe j.

Niveau 1 :

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \beta_2 F_{ij} + r_{ij} \quad \text{où } r_{ij} \approx N(0, \sigma^2)$$

On aura relevé au passage la différence d'indices entre β_{1j} et β_2 : le premier est un coefficient aléatoire, spécifique à chaque groupe et donc indicé j, tandis que le second est un coefficient fixe, unique comme en régression ordinaire.

Niveau 2 : il y a, à ce niveau-là, autant d'équations qu'il y a, au niveau 1, de coefficients aléatoires (donc, ici, deux seulement) :

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \gamma_{11}Z_{2j} + u_{0j} \quad \text{où } u_{0j} \approx N(0, \tau_{00})$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_{2j} + u_{1j} \quad \text{où } u_{1j} \approx N(0, \tau_{11})$$

$$\text{et } \text{cov}(u_{0j}, u_{1j}) = \tau_{01} \quad (= \tau_{10})$$

On notera que, dans ces équations de niveau 2, les Z, les u et les coefficients β ont un indice j, indiquant qu'ils peuvent prendre des valeurs différentes selon les groupes (pays ici), tandis que les coefficients γ sont sans indice (parce qu'il s'agit de coefficients fixes).

Pour passer de la forme structurelle ci-dessus (trois équations au total) à la forme réduite (une seule équation, servant à l'estimation), il suffit de substituer aux coefficients aléatoires (β_{0j} et β_{1j}) de l'équation de niveau 1 leurs valeurs telles que spécifiées dans les équations de niveau 2.

$$Y_{ij} = \beta_2 F_{ij} + \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \gamma_{11}Z_{2j} + u_{0j} + (\gamma_{10} + \gamma_{11}Z_{2j} + u_{1j})X_{ij} + r_{ij}$$

On arrange ensuite les termes de façon à regrouper les trois termes aléatoires à la fin de l'équation :

$$Y_{ij} = \beta_2 F_{ij} + \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + \gamma_{11}Z_{2j} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{11}Z_{2j}X_{ij} + u_{0j} + u_{1j}X_{ij} + r_{ij}$$

Le terme d'erreur de cette équation est donc constitué par trois termes aléatoires. Il est désigné globalement par l'expression « partie aléatoire » du modèle, par opposition à la « partie fixe », qui regroupe tout le reste et ne comporte que des coefficients fixes, les γ , auxquels s'ajoute le β de la variable explicative à effet fixe. Ce terme d'erreur complexe est, on le voit, de nature composée puisqu'il inclut, croisé avec une des composantes de l'erreur, la variable explicative de premier niveau, X, dont on a supposé l'effet aléatoire. Le terme d'erreur variera donc avec X, ce qui disqualifie les moindres carrés ordinaires comme méthode d'estimation (puisque'elle suppose nulle la corrélation entre chaque X et le terme d'erreur). On est donc obligé de se tourner vers d'autres méthodes, et notamment les moindres carrés généralisés.

Le caractère composé du terme d'erreur est la première des spécificités des modèles multiniveaux qui les distinguent des modèles de régression classique. Une seconde caractéristique de ce type de modèles est la présence de termes d'interaction entre niveaux (notés X*Z ci-dessus). Les modèles multiniveaux permettent d'ajouter, aux effets principaux de chaque variable (X1, X2, Z1, Z2), des effets

d'interaction, et cela à la fois entre variables au niveau individuel ($X1*X2$) et entre variables au niveau des groupes ($Z1*Z2$) ; mais, par construction, les modèles multiniveaux incorporent aussi des effets d'interaction entre niveaux (de type $X*Z$). On pourra donc déterminer, par exemple, si le sexe (variable de niveau individuel) influence, *ceteris paribus*, les gains des jeunes adultes, et si le niveau des transferts sociaux (variable de niveau pays) a un impact direct sur ces gains ; mais on aura aussi les moyens de tester, et cela de façon techniquement valable (ce qui ne serait pas le cas avec les moindres carrés ordinaires), si le niveau des transferts sociaux (Z) renforce ou affaiblit le rôle (βX) du sexe (X) sur les gains d'activité (Y).

L'estimation d'un modèle multiniveaux, qui se fait généralement par maximisation (itérative) de la vraisemblance de l'échantillon, débouche à la fois sur des résultats analogues à ceux produits par la régression ordinaire (ce sera le cas pour les coefficients fixes) et sur des résultats se rapprochant davantage des analyses de variance à plusieurs facteurs (ce sera le cas pour les paramètres τ). Ces paramètres τ représentent les différents éléments de la matrice de variance-covariance des erreurs ; à leurs valeurs estimées sont associées des indications sur la précision de ces estimations, sous forme d'écart-types asymptotiques, ainsi que les tests statistiques correspondants. Si la variance des erreurs de l'équation expliquant un coefficient aléatoire donné (disons β_{1j} , celui de X) n'est pas statistiquement significative, ce sera une indication en faveur d'un retour du coefficient en question au statut de coefficient fixe ; si elle est significative, cela voudra dire qu'une fraction non négligeable de la partie de Y qui n'est expliquée de façon identique pour tous les groupes ni par les X ni par les Z , l'est par les différences (aléatoires) d'effets, d'un groupe à l'autre, de la variable X en question.

A ces résultats de base s'en ajoutent d'autres, qu'ils soient analytiques ou graphiques. Au titre des premiers, citons la valeur du coefficient de corrélation intraclasse (calculé sur un modèle multiniveaux sans facteur explicatif, où seule la constante est aléatoire – modèle multiniveaux dit vide ou nul, encore appelé modèle de moyennes non conditionnelles)¹⁷⁹. Au titre des résultats graphiques, mentionnons ceux qui concernent les résidus du modèle (sachant que, dans le cas des modèles multiniveaux, il existe des résidus à chaque niveau) : ces graphiques peuvent notamment suggérer, outre l'existence d'observations influentes, l'utilité d'une modélisation de l'hétérogénéité de la variance à chaque niveau.

¹⁷⁹ Autre exemple de résultats supplémentaires : les valeurs estimées, pour chacun des groupes, des effets aléatoires de chaque variable X . Lorsque les groupes sont très nombreux (c'est le cas avec les ménages des jeunes adultes), ces valeurs n'ont d'intérêt que pour examiner s'il existe des cas extrêmes.

Annexe n° 10 : commentaire détaillé des résultats de nos six modèles expliquant la dispersion des montants de pensions alimentaires fixés par les juges pour un enfant donné

1) Modèle X1 (complet), 50 observations

Modèle avec $ECART\text{-}TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_EXPLICITES, 5 \text{ autres variables explicatives de niveau famille, AGE et SEXE de l'enfant})$.

La constante¹⁸⁰ et le coefficient de SEXE ont des effets aléatoires significatifs au seuil de 1%. Le coefficient de AGE n'est, en revanche, pas aléatoire, mais fixe ; sa valeur, 0,3717, hautement significative, indique que, *ceteris paribus*, entre un nouveau-né et un jeune adulte de 18 ans, la dispersion du montant des pensions diffèrera en moyenne de 6,7 euros (soit 29% de l'écart-type issu de la différence absolue moyenne de GINI, mesurée sur 50 enfants de l'échantillon, qui vaut 22,71).

La constante aléatoire est expliquée à la fois par le revenu du parent gardien (mais au seuil de 10% seulement, avec un coefficient (0,0052) tel que 1.000 euros de revenu supplémentaire accroissent la dispersion de 5 euros) et par $ECART_PROPOSITIONS_EXPLICITES$ (hautement significatif mais dont l'impact est de faible ampleur), avec un coefficient fixe de 0,1759, ce qui signifie que, *ceteris paribus*, 100 euros d'écart supplémentaire entre les propositions des parents entraîneraient une augmentation de l'écart-type des pensions de moins de 1,7 euros.

Le coefficient aléatoire du sexe n'admet d'explication ni par une variable de niveau famille, ni même par une constante : sa valeur famille par famille tourne donc de façon aléatoire autour de 0.

2) Modèle X2 (simplifié), 50 observations

On retrouve les caractéristiques du modèle X1, à ceci près que, ici, le diagnostic relatif à la significativité du coefficient aléatoire de l'âge de l'enfant diffère sensiblement selon le test employé : alors que le test asymptotique Z, peu approprié vu la taille de l'échantillon, donne une probabilité de 15,8%, le test de déviance donne une probabilité de 8,9%. Quoi qu'il en soit, l'effet est seulement faiblement significatif. D'où le modèle X3.

¹⁸⁰ *Stricto sensu*, il s'agit ici de l'effet aléatoire de la constante lorsqu'on contrôle à la fois le revenu du parent gardien et l'écart des propositions de pension : c'est la variance de l'erreur, c'est-à-dire la partie de cette constante qui n'est pas expliquée par ces deux facteurs, qui diffère significativement de 0. Notons au passage que, si nous ne mentionnons ici que les variances des termes d'erreurs et pas leurs covariances, c'est que nos essais systématiques d'introduction de matrices de variances-covariances totalement dépourvues de structure (ce qui permet aux variances de différer les unes des autres et à chaque covariance de prendre une valeur non contrainte) ont conduit soit à des impossibilités d'estimation (non convergence) soit à la convergence mais avec un Hessien non défini positif soit, à de rares exceptions près, à des covariances correctement estimées mais dont aucune n'était significativement différente de 0.

3) Modèle X3

C'est un modèle où l'âge de l'enfant retrouve le statut de variable à effet fixe (très significatif) ; par rapport au modèle X2, on perd un peu en termes de déviance (elle passe de 303,3 à 312,2), mais les autres résultats sont très voisins du modèle X2.

C'est sur ce modèle X3, qui évite de donner à l'âge de l'enfant un effet aléatoire peu robuste aux spécifications alternatives, qu'on a calculé, famille par famille, la valeur de la constante aléatoire, puis, séparément, celle du coefficient aléatoire de la variable « fille » ; ceci afin d'avoir une idée de leur ordre de grandeur et du nombre de familles pour lesquelles chacun de ces effets comptait réellement. Quand on classe ces valeurs pour chaque famille, ainsi que la probabilité du test de significativité qui est associé à chacune d'elles, on s'aperçoit que l'effet de la constante aléatoire n'est significatif que pour dix familles sur vingt-huit au seuil de 10%, et ne l'est que pour six familles au seuil de 1%. C'est que les actions conjuguées des variables de niveau « famille » que sont le revenu du parent non gardien et l'écart de propositions entre parents n'aboutissent à diminuer sensiblement la dispersion des pensions que pour les familles N°13, 31 et 26, et à ne l'accroître (moins) que pour les familles N°32, 27 et 17. Ces baisses de, respectivement, 17, 12 et 11 euros et ces hausses de 7, 8 ou 9 euros sont à rapprocher des valeurs de la dispersion (ECART-TYPE_ROBUSTE) sur 50 observations (elles vont de 5,75 à 59,99, avec une moyenne de 22,72 et un écart-type de 13,64). S'agissant enfin de l'effet aléatoire du sexe, il n'est significatif que pour trois familles (toutes trois de deux enfants de sexe opposé) : N°15 (+24 euros si l'enfant est une fille), N°17 (-14) et N°16 (-6) ; avec les éléments dont nous disposons sur ces dossiers, il est difficile de comprendre pourquoi, pour ces familles, la dispersion des pensions diffère si nettement selon qu'il s'agit du frère ou de la sœur.

4) Modèle M1 (complet), 57 observations

Modèle avec $ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_IMPLICITES, 5 \text{ autres variables explicatives de niveau famille, AGE et SEXE de l'enfant})$.

La constante, le coefficient de AGE et le coefficient de SEXE ont des effets aléatoires significatifs, tous au seuil de 5% selon les tests de déviance (alors que, pour la constante, selon le test asymptotique Z, le seuil de 10% serait très légèrement franchi).

La constante aléatoire n'est expliquée que par $ECART_PROPOSITIONS_EXPLICITES$ (hautement significatif), avec un coefficient fixe de 0,1883, ce qui signifie que, *ceteris paribus*, 100 euros d'écart supplémentaire entre les propositions des parents entraîneraient une augmentation de l'écart-type des pensions de moins de 2 euros (soit un dixième de l'écart-type issu de la différence absolue moyenne de GINI, mesurée sur 57 enfants de l'échantillon, qui vaut 23,66).

Les coefficients aléatoires de l'âge et du sexe n'admettent d'explication ni par une variable de niveau famille, ni même par une constante : ils tournent donc de façon aléatoire autour de 0.

5) Modèle M2 (simplifié), 57 observations

Modèle avec $ECART-TYPE_ROBUSTE = f(ECART_PROPOSITIONS_IMPLICITES, REVENU_GARDIEN, AGE et SEXE de l'enfant)$.

On retrouve les caractéristiques du modèle M1, à ceci près que, ici, d'une part le revenu total du parent non gardien est significatif (au seuil de 5%) pour expliquer la constante aléatoire, et, d'autre part, que le diagnostic relatif à la significativité de cette constante aléatoire diffère sensiblement selon le test employé : alors que le test asymptotique Z, peu approprié vu la taille de l'échantillon, donne une probabilité de 8,5%, le test de déviance donne une probabilité de 3,2%. Quant aux valeurs des coefficients fixes significatifs, elles avoisinent celles du modèle M1 : 0,1923 contre 0,1883 pour l'écart des propositions de pension, et 0,0052 contre 0,0047 pour le revenu du parent non gardien.

Passons maintenant aux variantes utilisant une définition de la dispersion qui est plus sensible aux valeurs extrêmes. Les modèles exploratoires de moindres carrés ordinaires montrent, par une forte chute du R^2 , que cette nouvelle variable explicative est bien moins expliquée que la mesure robuste de dispersion : le R^2 du modèle M1 passe de 55% à 34% quand on passe de la mesure robuste à la mesure ordinaire de l'écart-type, et le R^2 du modèle X1 passe de 73% à 40%. La version multiniveaux de M1, appelée M1bis, fait passer la déviance de 394,7 à 402,5 (ajustement moins bon), l'effet de l'âge de l'enfant cesse nettement d'être significatif mais la constante aléatoire, mieux expliquée par le revenu du non gardien, l'est moins bien par l'écart des propositions des parents. Quant à la version multiniveaux de X1, appelée X1bis, elle fait passer la déviance de 305,3 à 345,7 (ajustement moins bon), et les variables qui étaient significatives dans X1 le sont moins ici. Le choix d'une mesure robuste de la dispersion se trouve donc conforté par ces résultats comparatifs.

Comparons, maintenant, les mérites comparés des quatre modèles principaux. La question qui se pose est de savoir quel modèle, parmi les quatre qui expliquent la version robuste de l'écart-type, est le meilleur. Le nombre d'observations non manquantes et le nombre d'effets fixes étant différent selon les modèles, nous avons dû les ré-estimer avec la méthode du maximum de vraisemblance (et non plus du maximum de vraisemblance restreint) et comparer les valeurs de critères d'ajustement qui prennent en compte, outre la déviance, une pénalisation pour les paramètres supplémentaires à estimer (paramètres fixes et paramètres de variances-covariances) et le nombre d'observations lorsqu'il diffère entre les modèles à comparer.

- Le critère d'information d'AKAIKE (AIC), qui ne prend en compte que la déviance et le nombre de paramètres, nous a permis de comparer des modèles à même nombre d'observations (M1 avec M2, X1 avec X2) :
 - le modèle M2, estimé sans qu'aucun paramètre de covariance soit sur la frontière (en l'occurrence il s'agirait d'une variance nulle, faute de pouvoir être négative), est meilleur (AIC = 415,8 vs 421,3) que le modèle complet M1
 - le modèle X2, estimé avec un paramètre de covariance sur la frontière est meilleur (AIC = 340,4 vs 346,8) que le modèle X1 à nombreux effets fixes.
- Le critère bayésien d'information de SAWA (BIC), qui prend en compte non seulement la déviance et le nombre de paramètres mais également le nombre d'observations, nous a permis de comparer des modèles à nombre d'observations différents (M1 avec X1, M2 avec X2) :
 - dans la catégorie des modèles complets, le modèle M1 (N = 57, sans aucun paramètre de covariance sur la frontière) est moins bon (BIC = 438,9 vs 361,5) que le modèle X1 (N = 50, avec un paramètre de covariance sur la frontière) ; ceci est vrai aussi avec les critères HQIC et CAIC, qui prennent en compte les mêmes critères mais de façon différente de BIC ;
 - dans la catégorie des modèles limités aux quelques effets fixes significatifs, le modèle M2 (N = 57 et aucun paramètre de covariance sur la frontière) est moins bon (BIC = 427,5 vs 349,7) que le modèle X2 (N = 50, avec un paramètre de covariance sur la frontière) ; ceci est vrai aussi avec les critères HQIC et CAIC.

Somme toute, du meilleur au moins bon, nos quatre modèles s'ordonnent (partiellement) ainsi : X2, X1 ou M2, M1.

Annexe n° 11 : hypothèse de fixation récursive ou simultanée des pensions d'une même famille

Alors que, dans le texte, nous faisons comme si chaque pension était fixée indépendamment des éventuelles pensions des frères et sœurs, nous explorons ici l'hypothèse alternative selon laquelle le juge, soucieux de faire en sorte que le montant total des pensions soit en rapport avec les capacités contributives du débiteur des pensions, prend en compte ce total, et cela de manière séquentielle ou simultanée. Supposer que le juge opère, en la matière, de façon séquentielle, c'est estimer que le juge détermine en premier lieu la charge globale représentée par l'ensemble des pensions dues par le parent non gardien, charge globale qu'il sera censé répartir ensuite entre les enfants, en modulant la pension attribuée à chacun (en fonction de son âge, voire de son sexe).

A cette hypothèse de processus séquentiel s'oppose celle d'une simultanéité des deux choix par le juge (ou, plus vraisemblablement, d'un processus interactif entre la détermination du total et de chacun des montants), débouchant sur une modélisation non plus récursive mais simultanée. Deux raisons majeures nous ont amenés à renoncer à cette approche : la première tient au fait que, de par la nature de nos données, il faudrait en principe recourir aux modèles multiniveaux ; or les logiciels existants (du moins ceux dont nous disposons, à savoir MLwiN, HLM5, SAS, STATA/gllamm et aML) ne proposent pas, actuellement et sauf erreur de notre part, de procédure d'équations simultanées. Nous n'aurions donc pu attribuer à nos modèles qu'un caractère purement exploratoire puisque nous aurions dû n'utiliser que les moindres carrés ordinaires dans le cas récursif, et que les modèles classiques d'équations simultanées dans le cas où l'hypothèse est celle d'un processus interactif.

Mais la seconde raison, qui a trait aux effectifs concernés, est plus déterminante encore : notre analyse de prise en compte du montant total des pensions pour la famille concernée ne s'applique bien sûr que dans le cas où plusieurs enfants d'une même famille donnent lieu à fixation d'une pension, ce qui élimine d'emblée les dix-sept familles à enfants uniques (quinze familles, plus deux familles clones) ; il faut aussi exclure les deux familles à deux gardiens (certainement la famille N°17, dans laquelle chaque parent garde un des deux enfants, et probablement aussi la famille N°10, même si la mère a la garde de deux des trois enfants). Dès lors, il ne nous reste que treize familles, dont huit (familles N°s 5, 7, 15, 16, 187, 20, 21 et 23) de deux enfants, trois de trois enfants (familles N°s 2, 3 et 9) et deux familles de cinq enfants (familles N°s 26 et 27). Or l'approche par système d'équations simultanées nous obligerait à raisonner séparément selon le nombre d'enfants puisqu'en sus de l'équation expliquant le total des pensions il faudrait écrire autant d'équations que d'enfants moins un ; ce qui rendrait impossible, pour cause d'insuffisance d'effectifs, la modélisation des cas des familles à trois ou cinq enfants ; et, pour les familles à deux enfants, le modèle de (deux) équations simultanées reposerait sur huit familles seulement, ce qui est bien faible si on ne veut pas se contenter d'un ou deux facteurs explicatifs et si on réalise que c'est juge par juge qu'il faudrait estimer le modèle en question. En effet, si on voulait obtenir des résultats crédibles concernant la prise en compte, par le juge, du total des pensions, on ne pourrait pas faire reposer sur une estimation moyenne pour tous les juges le total de pensions censé influencer sur le montant de chaque pension pour enfant fixé par tel juge.

Annexe n° 12 : classification croisée avec ou sans appartenance multiple ?

Comme nous l'expliquons dans le corps du texte, il y a classification croisée parce que chaque enfant appartient à une famille (on se trouve dans le cas du modèle hiérarchique classique, avec groupes de petites tailles, les familles, dont les enfants partagent les caractéristiques) et parce que chaque enfant peut être, en même temps, considéré comme relevant d'un juge (puisque chaque juge a fixé un montant de pension pour la plupart des enfants et que tous ces montants de pensions ont en commun les caractéristiques du juge), et cela sans que familles et juges soient imbriqués de façon hiérarchique ; d'où l'idée que chaque montant de pension peut être classé dans une catégorie croisant famille et juge. La question s'est néanmoins posée de savoir si les données dont nous disposons ne doivent pas être vues comme relevant des modèles de type « classification croisée et appartenance multiple » (MMMC, « *Multiple Membership Multiple Classification* », BROWNE, GOLDSTEIN et RASBASH, 2001) : du fait que chaque enfant voit sa pension fixée par les mêmes juges, il relève de tous ces juges (et non pas d'un seul, comme en classification simple), généralement à hauteur de 1/78^e des pensions qui le concernent.

Aussi avons-nous mis en œuvre des modèles de type MMC avec le logiciel MLwiN, ce qui ne s'est pas révélé très aisé, le manuel (BROWNE, 2002) ne proposant pas d'exemple intégrant classification croisée et appartenance multiple mais expliquant seulement comment le logiciel traite chacun de ces deux problèmes séparément. Nous avons également utilisé une autre approche, de notre cru, consistant à transposer à nos données quasi-expérimentales la méthode des courbes de croissance (« *growth curves* », méthode voisine de celles de l'économétrie sur données de panel) : les juges ont été alors considérés comme des occasions de mesure de la pension pour chaque enfant « niché » dans sa famille, et, parce qu'aucun ordre ne permet de classer les juges (à la différence de ce qui se passe avec le temps dans le cas des vagues successives d'un panel), nous avons postulé nulles toutes les covariances inter-occasions, débouchant sur un modèle de composantes de la variance ; dans ces modèles, nous avons non seulement inclus des variables explicatives de niveau juge, mais également des effets aléatoires à ce niveau.

Mais, le manuel du logiciel MLwiN ne proposant pas d'exemple appliquant la méthode des courbes de croissance à des unités nichées dans des groupes, la mise en œuvre de cette approche a dû être pratiquée sans filet. C'est pourquoi, finalement, et aidés en cela par les conseils très bienvenus de S. RABE-HESKETH, l'un des auteurs de la procédure Gllamm du logiciel Stata, nous avons abandonné l'idée d'appartenance multiple, son argument étant que, à la différence du cas classique d'appartenance multiple dans lequel l'influence d'une école sur un élève dépend du temps passé par celui-ci dans cette école, ici l'influence d'un juge sur le montant de pension qu'il fixera ne sera pas plus grand si d'autres juges n'ont pas fixé de montant de pension pour cet enfant-là. Nous avons alors adopté (et mis en œuvre avec SAS/PROC MIXED) une approche en termes de classification croisée familles*juges, avec ajout cependant d'un terme d'erreur propre à chaque enfant car certaines caractéristiques inobservées de l'enfant peuvent avoir conduit tous les juges à attribuer à cet enfant-là un montant de pension un peu plus ou un peu moins élevé, aboutissant à des corrélations intra-enfant.

Annexe n° 13 : les barèmes américains en matière de pensions alimentaires

Après avoir rappelé la logique des différents types de barèmes américains en matière de pensions alimentaires, nous présentons la littérature économique sur laquelle s'appuie les barèmes américains et la façon dont on peut penser que les Etats ont utilisé cette littérature pour construire leur barème.

I. Les différents types de barèmes américains

En 1984 est voté un amendement qui demande aux Etats de développer des barèmes en matière de pension alimentaire¹⁸¹. En 1988, le *Family Support Act* impose aux tribunaux d'utiliser les montants fixés par les barèmes ou de fournir des motivations en cas de non-respect (*deviation*) du montant du barème. Les barèmes sont dits alors « *presumptive* ».

Dans le texte du *Family Support Act* sont énoncées quatre raisons à la mise en place de barèmes :

- 1) garantir la prévisibilité du montant de la pension
- 2) faciliter le travail administratif des institutions judiciaires en matière de pension alimentaire
- 3) parvenir à un accord accru (*increased compliance*) du parent non gardien en rendant à ses yeux plus juste le montant de la pension (*equity*) et ce faisant garantir une meilleure effectivité au paiement de la pension (*effectivity*)
- 4) garantir l'adéquation du montant avec les besoins de l'enfant (*adequacy*).

Si le principe du barème permet d'atteindre les trois premiers objectifs, en revanche, en l'absence de réflexion sur la fonction principale d'une PA, le barème ne permet pas de calculer le montant d'une PA susceptible de répondre aux besoins de l'enfant.

Dans la plupart des Etats, la fonction assignée à la pension alimentaire est la suivante : garantir à l'enfant qu'il reçoive la même proportion du revenu de ses parents que si ces derniers vivaient encore ensemble¹⁸². Cette approche est désignée dans la littérature américaine par l'expression d' « *Income Sharing Approach* ». Cependant si l'approche est commune, les barèmes ne sont pas tous identiques selon les Etats. En effet, il existe deux principaux modèles de barèmes : l' « *Income Shares Model* » et le « *Percentage of Income Model* ». Ce qui différencie ces deux types de modèles c'est la façon dont s'effectue le partage des dépenses consacrées à l'enfant entre les parents.

Dans les barèmes relevant de l'*Income shares model*, les dépenses consacrées à l'entretien de l'enfant sont réparties proportionnellement entre les parents en fonction de leurs ressources. Le parent gardien est supposé dépenser sa part directement et la contribution du parent non gardien correspond à la pension alimentaire. L'*Income Shares Model* s'appuie sur le rapport de ROBERT G. WILLIAMS (1987), diffusé auprès des Etats chargés de systématiser à la fin des années 1980 l'utilisation des barèmes.

¹⁸¹ *Child Support Enforcement Amendments* (1984).

¹⁸² Exemple : le revenu de la mère =100, le revenu du père=200 et les dépenses consacrées à l'entretien de l'enfant par les parents correspondent à 60, soit 20% du revenu cumulé des deux parents. L'application du principe de l'*Income Sharing* revient à dire que une fois les parents séparés l'enfant doit continuer à recevoir 60. Il faut, nous semble-t-il, entendre « la même proportion du revenu » non pas en termes relatif mais en termes absolu. Ainsi dans un certain nombre de textes on trouve l'expression de « *continuity of expenditures* » pour résumer le principe de l'*Income Sharing*. L'enfant ne doit pas subir une dégradation du niveau des dépenses qui lui étaient consacrées suite à la séparation de ses parents.

Dans les barèmes relevant du *Percentage of Income*, le montant de la pension alimentaire correspond à un pourcentage du revenu du seul parent gardien. Ce modèle a été développé initialement en 1983 dans l'Etat du Wisconsin dans le cadre d'une collaboration entre l'Etat du Wisconsin et l'*Institute for Research on Poverty*.

La majorité des Etats (33 sur 51) ont choisi d'utiliser l'*Income Shares Model*. Treize Etats ont choisi de se référer au *Percentage of Income*. Deux Etats ont retenu une formule hybride mélangeant les deux modèles précédents¹⁸³. Enfin, trois Etats appliquent un troisième type de modèle : le *Melson Formula Model*. Quoique le calcul de la pension alimentaire par ce type de barème soit relativement complexe, l'esprit de ce type de barème ne s'écarte pas fondamentalement du principe de l'*Income Sharing*¹⁸⁴.

II. L'estimation du coût de l'enfant

A notre connaissance, la plupart des Etats s'appuient explicitement sur des estimations du coût de l'enfant pour construire leur barème. Cependant, selon le type de barème retenu, les travaux d'estimation utilisés ne sont pas les mêmes.

§ 1. Pour les Etats qui utilisent l'*Income Shares Model*

- Dix-neuf Etats utilisent la méthode de ROTHBARTH pour calculer le coût de l'enfant. Ces Etats s'appuient plus précisément sur les travaux de BETSON (1990) qui a calculé le coût de l'enfant en utilisant la méthode de ROTHBARTH¹⁸⁵ à partir des données fournies par le *Consumer Expenditure Survey – CEX* (1980-1986).

- Huit (ou 10)¹⁸⁶ Etats utilisent la méthode de ENGEL pour calculer le coût de l'enfant. Ces Etats s'appuient sur les travaux de ESPENSHADE (1984)¹⁸⁷ qui a calculé le coût de l'enfant en utilisant la méthode de ENGEL à partir des données fournies par le CEX (1972-1973)¹⁸⁸.

¹⁸³ Le montant de la pension est déterminé sur le modèle du *Percentage of Income* lorsque le revenu du parent gardien est inférieur à un certain seuil (15.000 \$, nets des frais de garde, par an). Une fois que le revenu du parent gardien dépasse ce seuil, alors prévaut l'*Income Shares Model*.

¹⁸⁴ La spécificité de ce type de barème est que la règle de calcul qui permet de déterminer le montant de la PA garantit la préservation des besoins de base des parents. Le coût de l'enfant concerné par la séparation est alors considéré comme la somme d'un coût d'entretien de base (déterminé sur la base du seuil de pauvreté) et d'un pourcentage appliqué au restant à vivre des parents (c'est-à-dire le revenu restant une fois défalqué le revenu nécessaire pour assurer leur subsistance). Le second élément de ce coût répond à la même philosophie que les deux autres barèmes, c'est-à-dire celle de l'*Income Sharing*. Le revenu restant une fois défalqué le revenu minimum doit être partagé avec l'enfant dans les mêmes proportions que si les parents vivaient ensemble.

¹⁸⁵ BETSON estime le coût de l'enfant en utilisant différentes méthodes, mais il considère celle de ROTHBARTH comme la plus robuste.

¹⁸⁶ Le travail sur lequel s'appuie ce paragraphe (VENHOR et GRIFFITH, 2002) ne donne pas les mêmes proportions en début et en fin de document.

¹⁸⁷ Le travail de ESPENSHADE est la référence académique sur laquelle s'est appuyée WILLIAMS (1987) dans son rapport consacré à la présentation du modèle d'*Income Shares Model*.

¹⁸⁸ Lors de l'obligation de mettre en place et d'utiliser les barèmes, le rapport ESPENSHADE a servi de référence à la plupart des Etats retenant l'*Income Shares Model*. Cependant, les Etats étant obligés de réviser régulièrement leurs barèmes, un certain nombre d'entre eux ont actualisé leur barème en utilisant des estimations économétriques plus récentes, comme celles de BETSON (1990).

- Les six (ou 4) Etats restants utilisent d'autres estimations qui, d'après la littérature consultée, ne sont pas référencées par les Etats.

Tableau 1 : Résumé des estimations du coût de l'enfant exprimé en % des dépenses des parents

Etudes	Méthode	Données	Etats	Coût de l'enfant moyen en % des dépenses totales de la famille		
				1 enfant	2 enfants	3 enfants
Espensshade (1984)	Engel	CEX 1972-1973	8 Etats	24%	41%	51%
Betson (1990)	Rothbarth	CEX 1980-1986	19 Etats	25%	37%	44%

Source : d'après VENHOR & GRIFFITH (2002).

Les travaux de ESPENSHADE et de BETSON fournissent des estimations du coût moyen de l'enfant mais également des estimations du coût de l'enfant en fonction du revenu des parents et ou de l'âge des enfants. BETSON (1990) montre que le coût de l'enfant n'est pas identique selon les tranches de revenus. Plus précisément, le pourcentage du revenu net consacré aux dépenses d'entretien de l'enfant diminuerait à mesure que le revenu augmente. Ainsi, l'étude de BETSON (1990) montre que, pour un enfant, les estimations vont de 26% pour les plus bas revenus à 15% pour les plus hauts revenus^{189 190}.

Tableau 2 : Coût de un enfant en fonction du revenu net annuel (exprimé en % du revenu net)

< 15 000\$	15 000\$ < 20 000 \$	20 000\$ < 30 000 \$	30 000\$ < 40 000 \$	40 000\$ < 60 000 \$	60 000\$ < 80 000 \$	80 000\$ < 125 000 \$	125 000\$ et +
26 %	25%	25%	24%	21%	20%	18%	15%

Source : d'après BETSON (1990)

ESPENSHADE (1984) et BETSON (1990) montrent qu'un enfant âgé coûte plus cher qu'un enfant jeune. En revanche, dans des études plus récentes, BETSON (2001) considère que ce lien n'est plus aussi robuste.

§ 2. Pour les Etats qui utilisent le *Percentage of Income*

Le travail qui sert de référence en matière de calcul du coût de l'enfant est celui réalisé par VAN DER GAAG (1981) pour le compte de l'Institut de Recherche sur la Pauvreté de l'Université du Madison dans le Wisconsin.

Il s'agit d'un travail de synthèse de littérature recensant les différentes estimations (existant alors à cette époque) relatives au coût de l'enfant. VAN DER GAAG en dégage plusieurs éléments :

- les estimations vont de 16% à 24% du revenu pour le premier enfant¹⁹¹

¹⁸⁹ Dans ses travaux ultérieurs, BETSON continue à trouver une relation robuste entre le coût de l'enfant et le niveau de revenu de ses parents (BETSON 2001).

¹⁹⁰ Le lien entre coût de l'enfant et niveau de revenu pose cependant un problème. En effet, dans la base de données utilisée pour estimer le coût de l'enfant, l'échantillon des hauts revenus est de taille réduite. Par conséquent, les différences en matière de coût de l'enfant ne sont pas effectuées au-delà d'un certain niveau de revenu. Au-delà de 125.000 dollars par an de revenus nets cumulés des deux parents, BESTON (1990) ne considère plus qu'une seule tranche de revenus.

¹⁹¹ Partant de cette fourchette, VAN DER GAAG a estimé que le milieu de la fourchette (20%) constituait une bonne approximation du coût de un enfant.

- le deuxième et le troisième enfant coûtent environ la moitié du coût du premier
- les dépenses consacrées à l'enfant représentent globalement une proportion constante du revenu du ménage.

Il existe un débat dans la littérature américaine concernant le lien entre coût de l'enfant et niveau de revenu des parents. En effet, ceux qui se situent dans la filiation du travail de VAN DER GAAG, remettent en cause le fait que le pourcentage des dépenses consacrées à l'enfant diminue à mesure que le revenu augmente. En effet, selon eux, si dans le calcul on intègre l'épargne réalisée par les parents en vue de pourvoir aux besoins de l'enfant (ex : frais d'éducation), et pas seulement les dépenses de consommation courante, alors on pourrait observer que la part des dépenses consacrées à l'enfant est relativement stable quel que soit le niveau de revenu. En revanche, les travaux de BETSON mettent en évidence que le coût de l'enfant est variable en fonction du revenu des parents.

S'il existe une divergence sur cette question, en revanche tous les auteurs s'accordent sur le fait que quel que soit le type de barème retenu il est légitime que les estimations du coût de l'enfant s'effectuent en comparant un couple sans enfants et un couple avec un (ou plusieurs enfants) et non en comparant un célibataire sans enfants et un ménage monoparental. En effet, pour eux, cela se justifie en raison de la fonction assignée à la pension alimentaire. Cette dernière doit permettre à l'enfant de recevoir le même montant de dépenses en vivant avec un seul de ses parents que en vivant avec ces deux parents. Il s'agit donc d'estimer le coût d'un enfant lorsque celui-ci vit avec ses deux parents.

III. Le passage du coût de l'enfant au barème

Dans leur très large majorité, les barèmes utilisés par les Etats s'appuient explicitement sur les travaux effectués sur le coût de l'enfant. Cela étant, on observe pour les Etats appliquant le *Income Shares Model*, comme pour ceux appliquant le *Percentage of Income Model*, que les barèmes ne sont pas l'exacte reproduction des conclusions contenues dans ces travaux.

§ 1. Les Etats appliquant l'*Income Shares Model*

Dans les barèmes relevant de l'*Income Shares Model*, on retrouve des éléments communs, empruntés à ESPENSHADE (1984) ou à BETSON (1990), mais aussi des éléments divergents, ce qui reflète la latitude dont disposent les Etats en matière de fixation de barèmes.

1.1. Variation du coût de l'enfant en fonction du revenu

Apparemment, tous les Etats relevant de l'*Income Share Model* appliquent un barème dans lequel le coût de l'enfant (correspondant à un certain pourcentage du revenu combiné des deux parents) est décroissant avec le niveau de revenu.

De manière plus précise, on retrouve dans un certain nombre de barèmes les pourcentages proposés par BETSON (cf. *supra*), mais pas forcément pour l'ensemble de la distribution. On peut alors supposer que un certain nombre de barèmes ont dû être élaborés de la façon suivante. Les concepteurs des barèmes se sont inspirés de l'analyse du coût de l'enfant en fonction du revenu proposé par BETSON, du moins à partir d'un certain niveau de revenus. Ils ont utilisé comme « revenus pivots » les bornes des fourchettes

proposées par BETSON (cf. tableau 2 *supra*) auxquelles ils ont appliqué, à peu près, les taux calculés par BETSON. Pour les revenus compris entre les revenus pivots, ils ont établi des montants de pension alimentaire en veillant à ce qu'il n'y ait pas d'effet de seuil lorsque le revenu augmente (cf. tableau 3 pour illustration).

Tableau 3 : Extrait du barème de la Floride

Revenus nets mixtes par mois (en \$)	Montant du coût de l'enfant	Coût relatif de l'enfant
3.350 (40.200/an)	701	21,2 %
3.400	720	21,1 %
3.450	729	21,1 %
....		
4.000	828	20,7 %
....		
5.000 (60.000/an)	1000	20 %
5.050	1006	19,9%
5.100	1013	19,8%
....		
6.650 (80.400\$)	1 184	17,8%
...		
8.000	1 290	16,1%
....		
10.000 (120.000 \$)	1 437	14,4%
> 10.000*	/	/

Au-delà de 10.000\$/mois, le barème ne fournit plus de coût de l'enfant.

D'une manière générale, ce que l'on peut observer c'est que les barèmes ont tendance à appliquer des pourcentages plus faibles que ceux fournis par les estimations du coût de l'enfant et qu'ils sont décroissants avec le niveau de revenu.

1.2. La variation du coût de l'enfant en fonction de l'âge

Par rapport à cette question, les stratégies des Etats diffèrent :

- il y a ceux qui n'évoquent pas du tout la question de l'âge de l'enfant dans les textes accompagnant leur barème : ils doivent utiliser les estimations moyennes fournies par les travaux économétriques sur le coût de l'enfant

- il y a ceux qui ne prennent pas en compte l'âge de l'enfant dans le barème mais qui envisagent le fait que le juge peut augmenter le montant de la pension si l'enfant est âgé (exemples, la Floride : pas d'indications particulières ; l'Arizona : le juge peut augmenter le montant de la PA de 10% pour les enfants âgés de 12 ans et plus)

- il y a ceux qui ont construit leur barème en reprenant les estimations du coût de l'enfant pour une tranche d'âge donnée (ex. le Michigan qui utilise les estimations du coût de l'enfant calculées pour la tranche des 12-17 ans¹⁹² ; l'Etat de Washington et le Maine : le barème est constitué de deux tables l'une lorsque l'enfant a entre 0 et 11 ans et l'autre lorsque l'enfant a entre 12 et 18 ans).

¹⁹² Cette tranche d'âge est reprise des travaux de BETSON (1990, 2001).

1.3. Le traitement des hauts revenus

La tranche de revenus maximale pour laquelle BETSON propose une estimation du coût de l'enfant (125.000 \$ de revenu net annuel par an) est apparemment utilisée dans certains barèmes. C'est le cas par exemple de la Floride et du Nebraska où le revenu net combiné maximal proposé par le barème est de 10.000\$ par mois, soit presque 125.000\$ par an. Au-delà, le montant de la pension alimentaire est laissé à la discrétion du juge¹⁹³.

D'autres, en revanche, fixent un plafond à un niveau beaucoup plus élevé (240.000 \$ de revenu brut annuel cumulé dans l'Arizona ou le Maine ; 520.000 \$ de revenu net annuel cumulé dans le Michigan).

1.4. Le traitement des bas revenus

Généralement, en dessous d'un certain niveau de revenus, qui change selon l'Etat, le calcul du montant de la pension est le résultat d'une règle différente que pour le reste de la distribution.

- Le juge décide du montant au cas par cas (avec le souci de ne pas remettre en cause la subsistance du parent non gardien).
- Le barème peut prévoir un montant minimum de pension (Nebraska : 50\$ en dessous de 700\$ de revenu combiné par mois, Indiana : entre 100 \$ et 200\$ en dessous de 400\$ de revenu combiné par mois ; Washington : 25\$ minimum en dessous de 600 \$ de revenu combiné net mensuel ; Maine : si le revenu du parent non gardien est au plus égal au seuil de pauvreté alors le montant de la pension, ne peut pas dépasser 10% de son revenu).

§2. Les Etats appliquant le *Percentage of Income*

2.1. L'Etat du Wisconsin

Dans le cas du Wisconsin, les origines et les modalités de construction du barème sont connues puisque ce barème s'appuie explicitement sur les travaux menés par l'IRP de l'Université du Wisconsin-Madison. La généalogie du barème est bien documentée par la littérature de l'IRP. Sur la base du travail de VAN DER GAAG, les auteurs du barème du Wisconsin ont cherché à établir un barème cherchant un compromis entre les différents paramètres évoqués ci-dessus. Au final les pourcentages suivants ont été retenus : 17% du revenu brut du parent non gardien pour un enfant, 25% pour deux enfants, 29% pour trois enfants, 31% pour quatre enfants, 34% pour cinq enfants et plus. Ce barème n'a pas été révisé depuis, ses défenseurs considérant qu'il est toujours d'actualité (ROTHE *et alii*, 2001).

¹⁹³ Généralement, le barème spécifie que le montant de la PA ne peut pas être inférieur au montant maximal proposé par le barème. Dans le cas de la Floride, le montant de la pension est égal au montant maximal prévu par le barème plus le différentiel de revenu (par rapport au montant de revenu maximal proposé par le barème) multiplié par un certain pourcentage (5% pour un enfant, 7,5% pour deux enfants, 9,5% pour trois enfants, etc.).

2.2. L'ensemble des Etats appliquant le *Percentage of Income*

Les Etats appliquant le *Percentage of Income* ne reprennent pas tous le modèle du Wisconsin (et les conclusions de VAN DER GAAG).

2.2.1 Variation du coût de l'enfant en fonction du revenu

Parmi les Etats appliquant le *Percentage of Income*, on peut distinguer deux catégories.

- Ceux qui pratiquent le « *flat percentage of income* », c'est-à-dire que le pourcentage appliqué au revenu du parent non gardien est fixe, quel que soit le revenu de ce dernier. La justification d'une telle règle se trouve dans le rapport de VAN DER GAAG, selon lequel les estimations économétriques ne concluent pas de manière robuste au fait que le coût de l'enfant varie en fonction du niveau de revenu des parents. Parmi ceux qui appartiennent à cette sous-catégorie, certains reprennent le taux retenu par le Wisconsin, d'autres retiennent d'autres pourcentages (cf. tableau 4).

Tableau 4 : pourcentages appliqués au revenu du parent non gardien

	1 enfant	2 enfants	3 enfants	4 enfants	5 enfants	6 enfants
<i>Flat percentage of income (dont le taux s'applique dès 1\$)</i>						
Wisconsin	17%	25%	29%	31%	34%	34%
Alaska	20%	27%	33%	33% +3% par enfant supplémentaire		
Illinois	20%	25%	32%	40%	45%	50%
<i>Varying percentage of income (dont le taux est fixe sur une certaine fraction de la distribution)</i>						
Minnesota (1000\$-5000\$)	25%	30%	35%	39%	43%	47%

- Ceux qui pratiquent le « *varying percentage of income* », c'est-à-dire que le pourcentage appliqué au revenu du parent non gardien varie en fonction du revenu de ce dernier. Parmi ceux-ci, on repère différentes options.

✓ Celle qui consiste à modifier le pourcentage pour le bas et ou le haut de la distribution.

Exemple de l'Etat du Minnesota : le pourcentage augmente avec le revenu jusqu'à un certain niveau de revenu, ensuite le pourcentage appliqué est fixe. Pour un enfant il passe de 16% pour les plus bas revenus à 25% à partir de 1.000 \$ de revenu net mensuel pour le parent non gardien. Au-delà de 5.000 \$, le pourcentage de 25% ne s'applique plus au revenu du parent non gardien mais le montant de la PA ne peut pas être inférieur au montant maximal donné par le barème.

✓ Celle qui consiste à faire modifier le pourcentage pour l'ensemble de la distribution de revenus.

Exemple de l'Etat du North Dakota : le pourcentage augmente avec le revenu jusqu'à un certain niveau de revenu, ensuite il diminue jusqu'à un plafond de revenus au-delà duquel le pourcentage ne s'applique plus. Pour un enfant, il passe de 14% pour les plus bas revenus à 25% pour 1.000\$ de revenu net mensuel. Ensuite le taux diminue à 17% pour 10.000\$ par mois. Au-delà de 10.000\$ le barème ne s'applique plus et le juge doit fixer une pension qui ne peut être inférieure au montant fixé par le barème.

2.2.2. Le traitement des hauts revenus

Dans certains Etats, il existe un plafond de revenus au-delà duquel le montant de la pension alimentaire n'est plus modifié. Le montant de la pension ne peut pas être inférieur au montant maximal que permet de calculer le barème. Le juge est parfois autorisé à proposer un montant supérieur à ce montant maximal (exemple du Minnesota : plafond de revenu = 5.000 \$ de revenu net mensuel pour le parent non gardien).

Dans d'autres Etats, il n'existe pas de plafond de revenus mais le taux est plafonné. Ainsi dans l'Arkansas, au-delà de 5.000 \$ nets par mois, le montant de la pension pour un enfant est fixé à 15% du revenu net du parent non gardien. La courbe du pourcentage en fonction du revenu est donc décroissante puis plate.

2.2.3 Le traitement des bas revenus

En dessous d'un certain seuil de revenu, le montant peut être laissé à la discrétion du juge (ex : Minnesota) où l'on applique un pourcentage plus faible que pour les tranches de revenus suivantes. C'est le cas par exemple du North Dakota : les petits revenus se voient appliqués un taux de 15%, puis le pourcentage varie de 25% pour les revenus moyens à 17% pour les hauts revenus. Dans ce cas la courbe du pourcentage en fonction du revenu est en U renversé.

Comme le soulignent GARFINKEL et MELLI (1989), établir un barème de pension alimentaire pour enfant ne peut pas être un exercice purement scientifique, des jugements de valeur entrent en ligne de compte. En effet, les Etats doivent également tenir compte d'un certain nombre de paramètres qui les conduisent à procéder à certains aménagements par rapport conclusions des travaux économiques. Les Etats doivent en effet trouver un équilibre entre des objectifs qui peuvent entrer en contradiction. D'une part, assurer le bien être de l'enfant (c'est-à-dire suivre les estimations en ce qui concerne le coût de l'enfant), minimiser les dépenses publiques (fixer des pensions alimentaires élevées pour réduire le montant des allocations). D'autre part, inciter le parent non gardien à payer, ce qui implique de ne pas l'appauvrir (pour celui qui a de très faibles ressources) ou de ne pas lui faire payer une pension trop élevée (pour celui qui a de hauts revenus) ¹⁹⁴.

Ces compromis se traduisent alors par des choix différents en matière de détermination du revenu plancher en deçà duquel le barème ne s'applique plus (cf. le souci de ne pas appauvrir le parent non gardien), le revenu plafond au-delà duquel le barème ne s'applique plus (cf. l'idée de ne pas trop « taxer » les hauts revenus), du pourcentage à appliquer au revenu du parent non gardien ou à celui des parents (cf. le souci de garantir l'entretien de l'enfant et de minimiser le poids de l'aide sociale).

¹⁹⁴ Il semblerait que le rapport de WILLIAMS (1987), texte fondateur de l'*Income Shares Model*, revendique au contraire le fait que la mise en place d'un barème constitue un simple exercice scientifique reposant sur l'estimation du coût de l'enfant. A l'inverse il semblerait que, dès le départ, les promoteurs du *Percentage of Income Model* ont mis l'accent sur le fait que la construction d'un barème n'était pas un exercice objectif. D'une part, il n'existe pas de mesure consensuelle du coût de l'enfant (selon les études, l'ampleur du coût varie). D'autre part, il faut également faire des choix qui implique des jugements de valeur.

Appendice à l'annexe n° 13

Mode de calcul de la pension alimentaire selon le *Melson Formula*

L'exemple s'appuie sur les paramètres de l'Etat du Delaware (dans les deux autres Etats utilisateurs de ce type de barème, le principe de calcul est le même mais les niveaux de subsistance sont différents et les taux appliqués sur le restant à vivre ne sont pas identiques).

Calcul simplifié de la pension alimentaire dans l'Etat du Delaware (exemple avec un enfant)			
	Parent non gardien	Parent gardien	Total
Partie 1. Revenu			
1. Revenus nets mensuels	2000	1000	
2. Revenu de subsistance mensuel	-850	850	
3. Revenu net après revenu de subsistance (1 – 2)	950	150	1100
4. Partage du revenu total net disponible	86,4%	13,6%	100%
Partie 2. Entretien de base			
5. Coût de base de l'enfant (1 enfant = 350\$; 2 enfants = 650\$, etc.)			350
6. Entretien de base de l'enfant (4 x 5)	302,4	47,6	
Partie 3. Niveau de vie ajusté *			
7. Revenu net disponible pour le niveau de vie ajusté (3 – 6)	647,6	102,4	
8. Niveau de vie ajusté (1 enfant = 16% ; 2 enfants = 26%, etc.)			16%
9. Montant du niveau de vie ajusté (8 x 7)	103,6	16,4	
Partie 4. Montant total de la pension alimentaire mensuelle			
10. Montant de pension alimentaire recommandée (ligne 6 du parent non gardien + ligne 9 du parent non gardien)	406		

Les chiffres en italique correspondent aux valeurs retenues par le Delaware sur la base d'un rapport publié en 1998 (*New approach of poverty*, 1998) utilisant les données du CEX, c'est-à-dire la même base de données que celle utilisée par les autres travaux économétriques relatifs à l'estimation du coût de l'enfant.

* En anglais = *standard living standard adjusted*.

Annexe n°14: les résultats des vingt principaux modèles testés pour l'analyse sur données administratives

Modèle 1a : enfants uniques, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, sans variables de genre

		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-830,034	408,317			-2,033	,044		
	Revenu couple/100	3,379	2,584	,348	,266	1,308	,193	,052	19,233
	Revenu couple/100 carré	5,169E-03	,006	,240	,257	,937	,351	,056	17,901
	Part de revenu de NG	17,898	2,796	,468	,073	6,401	,000	,688	1,454
	Age de l'enfant	-17,928	47,604	-,124	,329	-,377	,707	,034	29,369
	Age enfant au carré	,987	2,341	,141	,333	,421	,674	,033	30,221
	Rente versée par NG	150,269	216,152	,047	,067	,695	,488	,820	1,219
	Capital versé par NG	196,009	157,419	,083	,067	1,245	,215	,828	1,207
	NG vit en couple	-463,773	256,777	-,119	,066	-1,806	,073	,853	1,173
	G vit avec parents	-77,585	319,276	-,016	,067	-,243	,808	,815	1,226
	NG vit avec parents	290,889	270,939	,074	,069	1,074	,285	,766	1,306
	Pas de droit de visite	-103,991	228,861	-,034	,074	-,454	,650	,663	1,508
	PF de G déclarées	-257,645	180,646	-,121	,085	-1,426	,156	,513	1,951
	Charges de G déclarées	385,837	195,483	,151	,076	1,974	,051	,630	1,588
10	(Constant)	-1205,862	212,133			-5,684	,000		
	Revenu couple/100	6,078	,604	,626	,062	10,055	,000	,937	1,068
	Part de revenu de NG	18,332	2,378	,480	,062	7,708	,000	,937	1,067
	NG vit en couple	-465,590	244,668	-,119	,063	-1,903	,059	,926	1,080
	Charges de G déclarées	348,052	160,060	,136	,063	2,175	,031	,926	1,080

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire.

Step 1 : R2 = .52 Adjusted R2 = .47 / Step 10 : R2 = .50 Adjusted R2 = .48. N = 143.

Modèle 1b : enfants uniques, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, avec variables de genre et indicateurs de juges

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-1261,805	429,146			-2,940	,004		
	Revenu couple/100	4,316	2,469	,444	,254	1,748	,083	,050	19,858
	Revenu couple/100 carré	,003	,005	,142	,246	,579	,564	,054	18,547
	Part de revenu de NG	13,980	2,822	,366	,074	4,953	,000	,597	1,676
	Age de l'enfant	-17,844	46,316	-,123	,320	-,385	,701	,032	31,453
	Age enfant au carré	1,148	2,268	,163	,323	,506	,614	,031	32,090
	Rente versée par NG	58,521	208,400	,018	,065	,281	,779	,780	1,282
	Capital versé par NG	218,062	148,301	,092	,063	1,470	,144	,825	1,212
	G vit avec des parents	-104,240	301,152	-,022	,063	-,346	,730	,810	1,234
	NG vit avec des parents	410,970	260,202	,105	,067	1,579	,117	,734	1,362
	NG vit en couple	-331,242	244,722	-,085	,063	-1,354	,178	,830	1,205
	Pas de droit de visite	-81,450	216,397	-,027	,070	-,376	,707	,656	1,525
	PF de G déclarées	-239,992	172,921	-,113	,081	-1,388	,168	,494	2,022
	Charges de G déclarées	245,286	193,740	,096	,076	1,266	,208	,567	1,765
	L'enfant est 1 fille	-90,709	95,185	-,058	,061	-,953	,342	,878	1,139
	G est une femme	730,913	162,311	,294	,065	4,503	,000	,763	1,311
	Juge n°2	-90,714	115,415	-,058	,074	-,786	,433	,602	1,662
	Juge n°5	-90,841	143,467	-,046	,073	-,633	,528	,616	1,625
	Juges n°3, 4 et 6	138,382	197,521	,045	,064	,701	,485	,787	1,271
15	(Constant)	-1637,275	216,404			-7,566	,000		
	Revenu couple/100	6,292	,574	,648	,059	10,966	,000	,916	1,092
	Part de revenu de NG	13,952	2,412	,365	,063	5,784	,000	,802	1,246
	NG vit avec des parents	485,633	223,970	,124	,057	2,168	,032	,973	1,028
	G est une femme	725,129	152,866	,292	,062	4,744	,000	,845	1,184

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire.

Step 1 : R2= .59 Adjusted R2 = .53 / Step 15 : R2 = .56 Adjusted R2 = .54. N = 143.

Modèle 2a : enfants uniques, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, sans variables de gerçe

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-954,771	393,272			-2,428	,017		
	Revenu couple/100	6,158	2,421	,731	,287	2,543	,012	,043	23,251
	Revenu couple/100 carré	,000	,005	-,006	,271	-,024	,981	,048	20,702
	Part revenu NG	15,682	2,899	,415	,077	5,410	,000	,604	1,655
	Age de l'enfant	10,064	43,480	,081	,349	,231	,817	,029	34,252
	Age enfant carré	-,594	2,175	-,098	,360	-,273	,785	,027	36,397
	Rente versée par NG	-32,283	177,746	-,012	,068	-,182	,856	,771	1,298
	Capital versé par NG	215,801	140,098	,106	,069	1,540	,126	,744	1,345
	NG vit en couple	-431,211	222,850	-,125	,065	-1,935	,056	,852	1,173
	G vit avec parents	-160,148	309,109	-,036	,070	-,518	,605	,726	1,378
	NG vit avec parents	693,864	251,558	,201	,073	2,758	,007	,669	1,495
	Pas de droit de visite	278,849	232,466	,095	,079	1,200	,233	,569	1,757
	PF de G déclarées	-227,189	155,186	-,128	,087	-1,464	,146	,467	2,140
	Charges de G déclarées	128,647	161,543	,062	,078	,796	,428	,591	1,692
9	(Constant)	-931,060	218,552			-4,260	,000		
	Revenu couple/100	6,435	,543	,764	,065	11,844	,000	,831	1,204
	Part revenu NG	14,527	2,490	,384	,066	5,834	,000	,796	1,257
	Capital versé par NG	224,316	128,331	,111	,063	1,748	,083	,862	1,160
	NG vit en couple	-447,400	209,759	-,130	,061	-2,133	,035	,935	1,069
	NG vit avec parents	574,351	208,529	,166	,060	2,754	,007	,946	1,057

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire

Step 1 : R2 = .62 Adjusted R2 = .57 / Step 9 : R2 = .60 Adjusted R2 = .58. N = 121.

Modèle 2b : enfants uniques, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, avec variables de genre et indicateurs de juges

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-836,043	463,902			-1,802	,074		
	Revenu couple/100	5,907	2,508	,701	,298	2,355	,020	,041	24,274
	Revenu couple/100 carré	,000	,005	,019	,281	,067	,947	,046	21,561
	Part de revenu de NG	15,904	3,052	,421	,081	5,210	,000	,560	1,786
	Age de l'enfant	13,202	46,211	,106	,371	,286	,776	,027	37,648
	Age enfant au carré	-,948	2,334	-,157	,386	-,406	,685	,025	40,795
	Rente versée par NG	-27,683	184,271	-,011	,070	-,150	,881	,737	1,357
	Capital versé par NG	229,297	142,864	,113	,070	1,605	,112	,735	1,360
	G vit avec parents	-145,414	317,005	-,033	,072	-,459	,647	,709	1,410
	NG vit avec parents	710,662	260,306	,206	,075	2,730	,007	,642	1,558
	NG vit en couple	-450,149	232,706	-,130	,067	-1,934	,056	,803	1,245
	Pas de droit de visite	292,015	245,995	,099	,084	1,187	,238	,522	1,915
	PF de G déclarées	-251,036	161,097	-,141	,091	-1,558	,122	,446	2,244
	Charges de G déclarées	137,835	171,402	,066	,082	,804	,423	,540	1,853
	L'enfant est 1 fille	-21,834	89,580	-,016	,065	-,244	,808	,856	1,168
	G est une femme	-103,323	233,377	-,030	,068	-,443	,659	,799	1,252
	Juge n°2	-3,297	107,496	-,002	,078	-,031	,976	,598	1,674
	Juge n°5	27,947	135,552	,016	,079	,206	,837	,589	1,698
	Juges n°3, 4 et 6	259,663	203,800	,088	,069	1,274	,205	,761	1,314
14	(Constant)	-931,060	218,552			-4,260	,000		
	Revenu couple/100	6,435	,543	,764	,065	11,844	,000	,831	1,204
	Part de revenu de NG	14,527	2,490	,384	,066	5,834	,000	,796	1,257
	Capital versé par NG	224,316	128,331	,111	,063	1,748	,083	,862	1,160
	NG vit avec parents	574,351	208,529	,166	,060	2,754	,007	,946	1,057
	NG vit en couple	-447,400	209,759	-,130	,061	-2,133	,035	,935	1,069

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire

Step 1 : R2 = .62 Adjusted R2 = .56 / Step 14 : R2 = .60 Adjusted R2 = .58. N = 121.

Modèle 3a : enfants aînés, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, sans variables de gerfre

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-946,484	190,693			-4,963	,000		
	Revenu couple/100	6,539	,767	,801	,094	8,526	,000	,139	7,181
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,270	,090	-3,012	,003	,153	6,550
	Part de revenu de NG	14,316	1,410	,431	,042	10,150	,000	,683	1,464
	Age de l'enfant	31,686	26,845	,212	,179	1,180	,239	,038	26,106
	Age enfant au carré	-1,461	1,162	-,222	,176	-1,257	,210	,040	25,226
	Rente versée par NG	246,389	125,045	,074	,038	1,970	,050	,861	1,161
	Capital versé par NG	274,799	97,029	,110	,039	2,832	,005	,817	1,224
	G vit en couple	52,935	302,622	,006	,036	,175	,861	,930	1,075
	NG vit en couple	-121,294	143,735	-,031	,037	-,844	,399	,914	1,094
	G vit avec parents	-11,264	239,381	-,002	,037	-,047	,962	,898	1,114
	NG vit avec parents	252,080	158,540	,060	,038	1,590	,113	,871	1,148
	Pas de droit de visite	39,971	130,464	,011	,038	,306	,760	,874	1,145
	PF de G déclarées	-79,606	83,354	-,046	,048	-,955	,340	,535	1,871
	Charges de G déclarées	176,383	95,778	,073	,040	1,842	,066	,783	1,276
	Garde partagée	-530,572	144,701	-,135	,037	-3,667	,000	,902	1,109
Nombre d'enfants	-99,066	34,807	-,125	,044	-2,846	,005	,640	1,562	
10	(Constant)	-790,266	145,711			-5,424	,000		
	Revenu couple/100	6,775	,716	,830	,088	9,458	,000	,159	6,288
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,298	,086	-3,456	,001	,165	6,062
	Part de revenu de NG	13,487	1,299	,406	,039	10,386	,000	,803	1,246
	Rente versée par NG	285,682	122,381	,086	,037	2,334	,020	,896	1,116
	Capital versé par NG	303,886	94,002	,122	,038	3,233	,001	,867	1,153
	Garde partagée	-535,611	141,309	-,137	,036	-3,790	,000	,942	1,061
	Nombre d'enfants	-100,905	29,102	-,127	,037	-3,467	,001	,912	1,096

a. Dependent Variable: Montant pension alimentaire
 Step 1: R2 = .61 Adjusted R2 = .59 / Step 10 : R2 = .60 Adjusted R2 = .59. N = 336.

Modèle 3b : enfants aînés, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-1280,070	196,543			-6,513	,000		
	Revenu couple/100	6,407	,733	,785	,090	8,743	,000	,139	7,218
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,259	,086	-3,022	,003	,152	6,589
	Part de revenu de NG	11,485	1,447	,346	,044	7,938	,000	,590	1,696
	Age de l'enfant	38,599	25,879	,258	,173	1,492	,137	,037	26,709
	Age enfant au carré	-1,618	1,119	-,245	,170	-1,446	,149	,039	25,769
	Rente versée par NG	235,783	119,754	,071	,036	1,969	,050	,853	1,172
	Capital versé par NG	270,351	92,955	,108	,037	2,908	,004	,809	1,237
	G vit en couple	-144,262	291,431	-,017	,035	-,495	,621	,911	1,097
	NG vit en couple	-71,834	138,661	-,018	,035	-,518	,605	,892	1,121
	G vit avec parents	-7,836	229,553	-,001	,036	-,034	,973	,887	1,128
	NG vit avec parents	322,549	153,141	,076	,036	2,106	,036	,848	1,179
	Pas de droit de visite	11,428	124,543	,003	,036	,092	,927	,871	1,148
	PF de G déclarées	-123,933	80,351	-,071	,046	-1,542	,124	,522	1,914
	Charges de G déclarées	181,749	95,622	,075	,040	1,901	,058	,714	1,401
	Garde partagée	-250,106	145,901	-,064	,037	-1,714	,087	,806	1,241
	Nombre d'enfants	-86,452	33,389	-,109	,042	-2,589	,010	,632	1,583
	L'enfant est 1 fille	-55,622	53,931	-,036	,034	-1,031	,303	,939	1,065
	G est une femme	548,312	92,069	,247	,042	5,955	,000	,648	1,543
	Juge n°2	19,064	64,568	,012	,041	,295	,768	,656	1,524
Juge n°5	-70,028	86,828	-,033	,041	-,807	,421	,654	1,530	
Juges n°3, 4 et 6	100,593	124,202	,030	,037	,810	,419	,832	1,202	
13	(Constant)	-1122,247	149,282			-7,518	,000		
	Revenu couple/100	6,964	,685	,854	,084	10,172	,000	,157	6,360
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,313	,082	-3,809	,000	,164	6,084
	Part de revenu de NG	10,527	1,370	,317	,041	7,685	,000	,652	1,535
	Rente versée par NG	281,048	116,657	,085	,035	2,409	,017	,890	1,123
	Capital versé par NG	283,451	89,733	,113	,036	3,159	,002	,860	1,163
	NG vit avec parents	254,238	143,370	,060	,034	1,773	,077	,958	1,043
	Garde partagée	-248,812	142,317	-,064	,036	-1,748	,081	,839	1,192
	Nombre d'enfants	-92,166	27,710	-,116	,035	-3,326	,001	,909	1,100
	G est une femme	524,939	89,048	,237	,040	5,895	,000	,687	1,456

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1: R2 = .65 Adjusted R2 = .62 / Step 13 : R2 = .64 Adjusted R2 = .63. N = 336.

Modèle 4a : enfants aînés, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, sans variables de genre

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-1044,702	185,476			-5,633	,000		
	Revenu couple/100	8,011	,709	1,121	,099	11,298	,000	,126	7,964
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,464	,093	-4,979	,000	,142	7,024
	Part de revenu de NG	15,592	1,575	,448	,045	9,902	,000	,605	1,654
	Age de l'enfant	28,665	24,415	,218	,185	1,174	,241	,036	27,792
	Age enfant au carré	-1,275	1,084	-,216	,184	-1,176	,241	,037	27,395
	Rente versée par NG	90,741	103,094	,034	,039	,880	,380	,825	1,212
	Capital versé par NG	163,444	83,366	,079	,040	1,961	,051	,767	1,305
	G vit en couple	-178,318	262,989	-,027	,040	-,678	,498	,792	1,262
	NG vit en couple	-152,968	122,946	-,047	,038	-1,244	,215	,869	1,151
	G vit avec parents	2,102	218,320	,000	,038	,010	,992	,866	1,155
	NG vit avec parents	248,165	148,698	,064	,038	1,669	,096	,845	1,183
	Pas de droit de visite	210,317	128,245	,062	,038	1,640	,102	,862	1,160
	PF de G déclarées	-114,585	72,344	-,076	,048	-1,584	,114	,533	1,874
	Charges de G déclarées	131,949	81,214	,066	,041	1,625	,105	,753	1,327
	Garde partagée	-96,104	326,676	-,012	,040	-,294	,769	,768	1,303
Nombre enfants PA>0	-132,959	30,908	-,190	,044	-4,302	,000	,635	1,574	
12	(Constant)	-950,175	149,315			-6,364	,000		
	Revenu couple/100	8,437	,660	1,181	,092	12,792	,000	,147	6,820
	Revenu couple/100 carré	-,006	,001	-,509	,090	-5,681	,000	,156	6,426
	Part de revenu de NG	15,369	1,393	,442	,040	11,036	,000	,781	1,281
	Capital versé par NG	165,037	78,581	,080	,038	2,100	,037	,872	1,147
	Nombre enfants PA>0	-142,124	26,391	-,203	,038	-5,385	,000	,880	1,136

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire

Step 1: R2 = .68 Adjusted R2 = .66 / Step 12 : R2 = .67 Adjusted R2 = .66. N = 276.

Modèle 4b : enfants aînés, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, avec variables de genre et indicateurs de juges ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-1209,216	222,004			-5,447	,000		
	Revenu couple/100	7,956	,714	1,114	,100	11,143	,000	,125	8,000
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,457	,094	-4,870	,000	,142	7,062
	Part de revenu de NG	15,237	1,614	,438	,046	9,440	,000	,581	1,722
	Age de l'enfant	30,602	24,660	,232	,187	1,241	,216	,036	28,092
	Age enfant au carré	-1,341	1,094	-,228	,186	-1,226	,222	,036	27,656
	Rente versée par NG	86,130	104,176	,032	,039	,827	,409	,816	1,226
	Capital versé par NG	156,690	84,732	,076	,041	1,849	,066	,749	1,335
	G vit en couple	-199,696	265,984	-,030	,040	-,751	,453	,782	1,279
	NG vit en couple	-124,604	128,260	-,038	,039	-,972	,332	,806	1,241
	G vit avec parents	-12,700	221,575	-,002	,038	-,057	,954	,848	1,179
	NG vit avec parents	278,005	151,768	,072	,039	1,832	,068	,819	1,221
	Pas de droit de visite	220,429	129,127	,065	,038	1,707	,089	,858	1,166
	PF de G déclarées	-126,800	73,511	-,084	,049	-1,725	,086	,521	1,918
	Charges de G déclarées	135,668	86,149	,068	,043	1,575	,117	,676	1,480
	Garde partagée	-121,422	330,429	-,015	,041	-,367	,714	,757	1,321
	Nombre enfants PA>0	-130,353	31,414	-,186	,045	-4,150	,000	,621	1,611
	L'enfant est 1 fille	-14,850	50,586	-,011	,037	-,294	,769	,937	1,068
	G est une femme	175,823	125,055	,054	,038	1,406	,161	,848	1,180
	Juge n°2	28,553	60,939	,021	,044	,469	,640	,646	1,548
	Juge n°5	7,433	80,818	,004	,045	,092	,927	,625	1,601
	Juges n°3, 4 et 6	89,564	121,693	,028	,039	,736	,462	,834	1,199
17	(Constant)	-950,175	149,315			-6,364	,000		
	Revenu couple/100	8,437	,660	1,181	,092	12,792	,000	,147	6,820
	Revenu couple/100 carré	-,006	,001	-,509	,090	-5,681	,000	,156	6,426
	Part de revenu de NG	15,369	1,393	,442	,040	11,036	,000	,781	1,281
	Capital versé par NG	165,037	78,581	,080	,038	2,100	,037	,872	1,147
	Nombre enfants PA>0	-142,124	26,391	-,203	,038	-5,385	,000	,880	1,136

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1: R 2= .68 Adjusted R 2= .65 / Step 17 : R2 = .66 Adjusted R2 = .66. N = 273.

Modèle 5a : enfants aînés, niveau famille "créancière", PA nulles incluses, sans variables de genre

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-964,364	188,752			-5,109	,000		
	Revenu couple/100	6,407	,763	,783	,093	8,400	,000	,139	7,186
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,267	,089	-2,991	,003	,152	6,590
	Part de revenu de NG	14,778	1,389	,444	,042	10,638	,000	,694	1,440
	Age de l'enfant	36,470	26,782	,241	,177	1,362	,174	,038	26,030
	Age enfant au carré	-1,638	1,159	-,246	,174	-1,413	,159	,040	25,166
	Rente versée par NG	235,709	125,611	,070	,037	1,877	,061	,865	1,156
	Capital versé par NG	268,909	96,278	,107	,038	2,793	,006	,819	1,220
	G vit en couple	96,199	269,546	,013	,037	,357	,721	,896	1,116
	NG vit en couple	-110,486	142,311	-,029	,037	-,776	,438	,885	1,130
	G vit avec parents	-10,942	241,021	-,002	,037	-,045	,964	,899	1,113
	NG vit avec parents	261,979	159,362	,061	,037	1,644	,101	,874	1,144
	Pas de droit de visite	30,974	131,375	,009	,037	,236	,814	,873	1,145
	PF de G déclarées	-85,310	82,871	-,049	,048	-1,029	,304	,534	1,873
	Charges de G déclarées	170,567	94,749	,070	,039	1,800	,073	,792	1,263
	Garde partagée	-568,520	105,167	-,198	,037	-5,406	,000	,903	1,107
Nombre d'enfants	-104,316	35,054	-,130	,044	-2,976	,003	,631	1,585	
10	(Constant)	-793,414	143,061			-5,546	,000		
	Revenu couple/100	6,703	,714	,819	,087	9,383	,000	,158	6,317
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,300	,086	-3,493	,001	,164	6,113
	Part de revenu de NG	13,946	1,284	,419	,039	10,859	,000	,811	1,233
	Rente versée par NG	277,301	123,160	,082	,037	2,252	,025	,898	1,114
	Capital versé par NG	299,146	93,479	,119	,037	3,200	,002	,867	1,153
	Garde partagée	-554,744	102,082	-,193	,035	-5,434	,000	,957	1,045
	Nombre d'enfants	-104,962	29,403	-,131	,037	-3,570	,000	,895	1,117

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire

Step 1: R2 = .60 Adjusted R2 = .58 / Step 10 : R2 = .59 Adjusted R2 = .58. N = 250.

Modèle 5b : enfants aînés, niveau famille "créancière", PA nulles incluses, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-1252,765	191,923			-6,527	,000		
	Revenu couple/100	6,199	,727	,757	,089	8,531	,000	,138	7,232
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,248	,085	-2,914	,004	,151	6,639
	Part de revenu de NG	11,713	1,430	,352	,043	8,190	,000	,591	1,692
	Age de l'enfant	40,487	25,688	,268	,170	1,576	,116	,038	26,551
	Age enfant au carré	-1,639	1,112	-,247	,167	-1,474	,141	,039	25,668
	Rente versée par NG	236,653	119,798	,070	,036	1,975	,049	,858	1,166
	Capital versé par NG	268,155	91,835	,107	,037	2,920	,004	,812	1,231
	G vit en couple	10,463	257,545	,001	,035	,041	,968	,885	1,130
	NG vit en couple	-51,617	136,956	-,013	,036	-,377	,706	,862	1,160
	G vit avec parents	-7,029	230,181	-,001	,035	-,031	,976	,889	1,125
	NG vit avec parents	330,546	153,295	,077	,036	2,156	,032	,852	1,173
	Pas de droit de visite	-5,208	124,982	-,001	,035	-,042	,967	,870	1,149
	PF de G déclarées	-129,417	79,592	-,074	,046	-1,626	,105	,522	1,916
	Charges de G déclarées	183,247	94,134	,076	,039	1,947	,052	,723	1,382
	Garde partagée	-413,414	103,539	-,144	,036	-3,993	,000	,840	1,190
	Nombre d'enfants	-93,969	33,459	-,117	,042	-2,809	,005	,625	1,601
	L'enfant est 1 fille	-67,915	52,888	-,044	,034	-1,284	,200	,946	1,057
	G est une femme	536,029	87,429	,244	,040	6,131	,000	,686	1,459
	Juge n°2	32,253	63,372	,021	,041	,509	,611	,660	1,515
	Juge n°5	-92,484	85,507	-,044	,040	-1,082	,280	,665	1,504
	Juges n°3, 4 et 6	140,680	121,272	,042	,036	1,160	,247	,837	1,195
13	(Constant)	-1091,733	144,850			-7,537	,000		
	Revenu couple/100	6,838	,683	,835	,083	10,018	,000	,157	6,381
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,311	,082	-3,800	,000	,163	6,132
	Part de revenu de NG	10,777	1,367	,324	,041	7,883	,000	,647	1,546
	Rente versée par NG	280,899	117,446	,084	,035	2,392	,017	,892	1,121
	Capital versé par NG	282,352	89,252	,113	,036	3,164	,002	,860	1,163
	NG vit avec parents	250,829	144,529	,058	,034	1,735	,084	,959	1,043
	Garde partagée	-382,017	100,970	-,133	,035	-3,783	,000	,884	1,132
	Nombre d'enfants	-97,011	28,004	-,121	,035	-3,464	,001	,892	1,121
	G est une femme	510,937	85,223	,233	,039	5,995	,000	,722	1,386

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire

Step 1: R2 = .64 Adjusted R2 = .62 / Step 13 : R2 = .63 Adjusted R2= .62. N = 350.

Modèle 6a : enfants aînés, niveau famille "créancière", PA nulles exclues, sans variables de genre

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-1025,901	181,977			-5,638	,000		
	Revenu couple/100	7,992	,696	1,116	,097	11,490	,000	,129	7,775
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,458	,092	-5,001	,000	,144	6,924
	Part de revenu de NG	15,487	1,551	,449	,045	9,987	,000	,599	1,668
	Age de l'enfant	26,598	24,105	,201	,183	1,103	,271	,036	27,489
	Age enfant au carré	-1,158	1,066	-,196	,181	-1,086	,279	,037	26,952
	Rente versée par NG	91,624	102,530	,034	,038	,894	,372	,827	1,210
	Capital versé par NG	147,776	81,706	,072	,040	1,809	,072	,770	1,299
	G vit en couple	-134,781	242,886	-,020	,036	-,555	,579	,922	1,085
	NG vit en couple	-141,368	120,718	-,043	,037	-1,171	,243	,893	1,119
	G vit avec parents	,817	217,409	,000	,037	,004	,997	,866	1,154
	NG vit avec parents	248,785	148,048	,064	,038	1,680	,094	,845	1,183
	Pas de droit de visite	205,232	127,389	,060	,037	1,611	,108	,866	1,155
	PF de G déclarées	-114,784	71,742	-,077	,048	-1,600	,111	,528	1,893
	Charges de G déclarées	122,926	79,437	,062	,040	1,547	,123	,761	1,313
	Garde partagée	-227,731	134,027	-,061	,036	-1,699	,090	,932	1,073
	Nombre d'enfants PA>0	-134,290	30,461	-,192	,044	-4,409	,000	,638	1,567
11	(Constant)	-932,661	146,525			-6,365	,000		
	Revenu couple/100	8,403	,651	1,173	,091	12,900	,000	,148	6,756
	Revenu couple/100 carré	-,006	,001	-,502	,088	-5,679	,000	,157	6,383
	Part de revenu de NG	15,259	1,370	,443	,040	11,139	,000	,775	1,290
	Capital versé par NG	149,937	77,167	,073	,037	1,943	,053	,871	1,148
	Garde partagée	-236,445	130,632	-,064	,035	-1,810	,071	,990	1,010
	Nombre d'enfants PA>0	-143,397	26,147	-,205	,037	-5,484	,000	,874	1,144

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire

Step 1: R2 = .68 Adjusted R2 = .66 / Step 11 : R2= .66 Adjusted R2 = .66. N = 281.

Modèle 6b : enfants aînés, niveau famille "créancière", PA nulles exclues, avec variables de genre et indicateurs de juges ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-1198,964	220,040			-5,449	,000		
	Revenu couple/100	7,928	,700	1,107	,098	11,321	,000	,128	7,832
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,451	,092	-4,883	,000	,143	6,974
	Part de revenu de NG	15,096	1,586	,438	,046	9,521	,000	,577	1,733
	Age de l'enfant	28,495	24,319	,216	,184	1,172	,242	,036	27,806
	Age enfant au carré	-1,233	1,075	-,209	,182	-1,147	,252	,037	27,247
	Rente versée par NG	84,006	103,412	,031	,039	,812	,417	,818	1,223
	Capital versé par NG	139,458	82,896	,068	,040	1,682	,094	,753	1,328
	G vit en couple	-153,193	245,080	-,023	,037	-,625	,532	,911	1,097
	NG vit en couple	-110,562	125,270	-,034	,038	-,883	,378	,835	1,198
	G vit avec parents	-23,237	220,093	-,004	,038	-,106	,916	,850	1,176
	NG vit avec parents	280,420	150,858	,072	,039	1,859	,064	,819	1,221
	Pas de droit de visite	217,239	128,127	,064	,038	1,695	,091	,861	1,161
	PF de G déclarées	-126,825	72,788	-,085	,049	-1,742	,083	,516	1,937
	Charges de G déclarées	127,170	83,944	,064	,042	1,515	,131	,686	1,458
	Garde partagée	-247,113	135,793	-,067	,037	-1,820	,070	,913	1,095
	Nombre d'enfants PA>0	-131,207	30,804	-,188	,044	-4,259	,000	,628	1,593
	L'enfant est 1 fille	-5,634	49,521	-,004	,036	-,114	,910	,940	1,063
	G est une femme	184,218	123,996	,056	,038	1,486	,139	,852	1,174
	Juge n°2	24,678	59,629	,018	,043	,414	,679	,649	1,541
	Juge n°5	12,233	79,651	,007	,044	,154	,878	,632	1,581
	Juges n°3, 4 et 6	126,725	117,173	,041	,038	1,082	,280	,833	1,200
16	(Constant)	-932,661	146,525			-6,365	,000		
	Revenu couple/100	8,403	,651	1,173	,091	12,900	,000	,148	6,756
	Revenu couple/100 carré	-,006	,001	-,502	,088	-5,679	,000	,157	6,383
	Part de revenu de NG	15,259	1,370	,443	,040	11,139	,000	,775	1,290
	Capital versé par NG	149,937	77,167	,073	,037	1,943	,053	,871	1,148
	Garde partagée	-236,445	130,632	-,064	,035	-1,810	,071	,990	1,010
	Nombre d'enfants PA>0	-143,397	26,147	-,205	,037	-5,484	,000	,874	1,144

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire
 Step 1: R2 = .68 Adjusted R2 = .66 / Step 16 : R2 = .66 Adjusted R2 = .66. N = 281.

Modèle 7a : tous les enfants, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, sans variables de genre ^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-643,854	120,673			-5,336	,000		
	Revenu couple/100	5,904	,507	,786	,068	11,633	,000	,136	7,343
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,263	,063	-4,157	,000	,155	6,462
	Part de revenu de NG	13,098	,899	,450	,031	14,561	,000	,651	1,536
	Age de l'enfant	12,903	16,881	,086	,112	,764	,445	,049	20,338
	Age enfant au carré	-,717	,785	-,103	,112	-,914	,361	,049	20,270
	Rente versée par NG	260,503	80,483	,086	,027	3,237	,001	,884	1,131
	Capital versé par NG	320,584	68,909	,128	,028	4,652	,000	,821	1,219
	G vit en couple	-87,785	172,799	-,013	,026	-,508	,612	,909	1,101
	NG vit en couple	-17,988	101,217	-,005	,026	-,178	,859	,907	1,103
	G vit avec parents	15,519	195,754	,002	,026	,079	,937	,941	1,063
	NG vit avec parents	242,526	106,116	,061	,027	2,285	,023	,859	1,164
	Pas de droit de visite	19,909	90,643	,006	,026	,220	,826	,886	1,129
	PF de G déclarées	-76,102	53,249	-,050	,035	-1,429	,153	,517	1,934
	Charges de G déclarées	110,071	60,511	,050	,028	1,819	,069	,814	1,228
	Garde partagée	-354,886	84,770	-,108	,026	-4,186	,000	,928	1,078
	Nombre d'enfants	-117,968	22,624	-,207	,040	-5,214	,000	,394	2,539
	Rang 2	35,118	45,938	,022	,029	,764	,445	,765	1,307
	Rang 3	-13,235	77,359	-,005	,030	-,171	,864	,681	1,468
	Rang 4 ou plus	-51,645	119,850	-,015	,034	-,431	,667	,523	1,914
12	(Constant)	-610,083	95,259			-6,404	,000		
	Revenu couple/100	6,155	,471	,819	,063	13,061	,000	,157	6,378
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,286	,061	-4,727	,000	,168	5,942
	Part de revenu de NG	12,876	,832	,442	,029	15,467	,000	,755	1,325
	Rente versée par NG	261,760	79,624	,086	,026	3,287	,001	,897	1,115
	Capital versé par NG	326,254	67,652	,130	,027	4,823	,000	,845	1,183
	NG vit avec parents	213,174	101,500	,054	,026	2,100	,036	,933	1,072
	Garde partagée	-341,781	82,157	-,104	,025	-4,160	,000	,981	1,019
	Nombre d'enfants	-127,690	15,572	-,224	,027	-8,200	,000	,825	1,212

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire
 Step 1: R2 = .63 Adjusted R2 = .62 / Step 12 : R2 = .62 Adjusted R2 = .62. N = 617.

Modèle 7b : tous les enfants, niveau famille dans son ensemble, PA nulles incluses, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-922,761	123,612			-7,465	,000		
	Revenu couple/100	5,646	,484	,752	,064	11,662	,000	,135	7,408
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,236	,060	-3,897	,000	,153	6,524
	Part de revenu de NG	10,560	,932	,363	,032	11,330	,000	,547	1,828
	Age de l'enfant	18,139	16,102	,121	,107	1,126	,260	,049	20,516
	Age enfant au carré	-,784	,748	-,112	,107	-1,047	,295	,049	20,399
	Rente versée par NG	256,137	76,499	,084	,025	3,348	,001	,883	1,133
	Capital versé par NG	300,340	65,819	,120	,026	4,563	,000	,811	1,233
	G vit en couple	-155,092	164,813	-,023	,025	-,941	,347	,901	1,110
	NG vit en couple	44,397	97,087	,011	,025	,457	,648	,889	1,125
	G vit avec parents	4,322	187,725	,001	,025	,023	,982	,923	1,084
	NG vit avec parents	328,496	101,935	,083	,026	3,223	,001	,840	1,191
	Pas de droit de visite	-22,001	86,536	-,006	,025	-,254	,799	,876	1,141
	PF de G déclarées	-138,105	51,489	-,090	,034	-2,682	,008	,499	2,005
	Charges de G déclarées	141,258	60,920	,064	,028	2,319	,021	,725	1,380
	Garde partagée	-245,321	82,234	-,075	,025	-2,983	,003	,889	1,124
	Nombre d'enfants	-102,225	21,624	-,180	,038	-4,727	,000	,389	2,572
	Rang 2	28,999	43,672	,018	,027	,664	,507	,763	1,310
	Rang 3	-24,032	73,505	-,009	,029	-,327	,744	,681	1,469
	Rang 4 ou plus	-21,949	114,025	-,006	,033	-,192	,847	,521	1,921
	L'enfant est 1 fille	-86,689	35,988	-,058	,024	-2,409	,016	,966	1,035
	G est une femme	505,792	63,373	,230	,029	7,981	,000	,677	1,478
	Juge n°2	20,827	44,313	,014	,030	,470	,639	,641	1,559
	Juge n°5	-67,883	59,899	-,034	,030	-1,133	,258	,623	1,606
	Juges n°3, 4 et 6	122,254	90,163	,035	,026	1,356	,176	,833	1,201
13	(Constant)	-811,713	97,665			-8,311	,000		
	Revenu couple/100	5,802	,467	,772	,062	12,422	,000	,144	6,943
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,253	,059	-4,317	,000	,162	6,170
	Part de revenu de NG	10,332	,909	,355	,031	11,368	,000	,571	1,750
	Rente versée par NG	261,200	75,869	,086	,025	3,443	,001	,891	1,122
	Capital versé par NG	303,054	64,418	,121	,026	4,704	,000	,841	1,189
	NG vit avec parents	293,127	99,809	,074	,025	2,937	,003	,870	1,149
	PF de G déclarées	-128,088	50,360	-,083	,033	-2,543	,011	,518	1,931
	Charges de G déclarées	100,754	54,855	,046	,025	1,837	,067	,888	1,127
	Garde partagée	-242,381	80,326	-,074	,025	-3,017	,003	,926	1,080
	Nombre d'enfants	-104,434	16,043	-,183	,028	-6,510	,000	,702	1,425
	L'enfant est 1 fille	-82,870	35,560	-,055	,024	-2,330	,020	,983	1,018
	G est une femme	487,969	61,947	,222	,028	7,877	,000	,703	1,422

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire
 Step 1: R2 = .67 Adjusted R2 = .65 / Step 13 : R2 = .66 Adjusted R2 = .66. N = 617.

Modèle 8a : tous les enfants, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, sans variables de genre ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-767,944	117,760			-6,521	,000		
	Revenu couple/100	7,420	,454	1,092	,067	16,340	,000	,127	7,894
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,442	,062	-7,166	,000	,148	6,741
	Part de revenu de NG	13,926	1,012	,441	,032	13,760	,000	,552	1,812
	Age de l'enfant	14,151	14,561	,104	,107	,972	,332	,049	20,339
	Age enfant au carré	-,654	,692	-,102	,108	-,944	,346	,049	20,528
	Rente versée par NG	138,417	64,914	,055	,026	2,132	,033	,856	1,168
	Capital versé par NG	192,924	57,085	,091	,027	3,380	,001	,782	1,278
	G vit en couple	-278,730	145,030	-,048	,025	-1,922	,055	,916	1,092
	NG vit en couple	-68,827	83,580	-,021	,025	-,823	,411	,904	1,106
	G vit avec parents	69,861	170,300	,010	,025	,410	,682	,926	1,080
	NG vit avec parents	46,675	101,515	,012	,025	,460	,646	,886	1,128
	Pas de droit de visite	131,878	84,011	,039	,025	1,570	,117	,895	1,117
	PF de G déclarées	-107,393	45,641	-,078	,033	-2,353	,019	,521	1,921
	Charges de G déclarées	81,522	49,340	,044	,027	1,652	,099	,802	1,247
	Garde partagée	-195,988	98,714	-,049	,025	-1,985	,048	,937	1,067
	Nombre enfants PA>0	-134,508	19,649	-,268	,039	-6,845	,000	,370	2,702
	Rang 2	6,412	40,470	,004	,027	,158	,874	,756	1,323
Rang 3	-62,005	68,793	-,026	,029	-,901	,368	,685	1,460	
Rang 4 ou plus	-42,016	106,870	-,013	,033	-,393	,694	,509	1,964	
11	(Constant)	-698,911	98,775			-7,076	,000		
	Revenu couple/100	7,486	,441	1,102	,065	16,970	,000	,133	7,493
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,454	,060	-7,541	,000	,155	6,439
	Part de revenu de NG	13,919	,973	,440	,031	14,310	,000	,594	1,683
	Rente versée par NG	130,822	64,237	,052	,025	2,037	,042	,869	1,150
	Capital versé par NG	201,471	55,323	,095	,026	3,642	,000	,828	1,207
	G vit en couple	-249,584	141,000	-,043	,024	-1,770	,077	,963	1,038
	PF de G déclarées	-89,245	42,471	-,064	,031	-2,101	,036	,598	1,673
	Garde partagée	-206,800	98,143	-,051	,024	-2,107	,036	,943	1,060
	Nombre enfants PA>0	-139,174	14,482	-,277	,029	-9,610	,000	,677	1,476

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire
 Step 1 : R2 = .72 Adjusted R2 = .71 / Step 11 : R2 = .72 Adjusted R2 = .71. N = 508.

Modèle 8b : tous les enfants, niveau famille dans son ensemble, PA nulles exclues, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-966,260	144,474			-6,688	,000		
	Revenu couple/100	7,392	,455	1,088	,067	16,260	,000	,126	7,955
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,437	,062	-7,076	,000	,147	6,794
	Part de revenu de NG	13,541	1,028	,428	,033	13,175	,000	,532	1,879
	Age de l'enfant	15,139	14,588	,112	,107	1,038	,300	,049	20,528
	Age enfant au carré	-,656	,693	-,102	,108	-,946	,345	,048	20,699
	Rente versée par NG	129,680	64,825	,051	,026	2,000	,046	,854	1,171
	Capital versé par NG	179,150	57,682	,084	,027	3,106	,002	,762	1,312
	G vit en couple	-296,419	145,274	-,051	,025	-2,040	,042	,908	1,102
	NG vit en couple	-27,485	85,728	-,008	,026	-,321	,749	,855	1,170
	G vit avec parents	48,465	172,609	,007	,025	,281	,779	,897	1,115
	NG vit avec parents	78,700	102,948	,020	,026	,764	,445	,857	1,167
	Pas de droit de visite	133,902	84,088	,040	,025	1,592	,112	,889	1,125
	PF de G déclarées	-122,161	46,321	-,088	,033	-2,637	,009	,503	1,990
	Charges de G déclarées	86,463	52,491	,047	,028	1,647	,100	,705	1,419
	Garde partagée	-214,295	99,303	-,053	,025	-2,158	,031	,921	1,086
	Nombre enfants PA>0	-131,796	19,729	-,262	,039	-6,680	,000	,365	2,740
	Rang 2	10,524	40,464	,007	,027	,260	,795	,752	1,330
	Rang 3	-57,019	68,659	-,024	,029	-,830	,407	,684	1,462
	Rang 4 ou plus	-35,622	106,782	-,011	,033	-,334	,739	,507	1,972
L'enfant est 1 fille	-22,241	33,031	-,016	,024	-,673	,501	,953	1,050	
G est une femme	223,317	86,218	,067	,026	2,590	,010	,845	1,183	
Juge n°2	13,132	41,515	,010	,030	,316	,752	,606	1,650	
Juge n°5	8,357	54,350	,005	,031	,154	,878	,579	1,726	
Juges n°3, 4 et 6	80,763	84,218	,025	,026	,959	,338	,815	1,227	
15	(Constant)	-866,515	119,354			-7,260	,000		
	Revenu couple/100	7,505	,439	1,104	,065	17,098	,000	,133	7,495
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,457	,060	-7,624	,000	,155	6,442
	Part de revenu de NG	13,463	,985	,426	,031	13,668	,000	,573	1,744
	Rente versée par NG	127,810	63,921	,051	,025	1,999	,046	,869	1,151
	Capital versé par NG	196,109	55,084	,092	,026	3,560	,000	,827	1,209
	G vit en couple	-257,014	140,314	-,044	,024	-1,832	,068	,963	1,038
	PF de G déclarées	-97,985	42,403	-,071	,031	-2,311	,021	,594	1,685
	Garde partagée	-212,887	97,674	-,053	,024	-2,180	,030	,942	1,061
	Nombre enfants PA>0	-136,497	14,449	-,272	,029	-9,447	,000	,674	1,485
	G est une femme	203,827	82,374	,061	,025	2,474	,014	,916	1,091

a. Dependent Variable : Montant pension alimentaire
 Step 1: R2 = .73 Adjusted R2 = .71 / Step 15 : R2 = .72 Adjusted R2 = .72. N = 508.

Modèle 9a : tous les enfants, niveau famille "créancière", PA nulles incluses, sans variables de genre ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-598,861	99,414			-6,024	,000		
	Revenu couple/100	5,970	,501	,795	,067	11,911	,000	,139	7,198
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,271	,063	-4,336	,000	,158	6,331
	Part de revenu de NG	13,071	,893	,449	,031	14,637	,000	,657	1,521
	Age enfant au carré	-,148	,201	-,021	,029	-,736	,462	,748	1,336
	Rente versée par NG	262,392	80,254	,086	,026	3,270	,001	,885	1,130
	Capital versé par NG	319,761	68,747	,128	,027	4,651	,000	,821	1,219
	G vit en couple	-89,381	171,976	-,014	,026	-,520	,603	,913	1,095
	NG vit en couple	-25,315	100,933	-,007	,026	-,251	,802	,907	1,102
	G vit avec parents	-8,320	193,837	-,001	,025	-,043	,966	,955	1,047
	NG vit avec parents	239,899	105,629	,061	,027	2,271	,023	,863	1,159
	Pas de droit de visite	12,993	89,990	,004	,026	,144	,885	,894	1,118
	PF de G déclarées	-71,372	53,258	-,046	,035	-1,340	,181	,514	1,944
	Charges de G déclarées	103,817	60,216	,047	,027	1,724	,085	,818	1,222
	Garde partagée	-482,788	84,658	-,147	,026	-5,703	,000	,926	1,080
	Nombre d'enfants	-113,932	22,597	-,202	,040	-5,042	,000	,384	2,604
	Rang 2	42,446	46,511	,026	,028	,913	,362	,763	1,311
	Rang 3	-48,574	79,435	-,018	,030	-,611	,541	,686	1,458
	Rang 4 ou plus	-77,144	121,627	-,022	,034	-,634	,526	,521	1,918
11	(Constant)	-611,699	94,853			-6,449	,000		
	Revenu couple/100	6,156	,470	,820	,063	13,088	,000	,157	6,368
	Revenu couple/100 carré	-,004	,001	-,286	,060	-4,729	,000	,168	5,938
	Part de revenu de NG	12,971	,834	,446	,029	15,561	,000	,751	1,332
	Rente versée par NG	259,953	79,514	,086	,026	3,269	,001	,897	1,115
	Capital versé par NG	324,339	67,581	,130	,027	4,799	,000	,845	1,183
	NG vit avec parents	216,241	101,391	,055	,026	2,133	,033	,932	1,073
	Garde partagée	-492,981	82,703	-,151	,025	-5,961	,000	,966	1,036
	Nombre d'enfants	-129,553	15,597	-,230	,028	-8,306	,000	,802	1,246

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1: R2 = .63 Adjusted R2 = .62 / Step 11 : R2 = .62 Adjusted R2 = .62. N = 617.

Modèle 9b : tous les enfants, niveau famille "créancière", PA nulles incluses, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics		
	B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF	
1	(Constant)	-933,205	123,216			-7,574	,000		
	Revenu couple/100	5,644	,482	,751	,064	11,702	,000	,135	7,394
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,235	,060	-3,901	,000	,153	6,515
	Part de revenu de NG	10,621	,931	,365	,032	11,405	,000	,545	1,835
	Age de l'enfant	18,513	16,012	,123	,107	1,156	,248	,049	20,402
	Age enfant au carré	-,784	,743	-,112	,106	-1,055	,292	,049	20,257
	Rente versée par NG	256,291	76,284	,084	,025	3,360	,001	,883	1,133
	Capital versé par NG	295,701	65,676	,118	,026	4,502	,000	,810	1,234
	G vit en couple	-167,241	164,223	-,025	,025	-1,018	,309	,902	1,108
	NG vit en couple	40,274	96,837	,010	,025	,416	,678	,888	1,126
	G vit avec parents	3,801	187,178	,000	,025	,020	,984	,923	1,083
	NG vit avec parents	330,366	101,615	,084	,026	3,251	,001	,840	1,190
	Pas de droit de visite	-24,535	86,320	-,007	,025	-,284	,776	,876	1,142
	PF de G déclarées	-132,642	51,460	-,086	,034	-2,578	,010	,497	2,014
	Charges de G déclarées	137,926	60,731	,063	,028	2,271	,023	,725	1,379
	Garde partagée	-357,811	82,418	-,109	,025	-4,341	,000	,880	1,136
	Nombre d'enfants	-105,134	21,766	-,187	,039	-4,830	,000	,373	2,681
	Rang 2	49,013	44,212	,030	,027	1,109	,268	,761	1,315
	Rang 3	-42,167	75,476	-,016	,029	-,559	,577	,684	1,461
	Rang 4 ou plus	-22,523	115,867	-,006	,033	-,194	,846	,518	1,931
	L'enfant est 1 fille	-87,036	35,883	-,058	,024	-2,426	,016	,966	1,035
	G est une femme	508,634	63,181	,231	,029	8,050	,000	,677	1,478
	Juge n°2	23,356	44,191	,016	,029	,529	,597	,641	1,559
	Juge n°5	-63,625	59,790	-,032	,030	-1,064	,288	,621	1,609
	Juges n°3, 4 et 6							,833	1,201
13	(Constant)	-812,475	97,146			-8,363	,000		
	Revenu couple/100	5,805	,466	,773	,062	12,455	,000	,144	6,936
	Revenu couple/100 carré	-,003	,001	-,253	,059	-4,324	,000	,162	6,167
	Part de revenu de NG	10,401	,908	,357	,031	11,449	,000	,570	1,754
	Rente versée par NG	259,947	75,736	,086	,025	3,432	,001	,892	1,122
	Capital versé par NG	301,268	64,328	,120	,026	4,683	,000	,841	1,189
	NG vit avec parents	295,144	99,642	,075	,025	2,962	,003	,870	1,149
	PF de G déclarées	-125,000	50,302	-,081	,033	-2,485	,013	,517	1,932
	Charges de G déclarées	98,010	54,761	,045	,025	1,790	,074	,888	1,126
	Garde partagée	-365,859	80,607	-,112	,025	-4,539	,000	,916	1,091
	Nombre d'enfants	-106,999	16,051	-,190	,029	-6,666	,000	,683	1,464
	L'enfant est 1 fille	-83,054	35,503	-,056	,024	-2,339	,020	,983	1,018
	G est une femme	489,339	61,798	,222	,028	7,918	,000	,704	1,420

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1: R2 = .67 Adjusted R2 = .66 / Step 13 : R2 = .66 Adjusted R2 = .66. N = 617.

Modèle 10a : tous les enfants, niveau famille "créancière", PA nulles exclues, sans variables de genre ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-767,944	117,760			-6,521	,000		
	Revenu couple/100	7,420	,454	1,092	,067	16,340	,000	,127	7,894
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,442	,062	-7,166	,000	,148	6,741
	Part de revenu de NG	13,926	1,012	,441	,032	13,760	,000	,552	1,812
	Age de l'enfant	14,151	14,561	,104	,107	,972	,332	,049	20,339
	Age enfant au carré	-,654	,692	-,102	,108	-,944	,346	,049	20,528
	Rente versée par NG	138,417	64,914	,055	,026	2,132	,033	,856	1,168
	Capital versé par NG	192,924	57,085	,091	,027	3,380	,001	,782	1,278
	G vit en couple	-278,730	145,030	-,048	,025	-1,922	,055	,916	1,092
	NG vit en couple	-68,827	83,580	-,021	,025	-,823	,411	,904	1,106
	G vit avec parents	69,861	170,300	,010	,025	,410	,682	,926	1,080
	NG vit avec parents	46,675	101,515	,012	,025	,460	,646	,886	1,128
	Pas de droit de visite	131,878	84,011	,039	,025	1,570	,117	,895	1,117
	PF de G déclarées	-107,393	45,641	-,078	,033	-2,353	,019	,521	1,921
	Charges de G déclarées	81,522	49,340	,044	,027	1,652	,099	,802	1,247
	Garde partagée	-195,988	98,714	-,049	,025	-1,985	,048	,937	1,067
	Nombre d'enfants PA>0	-134,508	19,649	-,268	,039	-6,845	,000	,370	2,702
	Rang 2	6,412	40,470	,004	,027	,158	,874	,756	1,323
	Rang 3	-62,005	68,793	-,026	,029	-,901	,368	,685	1,460
	Rang 4 ou plus	-42,016	106,870	-,013	,033	-,393	,694	,509	1,964
11	(Constant)	-698,911	98,775			-7,076	,000		
	Revenu couple/100	7,486	,441	1,102	,065	16,970	,000	,133	7,493
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,454	,060	-7,541	,000	,155	6,439
	Part de revenu de NG	13,919	,973	,440	,031	14,310	,000	,594	1,683
	Rente versée par NG	130,822	64,237	,052	,025	2,037	,042	,869	1,150
	Capital versé par NG	201,471	55,323	,095	,026	3,642	,000	,828	1,207
	G vit en couple	-249,584	141,000	-,043	,024	-1,770	,077	,963	1,038
	PF de G déclarées	-89,245	42,471	-,064	,031	-2,101	,036	,598	1,673
	Garde partagée	-206,800	98,143	-,051	,024	-2,107	,036	,943	1,060
	Nombre d'enfants PA>0	-139,174	14,482	-,277	,029	-9,610	,000	,677	1,476

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1 : R2 = .72 Adjusted R2 = .71 / Step 11 : R2 = .72 Adjusted R2 = .71. N = 508.

Modèle 10b : tous les enfants, niveau famille "créancière", PA nulles exclues, avec variables de genre et indicateurs de juges

a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta	Std. Error			Tolerance	VIF
1	(Constant)	-966,260	144,474			-6,688	,000		
	Revenu couple/100	7,392	,455	1,088	,067	16,260	,000	,126	7,955
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,437	,062	-7,076	,000	,147	6,794
	Part de revenu de NG	13,541	1,028	,428	,033	13,175	,000	,532	1,879
	Age de l'enfant	15,139	14,588	,112	,107	1,038	,300	,049	20,528
	Age enfant au carré	-,656	,693	-,102	,108	-,946	,345	,048	20,699
	Rente versée par NG	129,680	64,825	,051	,026	2,000	,046	,854	1,171
	Capital versé par NG	179,150	57,682	,084	,027	3,106	,002	,762	1,312
	G vit en couple	-296,419	145,274	-,051	,025	-2,040	,042	,908	1,102
	NG vit en couple	-27,485	85,728	-,008	,026	-,321	,749	,855	1,170
	G vit avec parents	48,465	172,609	,007	,025	,281	,779	,897	1,115
	NG vit avec parents	78,700	102,948	,020	,026	,764	,445	,857	1,167
	Pas de droit de visite	133,902	84,088	,040	,025	1,592	,112	,889	1,125
	PF de G déclarées	-122,161	46,321	-,088	,033	-2,637	,009	,503	1,990
	Charges de G déclarées	86,463	52,491	,047	,028	1,647	,100	,705	1,419
	Garde partagée	-214,295	99,303	-,053	,025	-2,158	,031	,921	1,086
	Nombre d'enfants PA>0	-131,796	19,729	-,262	,039	-6,680	,000	,365	2,740
	Rang 2	10,524	40,464	,007	,027	,260	,795	,752	1,330
	Rang 3	-57,019	68,659	-,024	,029	-,830	,407	,684	1,462
	Rang 4	-35,622	106,782	-,011	,033	-,334	,739	,507	1,972
L'enfant est 1 fille	-22,241	33,031	-,016	,024	-,673	,501	,953	1,050	
G est une femme	223,317	86,218	,067	,026	2,590	,010	,845	1,183	
Juge n°2	13,132	41,515	,010	,030	,316	,752	,606	1,650	
Juge n°5	8,357	54,350	,005	,031	,154	,878	,579	1,726	
Juges n°3, 4 et 6	80,763	84,218	,025	,026	,959	,338	,815	1,227	
15	(Constant)	-866,515	119,354			-7,260	,000		
	Revenu couple/100	7,505	,439	1,104	,065	17,098	,000	,133	7,495
	Revenu couple/100 carré	-,005	,001	-,457	,060	-7,624	,000	,155	6,442
	Part de revenu de NG	13,463	,985	,426	,031	13,668	,000	,573	1,744
	Rente versée par NG	127,810	63,921	,051	,025	1,999	,046	,869	1,151
	Capital versé par NG	196,109	55,084	,092	,026	3,560	,000	,827	1,209
	G vit en couple	-257,014	140,314	-,044	,024	-1,832	,068	,963	1,038
	PF de G déclarées	-97,985	42,403	-,071	,031	-2,311	,021	,594	1,685
	Garde partagée	-212,887	97,674	-,053	,024	-2,180	,030	,942	1,061
	Nombre d'enfants PA>0	-136,497	14,449	-,272	,029	-9,447	,000	,674	1,485
G est une femme	203,827	82,374	,061	,025	2,474	,014	,916	1,091	

a. Dependent Variable : Montant de pension alimentaire
 Step 1 : R2 = .73 Adjusted R2 = .71 / Step 15 : R2 = .72 Adjusted R2 = .72. N = 508.

Annexe n° 15 : tableaux de synthèse des 42 simulations : moyennes des différences « PA simulées – PA observées »

Ces tableaux rassemblent, pour chacune des 42 simulations, la valeur moyenne de la différence entre le montant de pension alimentaire par tête (par enfant) simulé et le montant de pension alimentaire par tête réellement octroyé par les juges de Mulhouse. Dans l'échantillon retenu pour les simulations, le montant moyen de la pension alimentaire réelle s'élève à 1.016 francs par mois et par enfant.

Simulations selon barème explicitant le barème implicite mulhousien

	Moyenne
Simulation 60	17,0541
Simulation 60b	10,1903

Simulations de la variante n°1

	Moyenne
Simulation 11	3432,8868
Simulation 11b	2739,6275
Simulation 21	1583,6387
Simulation 21b	1568,0529
Simulation 31	925,1079
Simulation 31b	915,3804
Simulation 41	1544,0275
Simulation 41b	1526,0056
Simulation 51	166,5493
Simulation 51b	154,9349

Simulations de la variante n°2

	Moyenne
Simulation 12	3544,0373
Simulation 12b	3483,5639
Simulation 22	1712,2464
Simulation 22b	1325,1408
Simulation 32	1129,6198
Simulation 32b	1118,3245
Simulation 42	1786,4563
Simulation 42b	1765,3257
Simulation 52	303,2189
Simulation 52b	289,6474

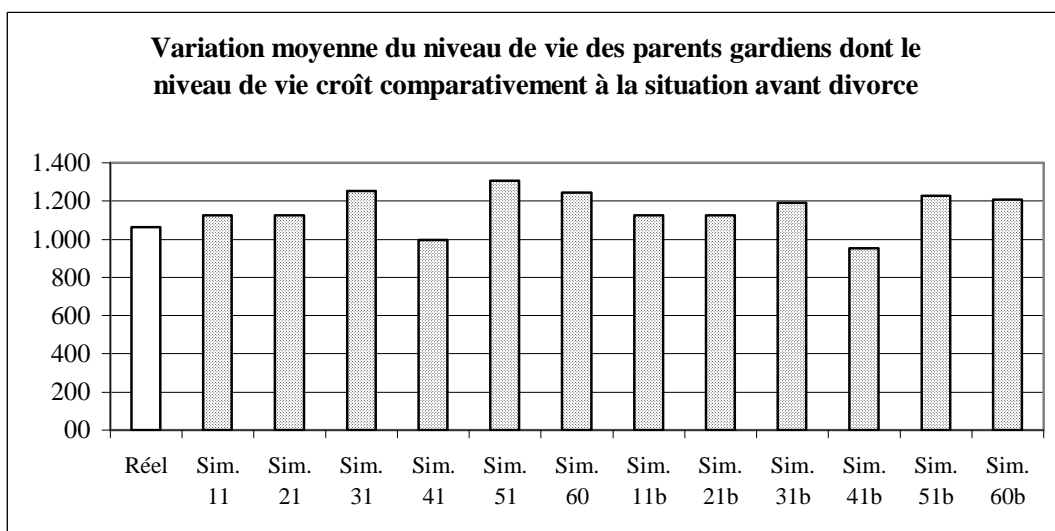
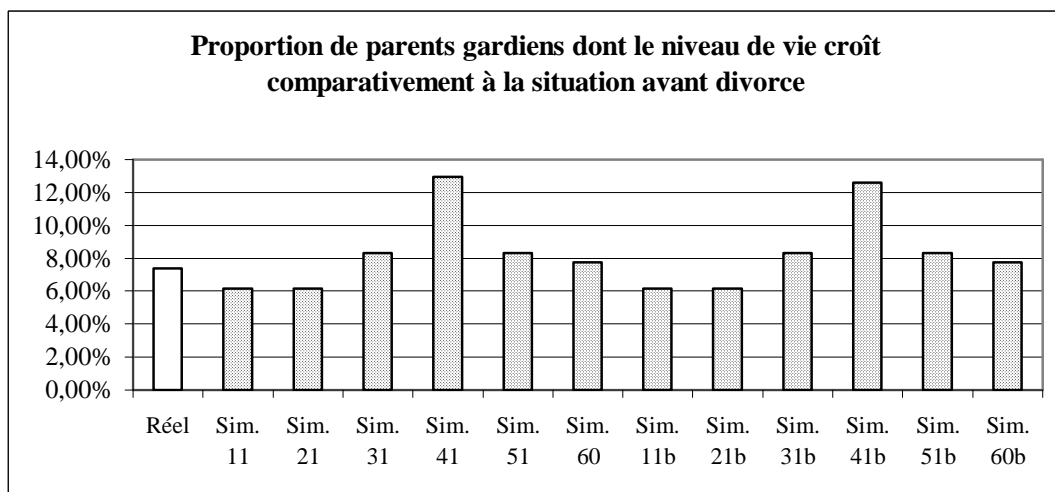
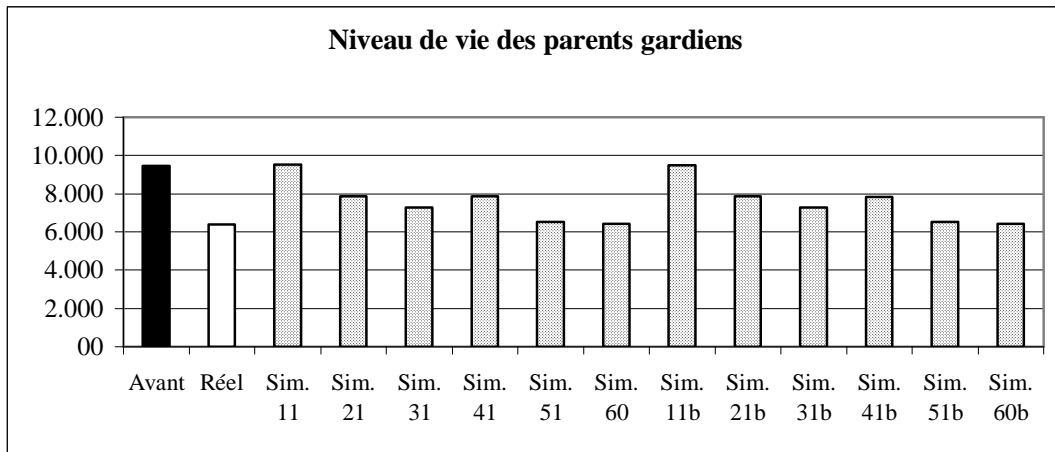
Simulations de la variante n°3

	Moyenne
Simulation 13	3336,1117
Simulation 13b	3287,4534
Simulation 23	1475,8815
Simulation 23b	1461,9805
Simulation 33	748,5485
Simulation 33b	541,6572
Simulation 43	1336,5278
Simulation 43b	1322,4627
Simulation 53	50,6286
Simulation 53b	41,5214

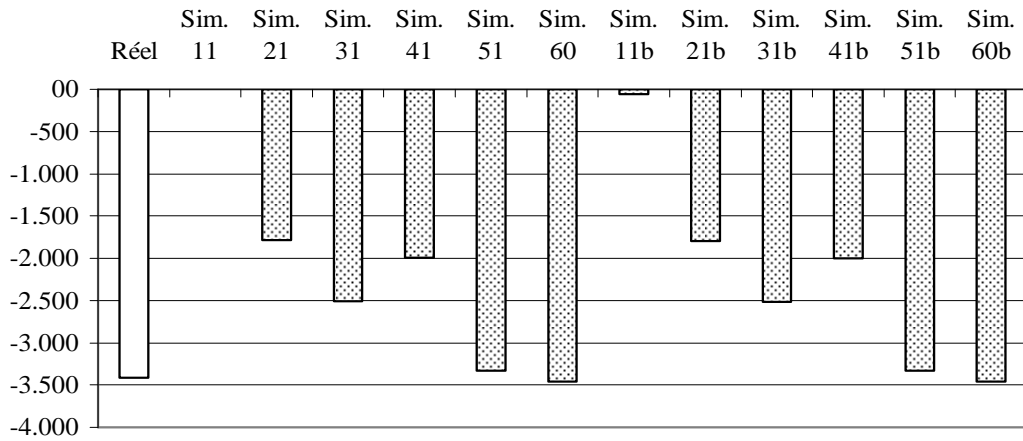
Simulations de la variante n°4

	Moyenne
Simulation 14	3061,7078
Simulation 14b	3023,7187
Simulation 24	1163,4902
Simulation 24b	1149,9143
Simulation 34	244,8417
Simulation 34b	240,4479
Simulation 44	733,5768
Simulation 44b	725,6740
Simulation 54	-281,4930
Simulation 54b	-285,0354

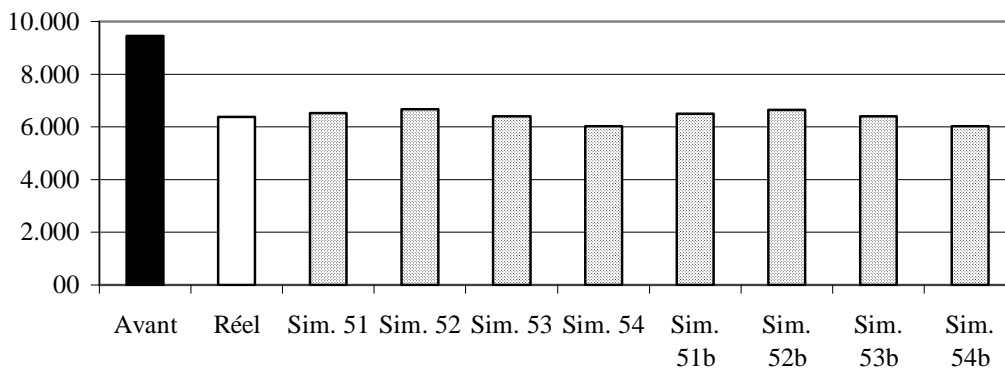
Annexe n°16 : indicateurs de résultat, portant sur les parents gardiens, issus des 20 simulations commentées dans le texte



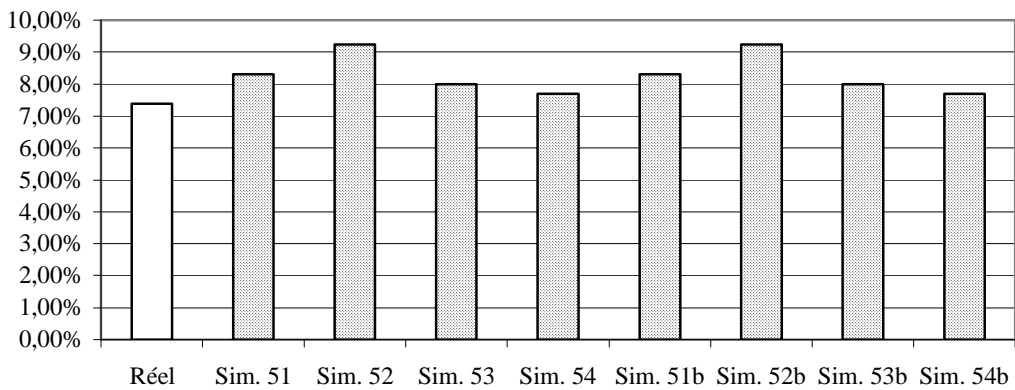
Variation moyenne du niveau de vie des parents gardiens dont le niveau de vie décroît comparativement à la situation avant divorce

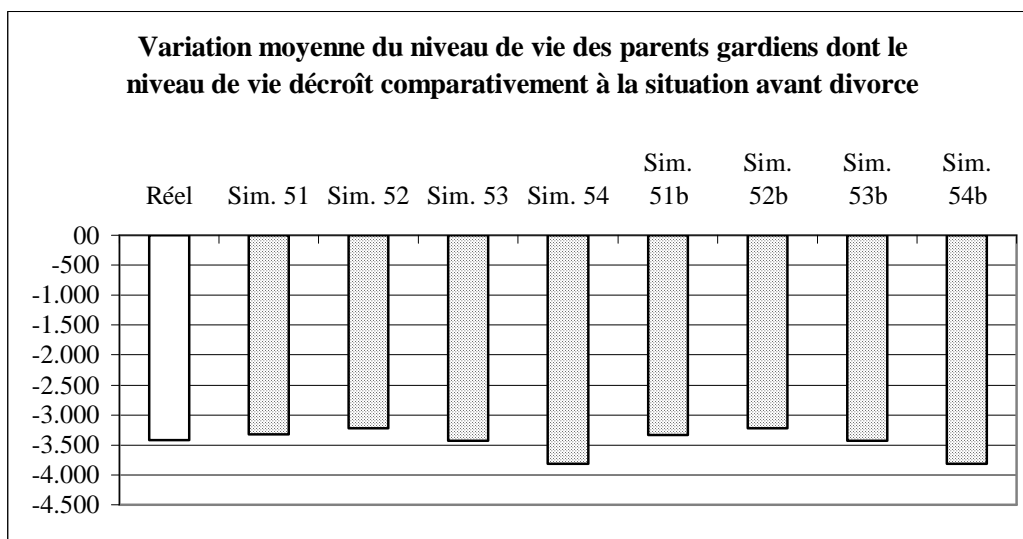
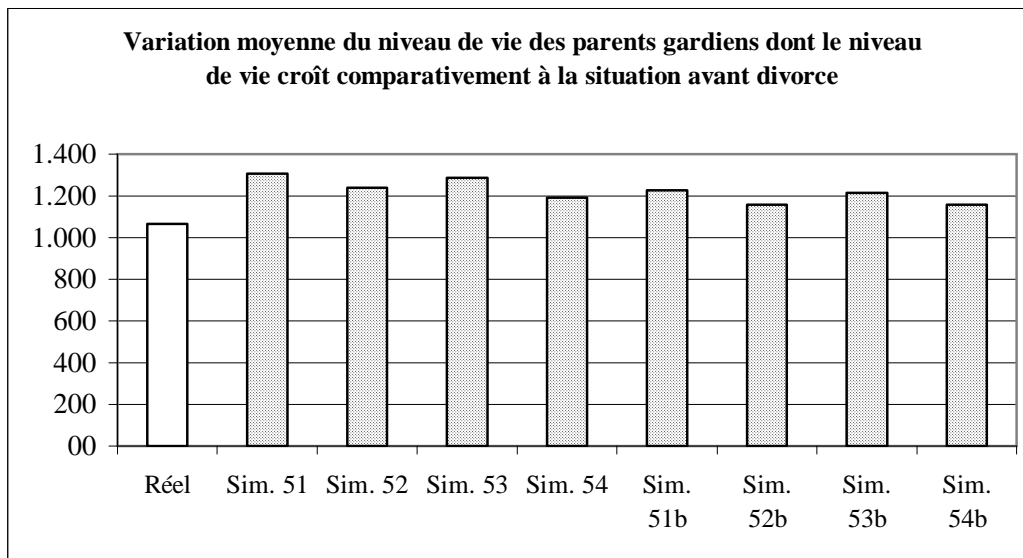


Niveau de vie individuel moyen des parents gardiens

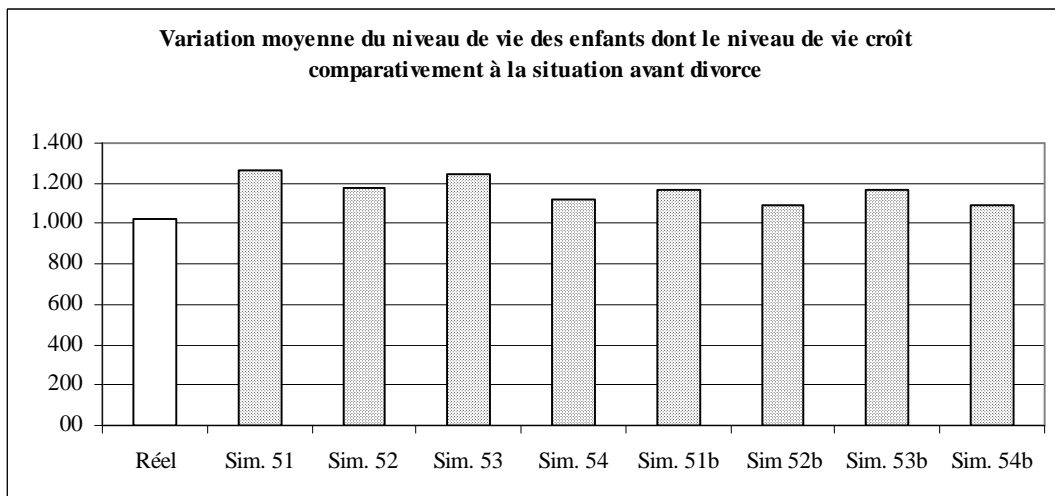
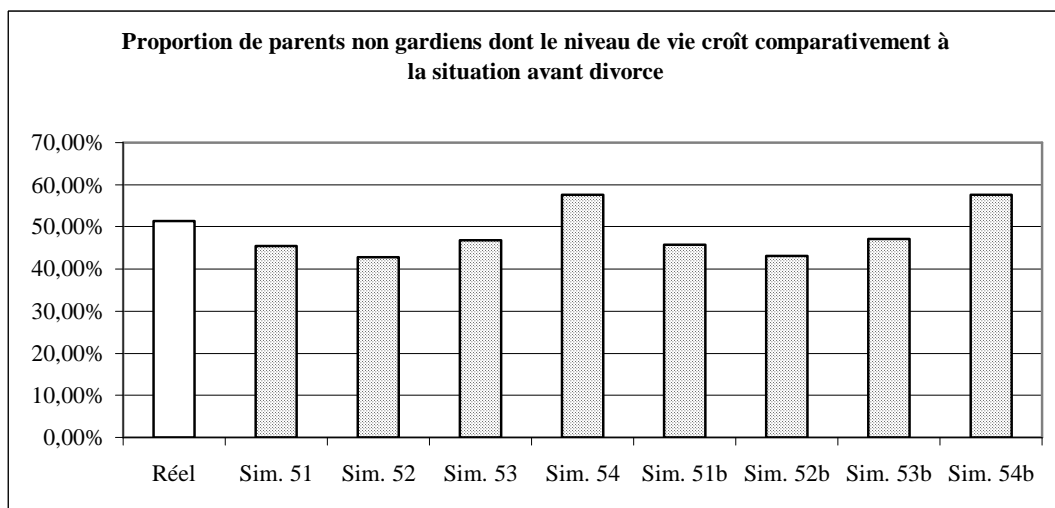
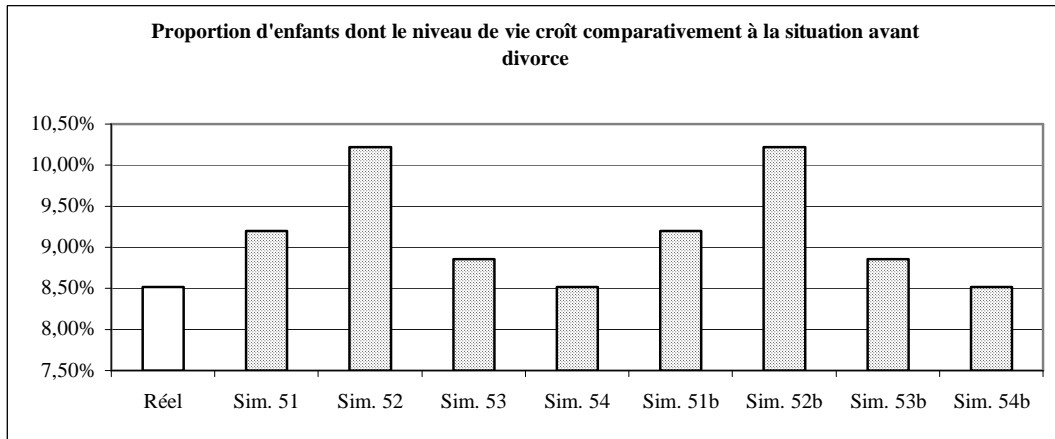


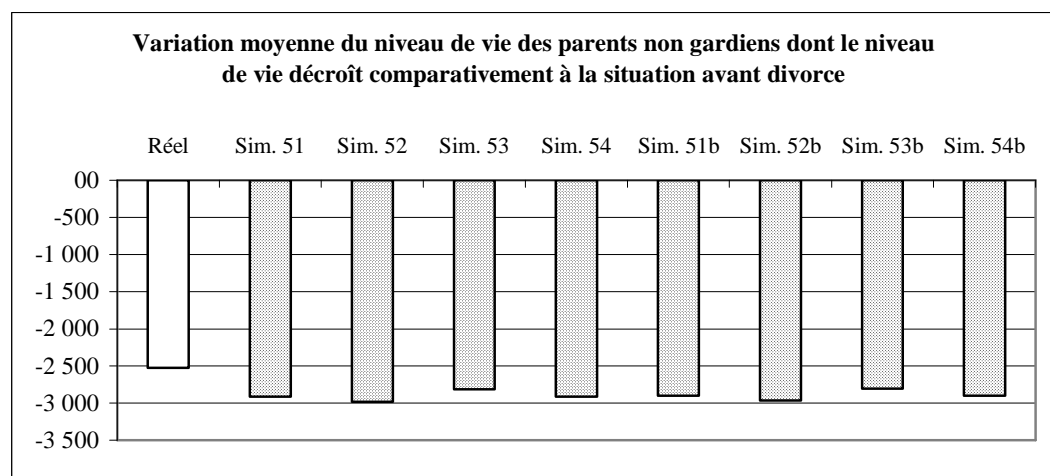
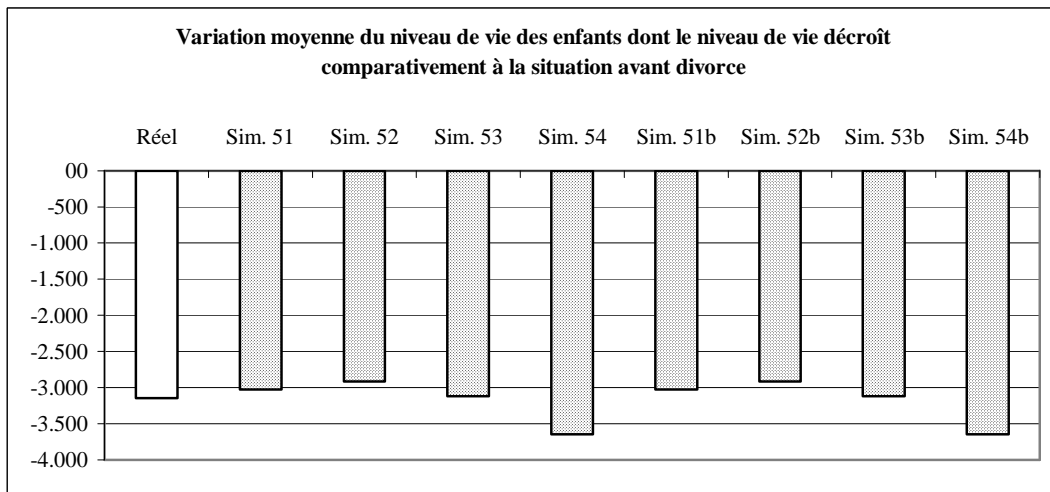
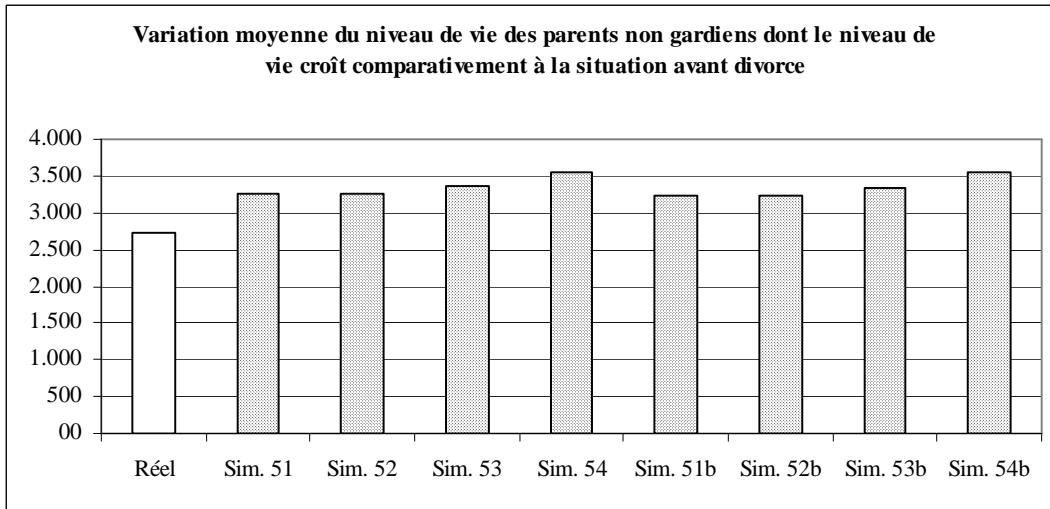
Proportion de parents gardiens dont le niveau de vie croît comparativement à la situation avant divorce





Annexe n°17 : indicateurs de résultat, portant sur les enfants et les parents non gardiens, issus des huit simulations relatives aux quatre variantes (graphiques non insérés dans le texte)





BIBLIOGRAPHIE

- « Düsseldorf Tabelle von 1999 » : http://www.schuck.de/duessel_ref_ehe.htm
- « Düsseldorf Tabelle » : <http://www.famrz.de/g0298.htm>
- « Le modèle québécois de fixation des pensions alimentaires pour enfants » : (<http://www.justice.qc.ca/francais/publication/public/fixation.htm>).
- « Les pensions alimentaires en Allemagne » : <http://www.soschildabduction.com/fr/archives/sosenlev/PensionAl.html>
- ALGAVA E.** (2003), « Les familles monoparentales : des caractéristiques liées à leur histoire matrimoniale », *Etudes et résultats*, Drees, n°218, février, 12 p.
- BARRE C.** (2003), « 1,6 million d'enfants vivent dans une famille recomposée », *INSEE Première*, n°901, 4 p.
- BARTFELD J.** (1998), « Child Support and Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers and Children », *IRP Discussion Paper*, n° 1182-98, Institut for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison, 37 p.
- BAWIN-LEGROS B., GAUTHIER A. & GUILLAUME J.-F.** (1991), « Intérêt de l'enfant et paiement des pensions alimentaires après divorce en Belgique », *Population*, n° 4, pp. 855-880.
- BEAUMEL C., DOISNEAU L., VATAN M.** (2003), « La situation démographique 2001 », *INSEE Résultats Société*, août, n°18, 44 p.
- BELMOKHTAR Z.** (1999), « Les divorces en 1996. Une analyse statistique des jugements prononcés », *Études et Statistiques Justice*, n° 14, 89 p.
- BETSON D. M.** (1990), *Alternative Estimates of the Cost of Children from the 1980-1986 Consumer Expenditures Survey*, Report to U.S. Department of Health and Human Services, University of Wisconsin, Institute of Research on Poverty, September.
- BLOCH L. & GLAUDE M.** (1983), « Une approche du coût de l'enfant », *Économie et Statistique*, n° 155, pp. 51-67.
- BROWNE W. J.** (2002), MCMC¹⁹⁵ estimation in MlwiN, Version 1.0, Centre for Multilevel Modelling, Institute of Education, University of London, 265 p.
- BROWNE W. J., GOLDSTEIN H. & RASBASH J.** (2001), "Multiple membership multiple classification (MMMC) models", *Statistical Modelling*, n°1, pp. 103-124.
- CASSAN F., MAZUY M., CLANCHÉ F.** (2001), « Refaire sa vie de couple est plus fréquent pour les hommes », *INSEE Première*, n°797, juillet, 4 p.
- CERC** (1993), *Précarité et risque d'exclusion en France*, Paris, La documentation française, n°102.
- CHAMBERS J.** (1979), *Making Fathers Pay: The Enforcement of Child Support*, University of Chicago Press.

¹⁹⁵ MCMC = Markov Chain Monte Carlo procedures.

- CHAMBAZ C.** (2000), « Les familles monoparentales en Europe : des réalités multiples », *Etudes et Résultats*, n°66, 8 p.
- COMITE SUR LE DROIT DE LA FAMILLE** (1992), *Les incidences économiques des règles de fixation des pensions alimentaires pour enfants*, Ministère de la Justice du Canada.
- DEFFAINS B. & DORIAT M.** (1999), « Is there a Deadline Effect in the French Legal System? », *International Review of Law and Economics*, n° 19, pp. 447-470.
- DEFFAINS B. & DORIAT M.** (2000), « Comparative Efficiency of Alternative Disputes Resolution », *Communication aux 17^{èmes} Journées de l'European Association of Law and Economics*, Gent, septembre.
- DEFFAINS B.** (1997), « L'analyse économique de la résolution des conflits juridiques », *Revue Française d'Economie*, n° 12, pp. 57-100.
- DESPLANQUES G.** (1993), « Les familles recomposées en 1990 », in M.-F. MEULDERS-KLEIN & I. THERY Eds., *Les recompositions familiales aujourd'hui*, Ed. Nathan, 350 p.
- DIVISION DES ETUDES DE LEGISLATION COMPAREE DU SENAT** (1998), *La déjudiciarisation du divorce*.
- DORIAT-DUBAN M.** (2000), *Analyse économique de la résolution des conflits juridiques*, Thèse de Doctorat de Sciences économiques, Université Nancy 2, 926 p.
- BOURREAU-DUBOIS C., JEANDIDIER B. & BERGER F.** (2003), « Poverty Dynamics, Family Events, Labour Market Events in Europe: are there any differences between women and men? », *Communication présentée aux Journées EPUnet 2003*, Colchester, juillet, 11 p.
- DIPRETE T. A., MCMANUS P. A.** (1998), « Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: A Comparison of Household Income Dynamics in the U.S. and Germany », *Mimeo Duke University*, 75 p.
- EKERT-JAFFÉ O. & TROGNON A.** (1994), « Evolution du coût de l'enfant : une méthode », in EKERT-JAFFÉ O. Ed., *Standards of Living and Families*, pp. 135-164.
- EKERT-JAFFÉ O. Eds.** (1994), *Familles et niveau de vie : observation et analyse*, Ed. John Libbey & INED, Col. Congrès et Colloques, 397 p.
- EKERT-JAFFE O.** (1994), « Chiffrer une évolution du coût de l'enfant ? Changement de société et mise en cause des concepts », *Population*, n° 6, pp. 1389-1418.
- ESPENSHADE T. J.** (1984), *Investing in Children: New Estimates of Parental Expenditures*, Washington DC, Urban Institute Press.
- FESTY P. & VALETAS M.-F.** (1987) « Le divorce et après », *Populations et Sociétés*, n° 215, 4 p.
- FESTY P.** (1986), « Le paiement des pensions alimentaires aux femmes divorcées », *Recherches et Prévisions*, n° 4, pp. 23-26.
- FESTY P.** (1988), « Après la séparation : diversité et stabilité des comportements », *Population*, n° 3, pp. 517-536.
- FESTY P.** (1991), « Biographies après divorce », in T. HIBERT & ROUSSEL L. (Eds.), *La nuptialité. Evolution récente en France et dans les pays développés*, INED, PUF, Collection « Congrès et colloques », n°7.
- FOUARGE D., LAYTE R.** (2003), « Duration of Poverty Spells in Europe », *EPAG Working Paper*, n° 2003-47, Colchester: University of Essex, 22 p.
- GAAG VAN DER J.** (1981), « On measuring the Cost of Children », *University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, n° 663-81.

- GARFINKEL I, MELLI M. S.** (1989), « The Use of Normative Standards in Family Law decisions: Developing Mathematical Standards for Child Support », University of Wisconsin-Madison, *Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, n° 900-89.
- GARRISON M.** (2000), « The Goals and Limits of Child Support Policy », in OLHMAN J. T. & MELLI M. S. Ed., *Child Support The Next Frontier*, University of Michigan Press, pp. 16-45.
- GLAUDE M. & MOUTARDIER M.** (1991), « Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989 », *Economie et Statistique*, n° 248, pp. 33-49.
- GUILLEMIN O. & ROUX V.** (2002), « Le niveau de vie des ménages de 1970 à 1999 », *Données sociales*, pp. 401-412.
- HERPIN N. & OLIER L.** (1999), « Les familles monoparentales : aidées mais fragilisées », in *France, Portrait social, 1997-98*, INSEE, pp. 83-99.
- HOURLIEZ J.-M. & OLIER L.** (1997), « Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence », *Economie et Statistique*, n° 308-309-310, pp. 65-94.
- HU W.-Y.** (1999), « Child Support, Welfare Dependency and Women's Labor Supply », *Journal of Human Resources*, Vol. XXXIV, n° 1, pp. 71-103.
- HUTCHENS R. M.** (1979), « Welfare, remarriage and Marital Search », *American Economic Review*, Vol. 69, n° 3, pp. 369-379.
- INSEE** (1994), « Les familles monoparentales », in *Portrait social*, Coll. Contours et Caractères, 144 pages.
- INSTITUTE FOR RESEARCH ON POVERTY** (2000), « Child support enforcement policy and low-income families », *Focus*, Vol. 21, n° 1, University of Wisconsin-Madison, 88 p.
- JACQUOT A.** (2001), « Divorce, pension alimentaire et niveau de vie des parents et des enfants : une étude à partir de cas-types », *Dossiers d'Etudes. Allocations Familiales*, CNAF, n° 19, 45 p.
- MACOBY & MNOOKIN** (1992), *Dividing the Child: Social and Legal Dilemmas of Custody*, Cambridge, Harvard University Press.
- MARTIN C.** (1994), « Diversité des trajectoires post-désunion. Entre le risque de solitude, la défense de son autonomie et la recomposition familiale » ; *Population*, n° 6, pp. 1557-1584.
- MCMANUS P. A., DIPRETE T. A.** (2001), « Losers and Winners: the Financial Consequences of Separation and Divorce for Men », *Mimeo Duke University*, 38 p.
- MEULDERS-KLEIN & M.-F., THERY I.** (1993), *Les recompositions familiales aujourd'hui*, Paris, Nathan.
- MEYER D. R. & HU M.-C.** (1999), « A Note on Antipoverty Effectiveness of Child Support among Mother-Only Families », *Journal of Human Resources*, Vol. XXXIV, n° 1, pp. 225- 234.
- MNOOKIN & KORNHAUSER** (1979), « Bargaining in the Shadow of the law », *Yale Law Journal*, n° 88, pp. 950-997.
- MNOOKIN** (1981), « Review, using jail for Child Support enforcement », *University of Chicago Law Review*, n° 48, pp. 338-370.
- NIXON A. L.** (1997), « The Effect of Child Support Enforcement on Marital Dissolution », *Journal of Human Resources*, Vol. XXXII, n° 1, pp. 159-181
- OLDHAM J. T. & MELLI M. S. Eds.** (2000), *Child Support: The Next Frontier*, University of Michigan Press, 235 p.
- OLIER L.** (1999), « Combien nous coûtent nos enfants ? » ; *Données sociales*, pp. 324-332.

- RAY J.-C.** (2002), « Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens », *Document PSELL*, n°133, CEPS/INSTEAD, Differdange, GD de Luxembourg, novembre, 58 p.
- RAY J.-C.** (2004), « Transferts sociaux et gains d'activité des jeunes adultes européens. Une application des modèles multiniveaux », *Economie et Prévision* (à paraître).
- RENARD R.** (1985), *Le coût de l'enfant. Approches théoriques, méthodologiques, empiriques*. Ministère de la Communauté Française, Direction Générale des Affaires Sociales, Bruxelles, 251 p.
- RENARD R.** (1988), « Les coûts spécifiques de l'enfant : une échelle d'unités de consommation par catégories de dépenses », *Cahiers de la Consommation*, Bruxelles, n° 2, pp. 39-77.
- RENAUDAT E. & VILLAC M.** (1996), « L'allocation de soutien familial, l'intervention de l'État dans la gestion privée de l'après-divorce », in DE SINGLY F. Ed., *Affaires de famille, affaires d'État*, Ed. de l'Est, pp. 89-101.
- ROHTE I, CASSETTY J, BOEHNEN E.** (2001), « Estimates of family expenditures for children: a review of literature », *Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, avril, 50 p.
- SAYN I.** (2002), *Un barème pour les pensions alimentaires ?*, La Documentation Française, 285 p.
- SINGER J.** (1998), « Using SAS PROC MIXED to Fit multilevel Models, Hierarchical Models, and individual Growth Models », *Journal of educational and behavioral statistics*, Winter, Vol. 24, n°4, pp. 323-355.
- SNIJERS T. A. B. & BOSKER R. J.** (1999), *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*, SAGE Publications, 266 p.
- SOFER C. & SOLLOGOUB F.** (1990), *Le divorce : approches économiques*, Rapport pour le compte du Ministère de la Justice, CRESEP, Université d'Orléans, 224 pages.
- VALETAS M.-F.** (1994), « Le paiement des pensions alimentaires en France et en Russie », *Population*, n° 6, pp. 1451-1472.
- VENOHR J. C., GRIFFITH T.E.** (2002), *Report On The Michigan Child Support Formula*, Report submitted to Michigan Supreme Court, Policy Studies Inc., 115 p.
- WILLIAMS R. G.** (1987), *Development of Guidelines for Child Support Orders, Part II, Final Report*, Report to US Office of Child Support Enforcement, Policy Studies Inc., Denver.

TABLE DES MATIERES

PREAMBULE.....	3
SOMMAIRE.....	5
INTRODUCTION.....	7
 PARTIE 1. LES PENSIONS ALIMENTAIRES EN FRANCE : UN DOUBLE BILAN EN TERMES D’EQUITE ET D’EFFICACITE	9
 CHAPITRE 1. LA SITUATION SOCIO-ECONOMIQUE DES ENFANTS DE PARENTS DIVORCES ET DES PARENTS GARDIENS ET NON GARDIENS.....	11
 Section 1. Un bilan à partir de la littérature.....	11
<i>§ 1. Données de cadrage démographiques.....</i>	<i>11</i>
<i>§ 2. La situation socio-économique des enfants de parents divorcés, des parents gardiens et des parents non gardiens.....</i>	<i>12</i>
2.1. <u>Quelques remarques méthodologiques</u>.....	12
2.2 <u>Les résultats tirés de la littérature</u>.....	13
2.2.1. Le comportement d’activité des mères de familles monoparentales.....	14
2.2.2. Le niveau de vie des familles monoparentales.....	14
2.2.3. Les ressources des familles monoparentales.....	15
2.2.4. La vulnérabilité économique des familles monoparentales.....	16
 Section 2. Un bilan à partir de l’exploitation de données d’enquête.....	17
<i>§ 1. Les résultats tirés du Panel Communautaire de Ménages.....</i>	<i>17</i>
1.1. <u>La démarche suivie</u>	18
1.1.1. La population d’intérêt.....	18
1.1.2. La mesure du niveau de vie.....	22
1.2. <u>Les résultats</u>.....	23
<i>§ 2. Les résultats tirés de l’enquête Budget des Familles.....</i>	<i>25</i>

CHAPITRE 2. LA DIVERSITÉ DES PRATIQUES DES JAF EN MATIÈRE DE FIXATION DE PENSIONS ALIMENTAIRES.....	31
Section 1. Présentation des données empiriques collectées.....	31
§ 1. La constitution de la base de données administratives.....	31
1.1. <u>Les questions méthodologiques situées en amont de la construction de la base de données</u>.....	32
1.1.1. Les informations pertinentes à recueillir.....	32
1.1.2. Quel protocole de collecte retenir pour recueillir ces informations ?.....	32
a) <i>Les différents protocoles envisageables</i>	32
b) <i>Sélection du (meilleur ?) protocole</i>	35
1.2 <u>La constitution de la base de données</u>.....	37
§ 2. La construction de nos données expérimentales.....	39
2.1. <u>Les dossiers-types</u>.....	39
2.1.1. Objectifs et contraintes quant à la sélection de dossiers.....	39
2.1.2. Les critères retenus pour caractériser les dossiers.....	40
2.1.3. La procédure de sélection des cas-types.....	40
a) <i>Première étape : la sélection des cas typiques</i>	40
b) <i>Deuxième étape : la sélection des cas atypiques</i>	42
c) <i>Troisième étape : la sélection des cas particuliers</i>	44
2.2. <u>Le protocole d'enquête</u>.....	45
Section 2. Des pensions différant selon les JAF.....	46
§ 1. Des données quasi-expérimentales : originalité et limites.....	46
§ 2. La variabilité des pensions selon les JAF pour un même enfant.....	47
2.1. <u>L'absence d'équité spatiale et ses déterminants apparents</u>.....	49
2.1.1. Les 57 distributions des montants de pensions, enfant par enfant : un mélange de cas très variés.....	49
2.1.2. Essai d'identification des facteurs qui font que le consensus entre juges, sur un même cas, est plus ou moins grand.....	56
a) <i>Les modèles à deux niveaux, outil adapté à nos données</i>	56
b) <i>Les résultats de nos estimations</i>	58
α) <i>Variable expliquée</i>	58
β) <i>Variables explicatives</i>	59
γ) <i>Les six modèles</i>	60
δ) <i>Les conclusions de nos modèles</i>	61
2.2. <u>Explication du montant des pensions alimentaires par les caractéristiques du juge, en contrôlant les caractéristiques de la famille et de l'enfant</u>.....	62

PARTIE 2. DES BAREMES POUR LA FIXATION DE PENSIONS ALIMENTAIRES JUSTES ET EFFICACES	67
CHAPITRE 1. LES FONDEMENTS DES BAREMES DES PENSIONS ALIMENTAIRES	69
Section 1. Les justifications économiques théoriques des barèmes	69
<i>§ 1. Pourquoi mettre en place des barèmes en matière de fixation de pensions alimentaires pour enfants ?</i>	69
1.1 <u>Pour des raisons d'équité</u>	69
1.2 <u>Pour des raisons d'efficacité</u>	71
1.2.1. Favoriser la coopération entre les parties et améliorer le taux de paiement des pensions.....	71
1.2.2. Eviter le gaspillage des ressources de la collectivité.....	72
1.3 <u>Garantir un niveau de pension adéquat à l'enfant</u>	72
<i>§ 2. Quelles normes retenir pour fixer les règles de calcul du barème ?</i>	73
2.1 <u>Des règles de calcul pour un barème de base</u>	73
2.1.1 Evaluation des frais d'entretien et d'éducation de l'enfant.....	74
<i>a) Quelles méthodes retenir pour évaluer les frais liés à l'entretien et à l'éducation de l'enfant ?</i>	74
<i>b) Quelle période de référence retenir ?</i>	76
2.1.2 La règle de partage du coût de l'enfant entre les parents.....	78
2.2 <u>Les modulations possibles du barème de base</u>	79
2.2.1. Des modulations à la baisse du montant de la pension alimentaire.....	79
2.2.2. Les modulations à la hausse du montant de la pension alimentaire.....	81
Section 2. Une analyse économétrique de décisions de justice en matière de pensions alimentaires aux enfants : il y a-t-il un barème implicite ?	82
<i>§ 1. Cadre méthodologique général</i>	82
<i>§ 2. Les logiques de détermination des montants de pensions alimentaires que l'on se propose de tester</i>	84
2.1 <u>Les hypothèses relatives aux paramètres centraux d'un barème</u>	85
2.2 <u>Les hypothèses relatives aux paramètres plus secondaires d'un barème</u>	88

2.3 <u>Les hypothèses sans véritable lien avec les paramètres d'un barème</u>	95
§ 3. Résultats et commentaires	98
Section 3 : Incitation et redistribution dans les procédures de divorce : l'introduction de barèmes de pensions alimentaires favorise-t-elle la coopération entre les parents ?	108
§ 1. La méthodologie retenue	109
§ 2. Les grandes lignes et principaux résultats de l'analyse	110
2.1. <u>Les effets d'un barème impératif</u>	110
2.2 <u>Les effets d'un barème indicatif</u>	113
§ 3. Conclusions et suggestions	116
3.1. <u>Les limites de l'étude et ses extensions</u>	116
3.2. <u>Suggestions et questions sur les barèmes</u>	117
3.2.1. Respecter les contraintes financières des parents.....	117
3.2.2. Comment prendre mieux en compte les effets patrimoniaux du divorce sur les parents ?.....	118
3.2.3. Les barèmes stricts semblent avoir moins d'avantages que les barèmes indicatifs.....	118
3.2.4. La pension et l'évolution de la situation des parents.....	119
 CHAPITRE 2. SIMULATION DE BAREMES DE PENSIONS ALIMENTAIRES POUR ENFANTS	 121
Section 1. Les principales limites méthodologiques de l'exercice de simulation	121
Section 2. Présentation des barèmes simulés	122
§ 1. Les six grandes logiques simulées	122
§ 2. Les quatre variantes simulées	127
§ 3. Logiques et variantes : une synthèse	131
Section 3. Commentaire comparatif des barèmes simulés	132
§ 1. Les indicateurs de résultat : mesures d'efficacité et d'équité des barèmes simulés	133
§ 2. L'analyse du degré d'équité des barèmes simulés	135
§ 3. Une analyse comparative des logiques de barème, à variante donnée, du point de vue de l'efficacité	138

3.1. <u>L'impact, sur le montant des pensions alimentaires, des six barèmes simulés</u>	138
3.2. <u>L'impact des six logiques de barèmes sur les niveaux de vie</u>	141
3.3. <u>L'impact des six logiques de barèmes sur le bas de la distribution des revenus</u>	146
§ 4. <i>Une analyse comparative des variantes, à logique donnée, du point de vue de l'efficacité</i>	149
4.1. <u>L'impact, sur les niveaux de vie, des quatre variantes du barème construit selon la logique d'un partage, à proportion des revenus, du coût réel de l'enfant (logique n°5)</u>	150
4.2. <u>L'impact, sur les bas revenus, des quatre variantes du barème n°5</u>	152
CONCLUSION GENERALE	161
Annexe n° 1 : statistiques décrivant l'essentiel de l'information collectée dans la base de données du tribunal de Mulhouse	165
Annexe n° 2 : les 32 fiches-types envoyées aux JAF pour le protocole expérimental ...	173
Annexe n° 3 : le questionnaire envoyé au JAF	205
Annexe n° 4 : l'impact, sur les montants de pensions fixés par les juges, de l'information sur les charges	209
Annexe n° 5 : la base de données expérimentales	213
Annexe n° 6 : pensions, niveau de vie minimum et réduction des inégalités de niveau de vie entre conjoints	225
Annexe n° 7 : histogrammes des pensions enfant par enfant	237
Annexe n° 8 : tableaux et graphiques supplémentaires	267
Annexe n° 9 : écriture formalisée d'un modèle à deux niveaux	277
Annexe n° 10 : commentaire détaillé des résultats de nos six modèles expliquant la dispersion des montants de pensions alimentaires fixés par les juges pour un enfant donné	281
Annexe n° 11 : hypothèse de fixation récursive ou simultanée des pensions d'une même famille	285
Annexe n° 12 : classification croisée avec ou sans appartenance multiple ?	287
Annexe n° 13 : les barèmes américains en matière de pensions alimentaires	289
Annexe n° 14 : les résultats des vingt principaux modèles testés pour l'analyse sur données administratives	299
Annexe n° 15 : tableaux de synthèse des 42 simulations : moyennes des différences « PA simulées – PA observées »	319
Annexe n°16 : indicateurs de résultat, portant sur les parents gardiens, issus des 20 simulations commentées dans le texte	321
Annexe n°17 : indicateurs de résultat, portant sur les enfants et les parents non gardiens, issus des huit simulations relatives aux quatre variantes (graphiques non insérés dans le texte)	325
BIBLIOGRAPHIE	327
TABLE DES MATIERES	331