



HAL
open science

**”Ubi lex distinguit, distinguere debemus”, une
Approche Economique de l’Indemnisation des
Dommages Corporels**

Matthieu Solignac

► **To cite this version:**

Matthieu Solignac. ”Ubi lex distinguit, distinguere debemus”, une Approche Economique de l’Indemnisation des Dommages Corporels. 2014. halshs-00978575

HAL Id: halshs-00978575

<https://shs.hal.science/halshs-00978575>

Preprint submitted on 14 Apr 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L’archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d’enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

“Ubi lex distinguit, distinguere debemus”, une Approche Economique de l’Indemnisation des Dommages Corporels

Matthieu Solignac

WP 2014 - Nr 09

“Ubi lex distinguit, distinguere debemus”

une approche économique de l’indemnisation des dommages corporels*

Matthieu Solignac**

avril 2014

Résumé

La plupart des modèles économiques d’indemnisation des dommages définissent le montant de l’indemnité proportionnellement à faute commise et laissent à la victime l’initiative de la démarche de négociation. Par opposition à ces systèmes de « tort law », se développent des dispositifs d’indemnisation sans égard à la faute (« no-fault law ») visant à compenser l’intégralité du dommage. La loi Badinter qui régit l’indemnisation des accidents de la route en France en est l’un des plus parfaits exemples. Cet article propose une approche du mécanisme d’indemnisation des dommages corporels fondée sur la connaissance imparfaite du dommage par la partie indemnistrice en charge de la proposition amiable. Elle s’affranchit de l’hypothèse d’indépendance entre dimensions observée et inobservée du dommage. Les estimations menées à partir du fichier AGIRA des victimes indemnisées sur la période 2004-2006 tendent à valider la pertinence de l’approche en mettant en évidence une corrélation négative entre les deux dimensions du dommage. Le cadre proposé permet d’expliquer la meilleure valorisation à l’amiable des dommages observés alors même que les montants d’indemnisation judiciaire tendent à être supérieurs et concernent principalement les cas de dommages les plus graves.

Mots clefs : indemnisation, dommage corporel, accident de la circulation, négociation

Codes JEL : K41, C51

*Je remercie tout particulièrement Frédéric Séraphin et Vincent Le Corre pour leur contribution à ce travail entamé dans le cadre de notre mémoire de fin d’étude (GT) de l’ENSAE ParisTech. Laurence Rioux et Arnold Chassignon ont alors été d’une aide précieuse. Je remercie également Xavier d’Haultfoeuille et Julien Pouget pour leurs conseils, Lionel Potempa pour son aide, Loïc Piard pour ses éclairages juridiques. Ce travail a bénéficié des relectures attentives et des remarques de Laurent Gobillon, d’une utile suggestion de Grégory Verdugo ainsi que des commentaires détaillés de Nicolas Vaillant, Sebastian Bervoets, Didier Blanchet et Pierre-Philippe Combes.

**Sciences Po et Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS.
Page personnelle : <https://sites.google.com/site/matthieusolignac>

“Ubi lex distinguit, distinguere debemus”,
an Economic Analysis of Corporal Damages Compensation

Matthieu Solignac¹

Sciences Po
Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS

Abstract

In most economic models of damage compensation, the indemnity is proportional to the fault and victims have to file the claim. Contrary to the tort law approach, a growing number of reparation mechanisms choose to ignore the fault (“no-fault law”) to compensate damages in their entirety. The Badinter law, which regulates the compensation of damages from traffic accidents in France, is a perfect example. One particular feature of this setting is that the party paying for the damages is likely to have imperfect information on the actual value of the loss and has to make an out-of-court offer. In turn, the victim has the option to accept the offer or to go to court. This study develops a model with these particular features based on the fact that unobserved component of the damages are correlated with observed ones. Estimation of the model is conducted on AGIRA files for all settlement between 2004 to 2006. We find a negative correlation between observed and unobserved dimensions of damages. The model explains the fact that compensations for each component of the damage is higher in out-of-court settlements, while the global indemnity is higher for in-court settlements and is mainly chosen by the most injured.

Key words: Corporal Damages Compensation, Road Traffic Injuries, Bargaining Model, Litigation and Settlement

JEL classification: K41, C51

¹Website : <https://sites.google.com/site/matthieusolignac>

L'approche économique de la justice s'est développée à partir du régime de la responsabilité délictuelle, la « tort law » (Shavell (1987)). L'indemnisation y est fixée au regard du degré de responsabilité de l'accusé dans le dommage. Largement répandue, elle se prête particulièrement bien aux analyses économiques de type normatif (Calabresi (1970)). Elle a également généré des travaux s'attachant à analyser le processus d'indemnisation (Bebchuk (1984), Nalebuff (1987), Sieg (2000))². La procédure est engagée par la victime en réclamant auprès du responsable des dommages un montant d'indemnisation. Responsable à proportion de la faute commise, celui-ci peut accepter les termes de ce règlement à l'amiable ou refuser, ouvrant alors la voie à un règlement devant la justice.

Cependant, ce cadre d'indemnisation est loin d'être universel pour la réparation du préjudice corporel. Il ne correspond pas forcément aux procédures juridiques en vigueur dans de nombreux pays, notamment pour les accidents de la route. La plupart des pays européens de droit civil, la Nouvelle-Zélande ainsi que certains États des États-Unis et du Canada ont des dispositifs qui s'en distinguent : l'indemnisation de l'ensemble des dommages subis par la victime y est privilégiée par rapport la prise en compte des fautes commises. On parle alors d'indemnisation intégrale des dommages (« no-fault law »). Dans ce cadre, la partie chargée de l'indemnisation n'est plus forcément la mieux initialement informée sur l'exacte ampleur des dommages. Elle peut néanmoins demeurer responsable de la formulation d'une proposition de règlement à l'amiable. Sur le plan formel, cette nouvelle structure de négociation peut apparaître assez semblable à celle traditionnellement modélisée dans le cadre de la responsabilité délictuelle : la proposition amiable est faite par la partie la moins bien renseignée tandis que la décision d'aller en justice est effectuée par la mieux renseignée. Pour autant, l'inversion des rôles n'est pas totale et l'asymétrie d'information est de nature différente. Il est ainsi nécessaire de développer une approche alternative de la négociation, plus en accord avec ces pratiques.

Cet article propose une approche du processus de négociation dans un cadre de réparation intégrale du préjudice où la partie chargée de l'indemnisation, placée en situation de déficit d'information par rapport aux victimes, doit formuler la proposition de règlement à l'amiable. Le cadre théorique développé permet d'analyser le rôle de ces asymétries d'information dans le choix des types de règlement et les montants d'indemnisation obtenus. Cette modélisation est suivie de sa validation empirique sur les données françaises d'accidents de la route. La loi Badinter (1985) a en effet instauré un régime d'indemnisation intégrale des dommages corporels, constituant un des cas les plus extrêmes de système de responsabilité sans faute. L'encadrement par la loi de l'ensemble de la procédure de négociation, discussions amiables comprises, et d'un recueil de données des cas d'indemnisation fournissent un cadre d'observation particulièrement privilégié.

²Pour une présentation synthétique de cette littérature, voir notamment Deffains (1997).

Mené à partir de ces données recueillies entre 2004 et 2006 par l'association pour la gestion des informations sur le risque automobile (AGIRA), ce travail donne l'occasion de produire la première analyse économique approfondie de l'indemnisation des dommages corporels consécutifs à des accidents de la route en France. L'estimation sous forme réduite du modèle développé permet de mettre en lumière son pouvoir explicatif vis-à-vis des apparents paradoxes constatés. Alors que les montants moyens d'indemnisation tendent à être supérieurs en justice, les valorisations monétaires associées à chaque type de dommage se révèlent supérieures à l'amiable, procédure acceptée par 94% des victimes. Ces observations sont parfaitement compatibles avec l'existence d'une hétérogénéité individuelle des victimes demeurée inobservée par les assureurs tout en étant négativement corrélée avec la composante observée du dommage. Cette configuration correspond au cas où un dommage apparemment mineur est d'autant plus susceptible d'avoir des répercussions d'ampleur variée selon les individus. La correction partielle des biais d'estimation est alors entreprise en suivant l'approche utilisée par van Praag, Frijters, et Ferrer-i Carbonell (2003).

Le rappel du caractère crucial des asymétries d'information dans les situations de négociation est suivi de la présentation des premiers éléments d'analyse propres aux modèles de réparation intégrale (section 1). La section 2 est consacrée au développement de l'approche théorique fondée sur le renversement en faveur de la victime de l'asymétries d'information dans le processus de négociation. Elle est ensuite confrontée aux données française d'accident de la route présentées section 3. L'effet potentiel des dommages inobservés dans le processus d'indemnisation engagé par les assureurs est mis en évidence de façon empirique section 4. L'inclusion de niveaux d'hétérogénéité exogènes selon la méthode d'Heckman et Singer (1984) est suivie d'une tentative de correction des biais engendrés par la corrélation de l'hétérogénéité avec les dommages observés.

1 Les asymétries d'information, élément clef du processus d'indemnisation

1.1 La définition de la responsabilité : un choix juridique générateur d'asymétrie d'information

Les principes généraux de l'indemnisation des victimes de dommages corporels sont précisés par la loi. Elle désigne notamment les responsables de l'indemnisation qui ont l'obligation de verser aux victimes un montant calculé au regard d'un ensemble de règles. Les cadres législatifs instaurés pour l'indemnisation des dommages corporels laissent la possibilité voire organisent une phase de négociation à l'amiable avant le recours à la justice. De manière générale, l'influence régulatrice des dispositifs législatifs et judiciaires ne se limite pas aux procédures réglées devant les tribunaux.

Dès lors que le recours à une instance extérieure d'arbitrage telle que la justice est coûteux, il est mutuellement avantageux pour les parties en conflit de s'entendre à l'amiable. Un tel accord est notamment possible lorsque les deux parties ont les mêmes anticipations concernant le résultat d'un règlement en justice. Les coûts de recours à la justice économisés permettent en effet de trouver un règlement Pareto-supérieur³ à toute solution de type judiciaire. Dans un cadre d'information parfaite, la justice ne joue alors en théorie qu'un rôle de menace définissant le cadre de la négociation amiable.

Cependant la définition de la responsabilité retenue par la justice pour déterminer le montant d'indemnisation introduit potentiellement une asymétrie d'information entre les deux parties. La responsabilité d'un dommage incombe généralement à celui qui a commis la faute et l'indemnisation est alors proportionnelle à l'ampleur de celle-ci : on parle de régime de la responsabilité délictuelle (« tort law »). Le montant total du préjudice ouvrant droit à l'indemnisation déterminé lors d'une expertise médicale, l'incertitude repose sur la part de ce dommage attribuable à la faute de l'accusé. L'accusé fautif paraît être le mieux placé pour connaître cette valeur et semble donc capable de connaître parfaitement le montant de dédommagement auquel l'astreint la loi. Au contraire, la victime, qui ne connaît pas exactement l'ampleur de l'erreur commise par l'accusé, n'a généralement qu'une idée imparfaite de ce montant qu'elle peut obtenir en justice. C'est précisément le cadre des modèles de référence développés par Bebchuk (1984) et Nalebuff (1987). Ceux-ci ont notamment été repris par Sieg (2000) pour l'analyse des erreurs médicales en Floride.

Dans les modèles de Bebchuk (1984) et Nalebuff (1987), c'est la victime qui a l'initiative de la proposition du montant amiable à prendre ou à laisser. L'accusé a alors le choix entre accepter d'indemniser la victime à ce niveau ou choisir la voie du règlement judiciaire. Dans ce dernier cas, le modèle de Nalebuff, en relâchant l'hypothèse d'espérance de gain positive en justice, ajoute une possibilité d'abandon de la procédure par la victime. Ces deux modélisations du processus de négociation aboutissent à un équilibre et à la définition d'une proposition amiable de montant optimal. L'étape supplémentaire introduite par Nalebuff permet à la victime d'utiliser l'information acquise par le comportement du responsable lors des étapes précédentes (son choix d'accepter ou non la proposition amiable) et de compenser ainsi partiellement l'asymétrie d'information initiale⁴.

1.2 Non universalité des modèles économiques de « tort law »

Dans le modèle de Bebchuk (1984) comme dans celui de Nalebuff (1987), le type et le montant de l'indemnisation sont déterminés par le degré de connaissance de chacune des parties du niveau de responsabilité de l'accusé susceptible d'être retenu en justice. Or dans les dispositifs récents

³Accord dont les termes sont au moins aussi intéressants pour les deux parties et strictement plus intéressants pour au moins l'une d'entre elles.

⁴Processus désigné sous le nom de « Play's the Thing (Bayesian) process of learning » (Rasmusen 2007).

d'indemnisation, l'issue de la négociation tend avant tout à dépendre du montant total des préjudices subis. C'est à l'aune du niveau de dommage supporté par la victime et non plus de la faute de l'accusé que le montant d'indemnisation est fixé. De plus, dans ce cadre dit d'indemnisation intégrale (« no-fault law »), un assureur ou un fond d'indemnisation se substitue souvent à la figure de l'accusé. La désignation de cette instance chargée de l'indemnisation est précisée par la loi. La procédure d'indemnisation met ainsi aux prises une victime avec une partie non nécessairement fautive chargée de compenser monétairement la totalité des dommages subis.

Ce système d'indemnisation sans égard à la faute est devenue la norme en Nouvelle-Zélande en 1974 pour tous les « dommages corporels dus à un accident » (Vennell (1976)). Il est particulièrement répandu dans le cadre des accidents de la route. Ainsi dans la plupart des pays européens de droit civil (France, Allemagne, Belgique, Italie, Espagne, Pays-Bas, Autriche), la responsabilité de l'accusé est systématiquement présumée⁵. Les possibilités de la remettre en cause, très encadrées, nécessitent de faire la difficile démonstration de la négligence de la victime. Quatre provinces du Canada ont adopté ce type de procédure tandis qu'aux États-Unis, seize États ont fait de même depuis 1972 (Devlin (2002)). Les pratiques observées au Japon relèvent également en partie de ce type d'approche (Tanase (1990)). La France l'a adopté en 1985 pour les accidents de la route et l'applique partiellement aux accidents médicaux depuis 2002⁶.

Ce changement d'approche du préjudice a tendance à favoriser la victime dans la connaissance du montant d'indemnisation auquel elle a droit. La prise en considération de la douleur ressentie et des conséquences personnelles des dommages va en effet dans ce sens. Certes, les rapports d'expertise transmis à la partie chargée de l'indemnisation (par souci de simplicité, on la désignera désormais comme l'« assureur ») fournissent à celle-ci une information standardisée sur chaque cas. Cependant le principe d'indemnisation intégrale des dommages corporels conduit à l'ouverture d'un droit à l'indemnisation pour les éléments les plus particuliers et personnels, que ces rapports ne permettent pas forcément de traduire. Or un même niveau de dommage aura des répercussions directes et indirectes spécifiques pour la victime et ses proches éventuels. Ainsi la perte de mobilité d'un doigt aura des conséquences différentes selon que la victime est un pianiste professionnel ou un chef d'orchestre. Mais l'assureur n'est pas forcément renseigné à ce niveau de détail, surtout s'il n'a pas la victime comme cliente. C'est précisément cette dimension individuelle que les débats d'un procès vont essayer de mettre en lumière et à l'aune de laquelle le juge fixera l'indemnité de dédommagement. Par conséquent, l'existence d'une hétérogénéité individuelle entre individus présentant le même type de dommage expertisé est hautement vraisemblable tout comme ses conséquences sur l'indemnisation. La valorisation monétaire des différents types de dommages peut par contre être considérée comme publique. En effet des données sur les montants de règlements pas-

⁵Voir la note rédigée à ce sujet par le Parlement européen (Renda et Schrefler (2007)).

⁶Loi du 4 mars 2002 relative aux droits des malades.

sés, notamment judiciaires, sont souvent accessibles⁷ et des rapports sont régulièrement publiés. En outre, les associations de victimes tout comme les avocats assurent une diffusion de l'information. Dans ce cadre d'indemnisation intégrale des dommages, la victime paraît donc bien en mesure de disposer de plus d'informations que l'assureur. Il s'agit donc de déterminer les conséquences de cette situation sur le processus d'indemnisation.

Par rapport au régime de négociation fondé sur la faute, la réparation intégrale du dommage peut se voir comme une inversion du rôle et du degré d'information des deux parties. C'est désormais à l'assureur, victime de l'asymétrie d'information, de proposer le montant amiable tandis que la victime décide de l'opportunité d'aller en justice. Sur le plan formel, les deux structures de négociation peuvent paraître très proches. En effet, dans les deux cas, la proposition amiable est faite par la partie la moins bien informée tandis que la décision d'aller en justice est effectuée par la partie la mieux renseignée. On pourrait donc penser que l'inversion des joueurs dans les modèles d'indemnisation fondés sur la faute suffit pour obtenir un modèle adapté au cadre de l'indemnisation intégrale.

L'inversion des rôles n'est cependant pas totale, l'indemnisation consistant toujours à un transfert monétaire à destination de la victime. Ainsi, dans le modèle fondé sur la faute, la partie qui détermine le montant amiable a pour objectif de maximiser ce montant tandis que l'assureur tente au contraire de le minimiser dans le cadre de l'indemnisation intégrale. D'autre part, le fait que le choix d'entamer ou non des poursuites judiciaires revienne désormais à la seule victime n'est pas neutre. Ainsi dans les modèles de « tort law », le choix d'accepter la proposition amiable est soumis à la partie indemnisatrice. Mais comme le note Nalebuff (1987), le recours effectif à la procédure judiciaire est soumis en pratique à l'approbation des deux parties : la victime qui a initialement proposé un montant amiable a le choix de suivre la décision de l'accusé d'aller en justice ou d'abandonner si cette solution présente une espérance de gain négative. En effet, la victime est libre d'arrêter la procédure à tout moment contrairement à la partie adverse. Enfin les modèles de Sieg (2000) et Nalebuff (1987) reposent sur l'hypothèse d'une distribution des facteurs inobservés similaire pour l'ensemble des individus. Cette hypothèse d'indépendance entre facteurs observés et inobservés peut se justifier dans le cas de la configuration qu'ils étudient : la part de responsabilité dans le dommage commis peut en effet être considérée indépendante du montant total de dommage. Que le dommage total, supposé connaissance commune, soit important ou faible n'a a priori pas d'influence sur la part imputable aux erreurs de l'accusé. Par contre, l'indépendance entre dommage évalué lors de l'expertise et ampleur du dommage inobservé est loin d'être évidente dans le cas de l'indemnisation intégrale. Il est ainsi plus probable qu'un dommage a priori limité

⁷Dans le cas des accidents de la route en France, une telle base de données exhaustive - le fichier des victimes indemnisées de l'AGIRA - est directement accessible à tous : l'interrogation de cette base, initialement possible sur Minitel, l'est désormais sur internet <http://www.victimesindeemisees-fvi.fr/>. Le travail empirique portant précisément sur cette base AGIRA, elle est présentée plus loin et en annexe de manière plus détaillée.

affecte avec une ampleur très variée la vie des victimes qu'un dommage majeur. Ce qui pourrait paraître insignifiant, au point de n'être même pas signalé initialement, peut se révéler en fait très handicapant pour certaines personnes en fonction de leur profession ou de leurs loisirs⁸. Un dommage majeur tendra au contraire à atténuer l'effet de ces variations individuelles. La contribution du dommage inobservé dans le montant d'indemnisation peut donc être d'autant plus importante que le dommage observé est limité. Par conséquent, il paraît nécessaire de développer une approche plus spécifiquement adaptée au processus d'indemnisation intégrale capable de tenir compte des différentes formes potentielles de l'hétérogénéité individuelle. C'est précisément l'objet du modèle développé dans la section suivante.

2 Modèle économique

2.1 Cadre général du jeu

2.1.1 Présentation

On se propose de modéliser le processus de négociation dans un cadre d'indemnisation intégrale avec proposition amiable formulée par l'assureur. Celui-ci peut aboutir à deux types de règlement, notés J , $J \in \{0, 1\}$. Le premier ($J=0$) correspond au versement d'un montant amiable S , l'autre ($J=1$) à la condamnation de l'assureur en justice à verser une indemnité notée I . Le processus est le suivant :

1. *L'assureur fait une offre amiable S .*
2. *La victime accepte ou refuse cette offre amiable.*
 - *Si la victime accepte cette offre ($J=0$), elle reçoit S .*
 - *Si la victime porte l'affaire en justice ($J=1$).*
3. *La justice fixe un montant définitif d'indemnisation I .*

La victime se caractérise par un niveau de dommage X constaté lors de l'expertise. Il est valorisé à un montant moyen $D(X)$ en justice. La victime comme l'assureur disposent de cette valeur qui est ainsi connaissance commune. Une partie des dommages propre à chaque victime et connu d'elle seule peut cependant être omise dans le rapport d'expertise. On émet l'hypothèse que cette hétérogénéité inobservée par l'assureur est valorisée monétairement en justice à un niveau θ , à un terme d'erreur près. L'assureur n'en connaît que la distribution conditionnellement au niveau de dommage X , contrairement à la victime qui dispose de la valeur exacte de θ . On suppose que les deux parties sont neutres vis-à-vis du risque et que leurs motivations sont seulement de nature monétaire : la victime recherche ainsi une indemnisation nette maximale. Elle n'aura recours à la justice que si le gain espéré y est supérieur au montant amiable proposé.

⁸Exemple de la blessure au doigt précédemment mentionné.

2.1.2 L'indemnisation en justice

Les frais de justice

Le recours à la procédure judiciaire s'accompagne de dépenses pour les deux parties⁹ : frais d'avocat, d'expertise... On note ζ^v l'ensemble des frais de justice engagés par la victime pour faire valoir ses intérêts en justice. De manière symétrique, on note ζ^a les montants dépensés par les assureurs pour assurer leur défense. Ces coûts sont supposés constants : ils sont ainsi identiques pour toutes les victimes. Les frais engagés par les victimes peuvent par contre faire l'objet d'une prise en charge totale ou partielle. Deux configurations, non exclusives, sont notamment envisageables : leur prise en charge par une tierce partie ou leur remboursement par la partie adverse. L'existence des dispositifs d'assurance individuelle¹⁰ ou d'aide publique (aide juridictionnelle en France) peut exonérer la victime de ses frais de justice. Elle ne supporte alors que les éventuels frais résiduels excédant le plafond de remboursement. Ces frais sont ainsi de la forme $Max(\zeta^v - e, 0)$ avec e le plafond de prise en charge. Par soucis de généralité du modèle, on admettra que, dans un tel cas d'intervention d'une tierce partie, la notation ζ^v désigne ces frais restants¹¹. Dans le cas d'un remboursement par l'assureur d'un montant exogène C avec $C \leq \zeta^v$, les frais de justice supportés par la victime et l'assureur sont respectivement $\zeta^v - C$ et $\zeta^a + C$.

L'indemnité

Le montant I versé en justice correspond à l'indemnisation du dommage constaté lors de l'expertise et à la valorisation du dommage inobservé. Ainsi l'indemnité fixée en justice pour une victime de type (X, θ) est :

$$I(X, \theta, \mu) = D(X) + \theta + \mu \quad (1)$$

Le terme μ correspond à la part d'aléa dans le jugement rendu. Il s'agit notamment de rendre compte de l'erreur d'appréciation du juge dans l'évaluation monétaire du dommage. On suppose qu'elle est en moyenne nulle et qu'elle ne dépend ni des caractéristiques du cas jugé, ni du juge. Elle est modélisée sous la forme d'une loi normale centrée de variance σ^2 . Ce processus d'indemnisation judiciaire est connaissance commune. Ainsi, l'arbitrage judiciaire du cas d'une victime de type (X, θ) caractérisé par une erreur μ conduit l'assureur à déboursier $I(X, \theta, \mu) + \zeta^a + C$, soit le montant de l'indemnité et des frais de justice dont il doit s'acquitter. Le gain associé pour la victime s'écrit $I(X, \theta, \mu) - (\zeta^v - C)$ et correspond à l'indemnité retranchée des frais de justice revenant à sa charge.

⁹Sans perte de généralité, on suppose que les coûts de négociation à l'amiable sont nuls.

¹⁰De nombreux contrats d'assurance (habitation, automobile, cartes bancaires...) incluent une protection juridique couvrant les frais en cas de litige.

¹¹Cette convention d'écriture permet de traiter de façon parcimonieuse l'intervention d'une partie distincte de la victime et de l'assureur dans le règlement des frais de justice. Le modèle demeure le même, au détriment d'un facteur n'intervenant pas directement dans l'analyse : le montant total des frais de justice engagés par la victime, alors compris entre ζ^v et $\zeta^v + e$.

2.2 Analyse des décisions

La configuration de la négociation en trois phases présentée en 2.1.1 donne initialement la main à l'assureur qui est chargé de proposer un montant amiable S . Il va le choisir de façon à minimiser le coût de l'indemnisation. Mais il doit anticiper la possibilité pour la victime d'aller en justice et tenir compte ainsi du caractère stratégique de la négociation. Les pratiques d'indemnisation en justice constituent le maître étalon de la négociation amiable. C'est par rapport à l'arbitrage judiciaire attendu par les deux parties qu'un arrangement amiable pourra être défini. Le raisonnement est ainsi mené de façon récursive (« backward induction »).

2.2.1 Probabilité p_0 de résolution à l'amiable

L'acceptation ou le refus du montant amiable est le résultat d'un arbitrage entre ce type de règlement et le recours à la justice¹². La procédure judiciaire peut être vue comme un mécanisme révélateur dont l'assureur ne contrôle qu'indirectement le recours. Alors que l'assureur ne connaît qu'imparfaitement les dommages, cette procédure le préserve d'une surévaluation de l'indemnisation, moyennant paiement des frais associés. Le choix du recours à la justice est cependant entre les mains de la victime : l'assureur ne peut l'influencer qu'indirectement par l'intermédiaire de sa proposition d'indemnisation amiable.

Une victime de type (X, θ) peut espérer obtenir en justice un montant final net :

$$\mathbb{E}\left(I(X, \theta, \mu) - (\zeta^v - C) | X, \theta\right) = D(X) + \theta - (\zeta^v - C) \quad (2)$$

La victime ne va donc accepter la proposition amiable que si elle est au moins égale à ce montant espéré en justice. Cela correspond à la configuration $\mathbb{E}\left(I(X, \theta, \mu) - (\zeta^v - C) | X, \theta\right) \leq S$. La probabilité p_0 de survenue de cet événement dépend de la valeur du dommage inobservé de la victime dont l'assureur ne connaît que la distribution. Aux yeux de l'assureur, la probabilité qu'une victime de dommage observé X accepte le montant amiable S est telle que :

$$p_0(S, X) = P\left(\theta \leq S - D(X) + \zeta^v - C | X, S\right) \quad (3)$$

Pour un montant d'indemnisation amiable donné, la probabilité de résolution à l'amiable augmenterait ainsi avec la valorisation des dommages inobservés dans l'offre amiable ($S - D(X)$) mais également avec les frais de justice supportés par les victimes ($\zeta^v - C$). Il convient cependant de tenir compte du caractère stratégique de la proposition amiable de l'employeur.

¹²Phase 2 du processus de négociation présenté en 2.1.1.

2.2.2 L'indemnisation à l'amiable

Le montant d'indemnisation amiable est déterminé par l'assureur en début de procédure et soumis à la victime. L'objectif de l'assureur est de proposer à chaque victime un montant S de manière à ce que le coût d'indemnisation qu'il supporte soit le plus faible possible. La détermination de S repose sur les informations dont dispose initialement l'assureur, à savoir les frais de justice et le niveau de dommage observé X . Pour chaque individu présentant un niveau de dommage observé X , cela correspond à la fonction objectif $\arg \min_S M(X, S)$ où $M(X, S)$ est tel que :

$$\begin{aligned} M(X, S) &= p_0(S, X)S + (1 - p_0(S, X))\mathbb{E}\left(I(X, \theta, \mu) + (\zeta^a + C)|X, S\right) \\ &= p_0(S, X)S + (1 - p_0(S, X))\left(D(X) + \mathbb{E}(\theta|X) + \zeta^a + C\right) \end{aligned} \quad (4)$$

La distribution de l'hétérogénéité inobservée θ joue un rôle crucial dans la détermination du montant amiable S proposé. Pour chaque niveau de dommage X , la solution de la fonction objectif 4 dépend de la forme de cette composante inobservées des dommages qui intervient tant dans le niveau du montant amiable proposé que dans la probabilité p_0 de l'accepter (équation 3). Sa résolution est donc menée en envisageant différentes configurations de distribution de l'hétérogénéité.

2.3 Spécification de l'hétérogénéité

2.3.1 Absence d'hétérogénéité

Dans le cas où le rapport d'expertise parviendrait à retranscrire parfaitement l'intégralité du préjudice de chaque victime, les deux parties disposeraient d'une connaissance parfaite du dommage ($\theta = 0$). Les victimes ne se différencieraient alors que par leur niveau de dommage X . Dès lors que $S(X) \geq D(X) - (\zeta^v - C)$, toutes les victimes de type X sont indemnisées à l'amiable¹³. Ce seuil inférieur est le plus petit montant amiable accepté par toutes les victimes de niveau de dommage X . Proposer plus est une pure perte pour l'assureur, proposer moins conduit l'ensemble des individus à aller en justice ($p_0 = 0$). Or cette seconde solution est plus onéreuse pour l'assureur en raison des frais de justice¹⁴. Par conséquent, la stratégie optimale pour l'assureur consiste à proposer à toutes les victimes de type X un montant amiable $S(X) = D(X) - (\zeta^v - C)$. On démontre par là un résultat mentionné initialement en 1.1 : lorsque l'information est similaire entre les parties, l'indemnisation amiable est un type de règlement Pareto optimal. Elle fournit le même niveau d'indemnisation aux victimes qu'un règlement judiciaire tout en étant strictement plus avantageuse pour l'assureur qui économise un montant équivalent à l'ensemble des frais de justice¹⁴. Sous les conditions précédemment énoncées¹⁵, on ainsi émettre la proposition suivante :

¹³ $\theta = 0$ implique $p_0 = 1$ (voir équation 3).

¹⁴ Le coût moyen par victime de l'indemnisation en justice est $\mathbb{E}\left(I(X, 0, \mu)\right) + \zeta^a + C = D(X) + \zeta^a + C$ tandis qu'il n'est que $D(X) - (\zeta^v - C)$ à l'amiable, soit une différence de $\zeta^v + \zeta^a$ entre les deux procédures.

¹⁵En particulier la neutralité des parties vis-à-vis du risque.

Proposition 1 : en l'absence d'hétérogénéité inobservée, tous les cas se règlent à l'amiable.

2.3.2 Hétérogénéité discrète

Considérons désormais que les victimes de niveau X se différencient par leur niveau de dommage inobservé θ_k , $k \in [1, K]$: elles seront dites de type (X, θ_k) . On suppose que chacun des niveaux d'hétérogénéité est en proportion $p_{\theta_k}(X)$ pour un niveau de dommage observé X donné. Ces différentes grandeurs sont connues des deux parties. Cependant l'assureur ne dispose que de la distribution de l'hétérogénéité pour chaque niveau de dommage observé X : sa valeur exacte θ_k pour une victime donnée lui est inconnue. Dans cette configuration, l'assureur a intérêt à envisager une stratégie combinant règlement à l'amiable et en justice pour chaque niveau de dommage observé. Elle consiste à proposer un montant amiable suffisant pour que l'indemnisation des individus présentant les niveaux d'hétérogénéité les plus faibles se déroule à l'amiable. Elle est fondée sur la proposition d'un montant amiable S indexé sur un certain niveau d'hétérogénéité $\theta_{l(X)}$, $\theta_{l(X)} \in [\theta_1, \theta_K]$. Une telle somme $S(X, \theta_{l(X)}) = D(X) + \theta_{l(X)} - (\zeta^v - C)$ assure la renonciation à toute action en justice des victimes d'hétérogénéité inférieure ou égale à $\theta_{l(X)}$: elle est en effet au moins égale à ce qu'elles peuvent espérer obtenir en justice. Les autres, s'il en reste, entreprendront une procédure judiciaire à l'issue de laquelle l'assureur indemnifiera l'hétérogénéité à sa véritable valeur. Pour l'assureur, le coût moyen d'une telle stratégie est ainsi :

$$M(X, S) = p_0(S, X)S + \left(1 - p_0(S, X)\right) \left(D(X) + \sum_{k>l(X)} p_{\theta_k}(X)\theta_k + \zeta^a + C\right) \quad (5)$$

$$\text{avec } S = S(X, \theta_{l(X)}) = D(X) + \theta_{l(X)} - (\zeta^v - C) \quad (6)$$

Elle est toujours moins coûteuse qu'un recours systématique à la justice¹⁶. En effet, la stratégie combinant les différents types de règlement permet à l'assureur d'économiser au moins un montant $\zeta^v + \zeta^a$ pour l'ensemble des individus présentant le plus bas niveau d'hétérogénéité inobservée.

La résolution de l'équation objectif $\arg \min_S M(X, S)$ revient ainsi à déterminer le niveau d'hétérogénéité $\theta_{l(X)}$ pour lequel la valeur de $M(X, S)$ est minimale. D'après l'équation 5, le niveau $\theta_{l(X)}$ est préféré à tout autre niveau θ_t pour la proposition d'indemnisation amiable dès lors que :

$$\forall t < l(X) \quad \sum_{k \leq t} p_{\theta_k}(X) (\theta_{l(X)} - \theta_t) + \sum_{k \in]t, l(X)]} p_{\theta_k}(X) (\theta_{l(X)} - \theta_k - (\zeta^v + \zeta^a)) \leq 0 \quad (7)$$

$$\forall t > l(X) \quad \sum_{k \leq l(X)} p_{\theta_k}(X) (\theta_t - \theta_{l(X)}) + \sum_{k \in]l(X), t]} p_{\theta_k}(X) (\theta_t - \theta_k - (\zeta^v + \zeta^a)) > 0 \quad (8)$$

Le choix d'un recours plus systématique à la justice permet de réduire les montants accordés à l'indemnisation du dommage inobservé dans la procédure amiable. Cette évolution est illustrée dans l'inéquation 7 par la diminution de $l(X)$ à t du niveau d'hétérogénéité retenu par l'assureur dans

¹⁶Le recours à la justice engendre une dépense moyenne par victime de $D(X) + \sum_{k \in [1, K]} p_{\theta_k}(X)\theta_k + \zeta^a + C$.

sa proposition d'indemnisation¹⁷. Elle affecte notamment les victimes aux dommages inobservés de niveaux strictement inférieurs à ce nouveau seuil t : le règlement amiable qu'elles perçoivent baisse d'un montant égal à la réduction du seuil (première partie du membre de gauche). Le type de règlement ne change que pour les victimes présentant une hétérogénéité comprise entre les deux seuils (seconde partie). Le règlement en justice permet alors à l'assureur d'éviter toute survalorisation de l'hétérogénéité. Le recours à ce mécanisme révélateur a cependant un coût. Dans ce cadre, la probabilité que la proposition amiable soit acceptée est de la forme $p_0(X) = P(\theta - \theta_{l(X)} \leq 0 | X, S(X, \theta_{l(X)}))$. La décision de la victime d'aller en justice ne dépend que de l'écart de son niveau d'hétérogénéité inobservée θ par rapport au niveau d'hétérogénéité $\theta_{l(X)}$ de la proposition amiable optimale pour l'assureur. Dès que le véritable niveau de dommage inobservé est supérieur à celui retenu dans la proposition amiable, le règlement est de type judiciaire. Cependant, la nature stratégique du choix de $\theta_{l(X)}$ fait que l'assureur le fixe au regard des différents paramètres intervenant dans les équations 7 et 8. La probabilité d'un règlement judiciaire dépend ainsi aussi de la distribution du dommage inobservé et des frais de justice :

$$p_0(X) = f(\theta, \theta_{l(X)}) = f(\theta, (\theta_k, p_{\theta_k}), \zeta^v, \zeta^a | X) \quad (9)$$

Pour chaque niveau de dommage X , le recours à la justice tend à augmenter dès lors que conditionnellement à la validité de l'inéquation 8, l'inéquation 7 est vérifiée pour un plus petit niveau d'hétérogénéité. Deux types de phénomènes sont susceptibles d'augmenter le recours à la justice : la réduction des frais de justice à la charge des deux parties et la modification de la distribution de l'hétérogénéité. A hétérogénéité moyenne constante, une part légèrement plus forte de cas de niveaux d'hétérogénéité inférieurs peut en effet suffire à étendre l'utilisation de la procédure judiciaire. L'évolution de cette distribution peut elle-même être décomposée en deux. D'une part, on peut distinguer l'effet de son degré de concentration en un nombre limité de valeurs, un nombre réduit de points de masse augmentant les écarts entre niveaux d'hétérogénéité¹⁸. Or l'intérêt du recours à la justice pour un niveau supplémentaire est d'autant plus fort que la réduction du niveau d'hétérogénéité accordé par l'assureur à l'amiable ($\theta_{l(X)} - \theta_t$) est importante. D'autre part, l'augmentation de la fréquence des niveaux faibles d'hétérogénéité (i.e. ceux associés au règlement amiable) peut également contribuer à renforcer l'attractivité du règlement judiciaire. En effet, un abaissement donné du seuil de valorisation de l'hétérogénéité à l'amiable va alors concerner plus de cas, augmentant d'autant l'ampleur de cette source d'économie pour l'assureur¹⁹. Une telle re-composition de la distribution est ainsi susceptible d'augmenter le nombre de règlements judiciaires.

¹⁷Réciproquement, on peut analyser le membre de gauche de l'inéquation 8 comme l'opposée de l'évolution du coût $M(X, S)$ engendrée par l'élévation du niveau de valorisation de l'hétérogénéité à l'amiable de $l(X)$ à t .

¹⁸Il tend également à accroître les valeurs des probabilités associées non nulles telles que $p_{\theta_{l(X)}(X)}$, potentiellement au détriment de la valeur de $\sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X)$: c'est justement la seconde dimension de l'évolution de la distribution annoncée et analysée immédiatement à la suite.

¹⁹Augmentation de la première partie du membre de gauche des deux inéquations par l'intermédiaire des $p_{\theta_k}(X)$.

L'arbitrage entre le niveau d'hétérogénéité $l(X)$ et son niveau immédiatement inférieur $l(X)-1$ peut aider à mettre en évidence les différents canaux affectant le recours à la justice pour un niveau de dommage observé donné. Le nombre de cas traités en justice augmentera dès lors que :

$$\sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X) (\theta_{l(X)} - \theta_{l(X)-1}) - p_{\theta_{l(X)}}(X) (\zeta^v + \zeta^a) > 0 \quad (10)$$

Cette situation est notamment vérifiée dans les configurations suivantes :

- une réduction des frais de justice $\zeta^v + \zeta^a$ à la charge des deux parties supérieure à
$$\zeta^v + \zeta^a - \frac{\sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X)}{p_{\theta_{l(X)}}(X)} (\theta_{l(X)} - \theta_{l(X)-1})$$
- une recomposition de la distribution de θ à moyenne constante telle que :
 - l'écart de $\theta_{l(X)}$ au niveau d'hétérogénéité de fréquence non nulle immédiatement inférieur augmente de
$$\frac{p_{\theta_{l(X)}}(X)}{\sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X)} (\zeta^v + \zeta^a) - (\theta_{l(X)} - \theta_{l(X)-1})$$
 - la fréquence $\sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X)$ augmente de
$$\frac{p_{\theta_{l(X)}}(X)}{\theta_{l(X)} - \theta_{l(X)-1}} (\zeta^v + \zeta^a) - \sum_{k \leq l(X)-1} p_{\theta_k}(X)$$
 tout en accroissant le nombre total de cas réglés en justice. Soit en notant $p'_{\theta_k(X)}$ les probabilités après recomposition²⁰
$$p_{\theta_{l(X)}} + \sum_{k > l(X)} p'_{\theta_k} - \sum_{k > l(X)} p_{\theta_k} > 0$$

Proposition 2 : en présence d'hétérogénéité inobservée, le recours à la justice est d'autant plus fort que :

1. les frais de justice à la charge des parties sont faibles.
2. le nombre de différentes valeurs prises par l'hétérogénéité est réduit.
3. la fréquence des valeurs faibles de l'hétérogénéité est élevée (sous condition²¹).

2.3.3 Hétérogénéité corrélée au niveau de dommage

Ce cadre théorique peut permettre de rendre compte de faits stylisés tel que la sur-représentation en justice des cas expertisés comme présentant des dommages importants. L'influence du niveau de dommage observé sur le choix de la procédure peut s'exercer par l'intermédiaire des trois canaux précédemment mis en évidence. La sélection des cas de préjudice élevé pour le règlement judiciaire peut ainsi être induite par une diminution des frais de justice avec la gravité du dommage. Cette configuration est cependant très peu vraisemblable en pratique. Les assureurs tendent en effet à rémunérer leurs avocats au nombre de cas traités sur la base d'un prix unitaire fixé préalablement.

²⁰Ces évolutions de la distribution ont lieu à valeur moyenne identique.

²¹Les effectifs des niveaux d'hétérogénéité dont le type de règlement change (règlement en justice plutôt qu'à l'amiable suite à l'évolution de la distribution de l'hétérogénéité) doivent être supérieurs à l'éventuelle diminution du nombre de cas d'hétérogénéité élevée (niveau d'hétérogénéité initialement associé à un règlement en justice) par rapport à la situation de référence initiale.

Si une corrélation existe entre frais de justice et importance du dommage, elle aura même tendance à être positive : les avocats des victimes peuvent en effet proposer que leur rémunération comprenne une part de rémunération variable proportionnelle au montant d'indemnisation final obtenu (honoraire de résultat). Par conséquent, l'origine de cette sur-représentation en justice est plus vraisemblablement à rechercher du côté de l'évolution de la distribution de l'hétérogénéité avec celle du dommage expertisé.

Comme précédemment, deux aspects de cette évolution de la distribution à moyenne constante sont distingués. Avec l'augmentation du niveau de dommage observé, un phénomène de concentration des niveaux d'hétérogénéité est une hypothèse explicative théoriquement envisageable au même titre qu'une augmentation de la fréquence des niveaux d'hétérogénéité faibles avec la gravité du dommage (suivant la forme de la recomposition de la distribution de l'hétérogénéité). Cette dernière hypothèse se distingue des deux autres par la corrélation négative entre dommages observés et dommages inobservés qu'elle suppose²².

Proposition 3 : si une corrélation négative est observée entre dommages observés et inobservés alors on peut considérer que la fréquence des cas de faibles hétérogénéité augmente avec le niveau de dommage observé.

3 Application au cas français des accidents de la route

3.1 Un cas exemplaire d'indemnisation intégrale

Depuis 1985, l'indemnisation des dommages intervenus à la suite d'un accident de la route est régie par la loi Badinter²³. C'est l'un des exemples les plus extrêmes d'encadrement de la procédure de négociation amiable et d'affranchissement de l'idée de faute dans l'indemnisation du dommage. En cas d'accident de la circulation, la législation française reconnaît aux victimes un droit à l'indemnisation pour l'ensemble des dommages qu'elles ont subis. Il tend ainsi à assurer une réparation financière intégrale aux victimes de dommages corporels. Une fois l'état de la victime stabilisé (on parle de « consolidation »), elle fait l'objet d'un examen médical qui évalue les dommages subis. A la suite de celui-ci, l'assureur est tenu de présenter à la victime une offre d'indemnisation qui couvre l'ensemble des éléments de préjudice, économiques comme moraux. Les principaux postes d'indemnisation sont présentés Table 1. La victime peut soit accepter le montant proposé, soit

²²Les deux autres hypothèses ne font pas intervenir de relation entre ces deux grandeurs. On pourrait certes imaginer pour la première une corrélation négative entre frais de justice et dommages observés doublée d'une corrélation positive entre frais de justice et dommages inobservés. Cependant le mode de rémunération des avocats observé en pratique conduit à exclure la possibilité d'une telle configuration.

²³La loi 85-677 du 5 juillet 1985 tendant à l'amélioration de la situation des victimes d'accidents de la circulation et à l'accélération des procédures d'indemnisation (<http://www.legifrance.gouv.fr/texteconsolide/AHEAB.htm>) s'applique à l'ensemble des « victimes d'un accident de la circulation dans lequel est impliqué un véhicule terrestre à moteur ainsi que ses remorques ou semi-remorques, à l'exception des chemins de fer et des tramways circulant sur des voies qui leur sont propres ».

porter l'affaire en justice.

<i>Incapacité temporaire totale (ITT)</i>	Pertes liées à l'incapacité d'exercer l'activité rémunérée durant la période précédant la consolidation (stabilisation de l'état de santé).
<i>Incapacité permanente partielle (IPP-AIPP)</i>	Évaluée à l'issue de la phase de consolidation, elle correspond au handicap physique comme intellectuel amené à perdurer.
<i>Incidence professionnelle</i>	Revenus salariaux que la victime n'a pu recevoir pour des raisons imputables à l'accident.
<i>Pretium doloris</i>	Évalué sur une échelle de 0 (rien) à 7 (très important), il correspond aux souffrances physiques et morales endurées par la victime suite à l'accident.
<i>Préjudice esthétique</i>	Comme le pretium doloris, la disgrâce physique évaluée entre 0 et 7.
<i>Préjudice d'agrément</i>	Se rapporte aux troubles conduisant à la suppression ou à la réduction temporaire ou définitive des activités de loisirs de la victime.

TABLE 1 – Principaux postes d'indemnisation des accidents de la route

La spécificité de la loi Badinter dans le cadre juridique français est qu'elle s'affranchit de l'idée de causalité pour privilégier celui de l'implication (G'Sell-Macrez (2007)). En vertu de ce dernier principe, l'indemnisation des dommages va être prise en charge par les assureurs en présence, la responsabilité de leurs assurés important peu. Ainsi même si une voiture renverse involontairement un piéton qui a commis une imprudence²⁴, l'assureur du conducteur a la responsabilité de l'indemnisation de l'ensemble des dommages corporels, ceux du piéton comme ceux du conducteur et de ses éventuels passagers. L'assurance automobile est en effet obligatoire tandis que le piéton n'est pas forcément assuré tous risques. Si plusieurs assureurs sont impliqués, l'un d'entre eux est désigné pour assurer l'indemnisation, charge à lui de se retourner ensuite vers les autres assureurs. En cas d'impossibilité d'identifier un assureur (fuite du seul véhicule, défaut d'assurance du conducteur), l'indemnisation est prise en charge par un fonds de garantie. Par souci de simplicité, nous désignerons par la suite sous le nom d'assureur cet interlocuteur unique de la victime qui a en charge l'indemnisation, qu'il s'agisse d'un assureur (en représentant d'autres ou non) ou du fonds d'indemnisation.

²⁴Les arrêts rendus à ce sujet par la Cour de cassation mettent en évidence le caractère extrêmement restrictif du champ d'application de la « faute inexcusable » susceptible de remettre en question l'indemnisation (Cour de cassation (1996)).

3.2 La base de données

En vertu de la loi Badinter, un recueil mutualisé des cas d'indemnisation est effectué par les assureurs²⁵. A l'issue de la procédure d'indemnisation, chaque victime fait l'objet d'un enregistrement dans une base de données gérée par l'association pour la gestion des informations sur le risque automobile (AGIRA). Ces fichiers des victimes indemnisées de l'AGIRA permettent de connaître pour les différentes victimes le type de règlement de l'indemnisation et le montant versé. Chacune est caractérisée au moyen de différents postes de préjudices évalués lors de l'expertise (Table 1). Sa date de naissance, son sexe, son revenu annuel sont également collectés tout comme les dates de l'accident, de la consolidation et du règlement. La mauvaise qualité des informations relatives aux frais directs de soin a conduit à étudier une indemnisation correspondant avant tout à celle du préjudice moral et du préjudice physique permanent. Cette restriction ne porte qu'une atteinte très limitée à l'analyse dans la mesure où la prise en charge des soins immédiats relève déjà de la sécurité sociale et des mutuelles : la vocation de la loi Badinter est surtout de permettre l'indemnisation des autres éléments de préjudice. Pour chaque cas, le département et la cour d'appel de rattachement sont connues tout comme les dates d'accident, de consolidation et d'indemnisation. Le travail effectué repose d'ailleurs sur l'utilisation des cas d'indemnisations intervenus entre 2004 et 2006 recensés par l'AGIRA. Les bases annuelles de 2004, 2005 et 2006 ont ainsi été fusionnées pour constituer un ensemble de 80 764 observations exploitables²⁶.

3.3 Traits généraux observés dans l'indemnisation des accidents de la route

L'indemnisation des accidents de la route dans le cadre de la loi Badinter se caractérise par un fort taux de résolution à l'amiable : 94% des cas sont résolus à l'issue de la phase de négociation entre la victime et l'assureur. On retrouve là un trait observé aux États-Unis en particulier dans le cadre des conflits liés aux erreurs médicales²⁷. Cependant la proportion de recours à la justice augmente avec la gravité des dommages (voir Figure 1) : dès que le taux d'incapacité permanente partielle (IPP)²⁸ est supérieur à 7%, plus d'un cas sur dix se règle en justice. Pour les cas les plus graves, le taux de recours à la justice atteint même 20%. Selon la contraposée de la proposition 1 issue de l'analyse théorique, ce constat d'un recours effectif à la procédure judiciaire suggère la présence d'une asymétrie d'information entre victimes et assureurs. Dans le cadre du modèle développé, cette situation se caractérise par une hétérogénéité individuelle non nulle.

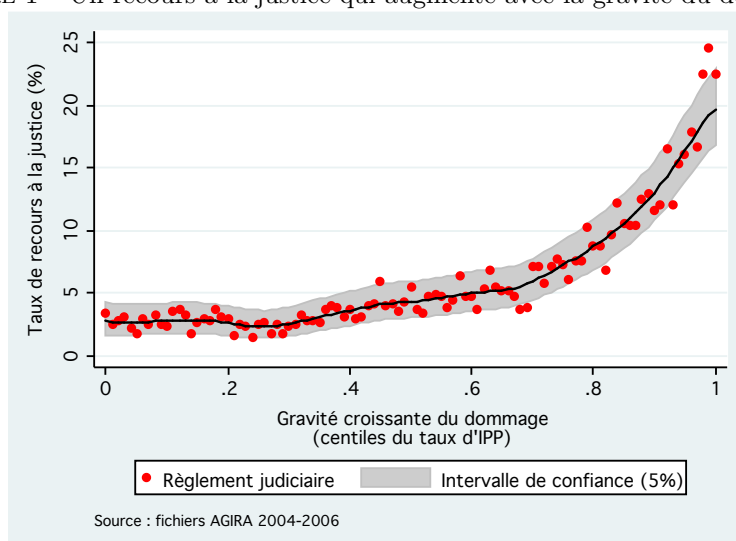
²⁵Article 26 de la loi Badinter : « Sous le contrôle de l'autorité publique, une publication périodique rend compte des indemnités fixées par les jugements et les transactions. »

²⁶Voir détails en annexe A. En dépit du caractère théoriquement exhaustif du fichier AGIRA, certains observateurs soupçonnent une sous-déclaration par les assureurs des cas de dommage très importants. Ces indemnisations maximales interviennent notamment lors de l'attribution d'une indemnité de tierce personne, ces cas ont été exclus de l'analyse (1% des observations).

²⁷Danzon et Lilliard (2000) et Sieg (2000) rapportent des taux de règlement à l'amiable de 93,2% et 92,6%.

²⁸L'indemnisation de l'IPP constitue à elle seule plus de 40% du montant final versé. En ajoutant l'ITT et le pretium doloris, on atteint 90% (voir annexe A Fig.9).

FIGURE 1 – Un recours à la justice qui augmente avec la gravité du dommage



Les cas de gravité modérée sont certes très majoritaires : plus de 90% des victimes ont un taux d'IPP inférieur à 10% et seules 2% d'entre elles présentent un dommage au-delà de 30% d'IPP. Mais les montants perçus en justice sont plus élevés que ceux observés pour les résolutions amiables : moyenne et médiane des indemnités délivrées en justice sont plus de trois fois supérieures (voir annexe A Table 7)²⁹. Les statistiques descriptives recueillies sont cependant conditionnelles au type de règlement final. En effet, les données sur le règlement en justice sont fondés sur les seuls cas qui se sont effectivement conclus à ce niveau : aucun juge n'a eu l'occasion de statuer sur les cas réglés à l'amiable. De façon plus générale, les données de l'Agira ne proposent jamais simultanément les indemnisations proposées à l'amiable et en justice. Même pour les cas réglés en justice qui, par définition, font aussi l'objet d'une propositions amiable, le montant de cette dernière n'est pas enregistré. Dès lors que les dommages des victimes sont différents et que le choix du mode de règlement dépend de paramètres qui jouent également sur les niveaux des indemnités proposées, les statistiques descriptives ne permettent pas de conclure directement sur une éventuelle plus grande prodigalité d'un des types de règlement. En préalable à l'analyse des montants d'indemnisation, il est ainsi indispensable de contrôler les effets de sélection de la procédure de règlement.

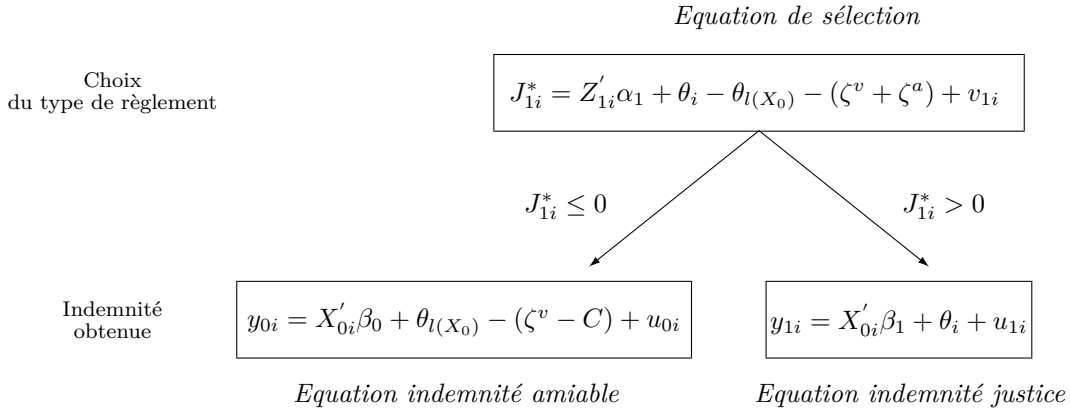
4 Estimations

4.1 Cadre général de l'approche économétrique

Le modèle économétrique proposé repose sur l'estimation simultanée de trois équations correspondant aux différentes étapes du processus de négociation décrit en 2.1.1. Une équation de sélection

²⁹Les caractéristiques observées des cas indemnisés en fonction du type de règlement sont présentées de façon plus détaillée en annexe A Table 5.

FIGURE 2 – Approche économétrique de la séquence des décisions individuelles



de type probit modélise la probabilité d’aller en justice (étape 2) tandis que les équations d’indemnité prennent respectivement pour variable expliquée l’indemnité versée à l’amiable (étape 1) et en justice (étape 3). Représentée de façon synthétique par la Figure 2, cette approche conduit à estimer une forme réduite du modèle théorique.

Les équations d’indemnité ont vocation à mesurer l’influence de différents facteurs explicatifs sur la détermination des montants d’indemnisation (exprimés sous forme logarithmique) amiable (y_{0i}) et judiciaire (y_{1i}). Ils correspondent aux montants des transferts entre assureurs et victimes. Ainsi le montant y_{1i} ne tient-il pas compte des éventuels frais de justice restant à la charge de la victime. Notés X_0 , les facteurs explicatifs comprennent les différentes variables issues de l’expertise médicale qui définissent le niveau de dommage observé. Leurs effets sur chaque type de règlement sont mesurés par les paramètres β_0 et β_1 . A l’amiable, un montant d’indemnisation des dommages inobservés est fixé à $\theta_{l(X_0)}$ pour chaque niveau de dommage observé. Ce n’est qu’en justice qu’ils font l’objet d’une rémunération individualisée θ_i .

L’arbitrage entre règlement à l’amiable et règlement en justice a été modélisé par l’intermédiaire de la probabilité $p_0(X)$ présentée équation 9. Dans le cadre de l’estimation, ce processus est approché sous la forme d’une équation de sélection. Elle distingue les victimes i acceptant la transaction à l’amiable ($J_{1i} = 0$) de celles qui vont en justice ($J_{1i} = 1$). La variable latente associée à cette équation est notée J_{1i}^* : lorsque $J_{1i}^* \leq 0$, les cas se règlent à l’amiable pour un montant y_{0i} . Dans le cas contraire, la victime obtient y_{1i} en justice. Les deux montants d’indemnisation ne sont jamais connus simultanément. Or la propension à aller en justice dépend directement du surplus d’indemnisation attendu par la victime par rapport au montant proposé à l’amiable. L’équation de sélection a justement pour fonction de tenir compte du caractère endogène de l’observation à l’amiable ou en justice d’un montant donné d’indemnisation. Il s’agit ainsi de corriger les biais

susceptibles d'affecter les estimations des paramètres des équations d'indemnité. Si les variables caractérisant l'ampleur du dommage constaté ne sont pas supposées avoir d'effet direct sur le choix de la procédure, elles peuvent néanmoins avoir un effet indirect en étant liées soit aux frais de justice, soit à la distribution de l'hétérogénéité inobservée. Ainsi, le véritable effet β des variables sur le montant de l'indemnisation ne peut être estimé qu'une fois contrôlé leur potentiel effet α_1 dans le choix de la procédure. Les variables explicatives Z_1 de la probabilité de recours à la justice incluent donc celles de X_0 du montant d'indemnisation.

L'erreur d'appréciation des juges correspond au terme résiduel u_1 de l'équation d'indemnité. Les autres résidus, tout en ne faisant pas forcément l'objet d'une telle assise structurelle (voir 2.1.2), sont également supposés suivre des lois normales. Elles sont censées refléter l'effet des différentes imprécisions conditionnellement aux données disponibles. Les termes résiduels des trois équations sont ainsi modélisés sous la forme d'une loi normale multivariée d'espérance nulle et de matrice de variance-covariance telle que :

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_0\sigma_0 & \rho_1\sigma_1 \\ \rho_0\sigma_0 & \sigma_0^2 & 0 \\ \rho_1\sigma_1 & 0 & \sigma_1^2 \end{pmatrix} \right)$$

Dans la matrice de variance-covariance, les corrélations entre les résidus u_0 et u_1 des équations d'indemnité ne sont pas identifiées³⁰. Une valeur nulle est imposée à cette corrélation, choix en partie guidé par l'hypothèse d'exogénéité des erreurs d'évaluation commises par les juges.

L'identification de ce type de modèle est assurée par la spécification des corrélations entre les résidus des différentes équations. Pour autant, il est préférable que l'équation de sélection comprenne au moins une variable exclue des autres équations au titre de condition identifiante. Une telle variable agissant sur la décision d'aller en justice sans participer à la détermination du montant des indemnités est d'autant plus difficile à trouver que toutes les caractéristiques recueillies le sont dans la perspective d'évaluer la valeur du préjudice à réparer. La mobilisation de données antérieures au titre des anticipations potentielles des victimes n'ayant pas eu l'effet recherché³¹, cette quête d'une variable d'exclusion s'est finalement concentrée sur deux familles de variables : l'une relative aux caractéristiques locales, l'autre relative au jour de l'accident.

L'information relative à la localisation départementale a permis d'introduire des caractéristiques locales très variées susceptibles de n'influencer que le recours à la justice. La distribution de la population départementale au sein des catégories socio-professionnelles (notamment celle

³⁰Un seul montant d'indemnisation est en effet disponible pour chaque observation : les cas réglés en justice se sont certes préalablement vus proposer un montant à l'amiable mais les bases AGIRA ne fournissent que le montant d'indemnisation final.

³¹Utilisation des 14 576 cas d'indemnisation de 2001.

des artisans commerçants) s'était initialement révélée comme une variable d'exclusion potentielle. Cependant, outre la difficulté à expliquer le mécanisme sous-jacent à un tel effet, l'effet de cette variable ne s'est finalement pas avéré aussi robuste qu'espéré. La substitution des données de l'Enquête Emploi 2004 par celles du recensement³² pour la constituer n'a pas permis de confirmer son statut de variable d'exclusion. Les nombreuses tentatives d'utilisation d'autres caractéristiques départementales³³ se sont révélées infructueuses. Conformément à la modélisation retenue, aucune des variables relatives à l'offre juridique locale et donc aux éventuelles variations des frais de justice ne s'est révélée être une candidate crédible au statut de variable d'exclusion³⁴. De plus, leur caractère souvent non significatif paraît confirmer l'idée d'un montant limité de ces frais et de leur faible influence sur la décision de recourir ou non à la justice (cf. 2.1.2).

L'analyse du choix de la procédure selon le moment de l'accident a révélé un taux de recours à la justice nettement supérieur pour ceux intervenus le week-end et plus particulièrement le dimanche (Figure 3). Le fait d'avoir eu un accident le dimanche constitue le facteur agissant le plus clairement de façon exclusive sur l'équation de sélection. Son effet sur les montants d'indemnité se révèle non significatif contrairement à celui observé dans l'équation de choix du type de règlement³⁵. Affectant plus fréquemment des jeunes³⁶, il s'agit moins souvent de conducteurs (23.4% le dimanche contre plus de 30% en semaine). Même après contrôle de ces facteurs et des autres caractéristiques disponibles, cet effet du jour de l'accident continue à accroître significativement le recours à la justice. Parmi les interprétations potentielles de ce phénomène, on peut imaginer que la population sélectionnée par ces accidents dominicaux se distingue par des activités de loisirs plus importantes, une plus grande sensibilité au préjudice esthétique... Dans tous les cas, la présence de cette variable d'exclusion renforce la procédure d'identification du modèle.

Les autres variables explicatives sont communes à toutes les équations. A l'exception de celles relatives à l'âge, au sexe, à l'année de l'accident et au statut de conducteur, elles caractérisent directement le niveau de dommage observé lors de la visite médicale. Les degrés de préjudice des différents postes (IPP, *pretium doloris*, durée d'ITT, préjudices esthétique et d'agrément), l'âge, le sexe, l'année de règlement du litige sont ainsi mobilisés. Le niveau d'IPP est croisé avec l'âge, le préjudice esthétique avec le sexe. Introduites dans la forme réduite de l'équation de sélection, ces variables sont notamment censées rendre compte de l'ampleur de l'écart de valorisation de l'hétérogénéité entre l'indemnisation amiable et l'indemnisation en justice par rapport aux éventuels frais

³²Caractéristiques de population pour l'année de référence 2006 issues des enquêtes annuelles 2004-2008.

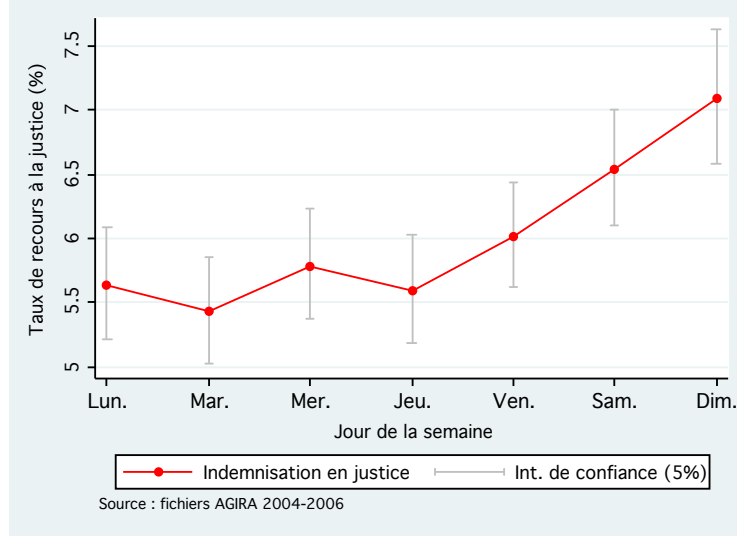
³³Densité de population, part de ruraux, d'immigrés, de retraités, d'inactifs, de chômeurs, fréquence des vols...

³⁴Les frais de justice interviennent non seulement dans l'équation de sélection mais également dans l'indemnité amiable (Figure 2). Parmi les variables introduites : le nombre d'avocat, de tribunaux par habitants dans le département ou le ressort de la cour d'appel, la durée moyenne des procédures. Sources : Ministère de la Justice (2005), Ministère de la Justice (2006), Moreau (2006), Observatoire du Conseil national des Barreaux (2008).

³⁵Les alternatives potentielles relatives à l'ensemble des jours fériés, aux week-end simples ou prolongés ne se sont pas révélées aussi convaincantes que l'indicatrice associée aux seuls accidents intervenus un dimanche.

³⁶32% des victimes d'accident le dimanche ont entre 16 et 29 ans contre moins de 25% en semaine.

FIGURE 3 – Un taux de recours à la justice variable selon le jour de l'accident



de justice. L'hétérogénéité individuelle inobservée est par définition non mesurée lors de l'expertise médicale tandis qu'aucune information n'est directement disponible sur les frais de justice. Par conséquent, on utilise comme approximation, faute de mieux, l'ensemble des variables disponibles dont les caractéristiques des dommages observés. C'est dans ce cadre qu'est menée l'estimation du modèle à trois équations.

4.2 Approche sous l'hypothèse d'une hétérogénéité exogène

On envisage dans un premier temps une hétérogénéité de type exogène. La détermination de la distribution de ces dommages inobservés est menée en utilisant la méthode proposée par Heckman et Singer (1984), initialement destinée aux modèles de durée. L'hétérogénéité est modélisée en considérant un ensemble de valeurs θ_k ($k=1, \dots, K$) et leurs probabilités associées p_{θ_k} , la valeur du premier point de support étant fixée à 0. Ces points de support et leur fréquence sont introduits dans l'équation de sélection et l'équation d'indemnité en justice. Cette dernière équation doit permettre d'identifier les différents niveaux d'hétérogénéité. On suppose que la valorisation des caractéristiques observées est similaire à l'amiable et en justice ($\beta_0 = \beta_1$), les indemnités ne se distinguant que par la valorisation de l'hétérogénéité et la prise en compte de l'impact des frais de justice à la charge de la victime (Fig. 2). Le niveau θ_l indemnisé à l'amiable, non isolé, est ainsi une composante de la constante dans l'équation d'indemnité amiable, au même titre que les éventuels frais de justice restant à la charge de la victime. En notant $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_K)'$ et $p_\theta = (p_{\theta_1}, \dots, p_{\theta_K})'$, le modèle estimé a pour vraisemblance :

$$L(\alpha_1, \beta_1, \theta, p_\theta) = \prod_{i/J_{1i}=0} \left[\sum_{k=1}^K p_{\theta_k} L_{0i}(\alpha_1, \beta_1, \theta_k) \right] \prod_{i/J_{1i}=1} \left[\sum_{k=1}^K p_{\theta_k} L_{1i}(\alpha_1, \beta_1, \theta_k) \right] \quad (11)$$

avec :

$$L_{0i}(\alpha_1, \beta_1, \theta_k) = \frac{1}{\sigma_0} \varphi\left(\frac{y_{0i} - X'_{0i}\beta_1}{\sigma_0}\right) \left(1 - \Phi\left(\frac{Z'_{1i}\alpha + \theta_k + \frac{\rho_0}{\sigma_0} u_{0i}}{\sqrt{(1 - \rho_0^2)}}\right)\right)$$

$$L_{1i}(\alpha_1, \beta_1, \theta_k) = \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{y_{1i} - X'_{0i}\beta_1 - \theta_k}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{Z'_{1i}\alpha + \theta_k + \frac{\rho_1}{\sigma_1} u_{1i}}{\sqrt{(1 - \rho_1^2)}}\right)$$

La détermination du nombre optimal K de niveau d'hétérogénéité est effectué par itération : on commence par estimer le modèle avec un seul point de support³⁷, puis on rajoute des niveaux d'hétérogénéité supplémentaires jusqu'à ce qu'on ne constate plus d'amélioration flagrante de la vraisemblance du modèle. On retient la configuration comprenant trois points de support. On note $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ les points de support ordonnés par valeur croissante.

Les résultats du modèle économétrique présentés Table 2 vont dans le sens de l'approche théorique développée, les résultats de l'estimation du modèle étant compatibles avec ceux effectivement observés. Un recours à la justice, même peu fréquent, est bien moins coûteux pour l'assureur qu'une indemnisation amiable générale ($\theta_l = \theta_3$). La procédure judiciaire apparaît cependant souvent plus onéreuse qu'une sur-indemnisation de l'hétérogénéité inobservée. En étalonnant le montant amiable proposé sur les niveaux d'hétérogénéité inférieurs, les économies réalisées dans les cas $\theta_l = \theta_2$ et $\theta_l = \theta_1$ sont respectivement :

$$\Delta_{\theta_2} = (1 - p_{\theta_3})(\theta_3 - \theta_2) - p_{\theta_3}(u_1 - u_0)$$

$$\Delta_{\theta_1} = (1 - p_{\theta_2} - p_{\theta_3})(\theta_3 - \theta_1) - (p_{\theta_2} + p_{\theta_3})(u_1 - u_0)$$

Selon l'estimation des paramètres, le choix de $\theta_l = \theta_2$ s'avère être la solution la plus économique avec $\Delta_{\theta_2} = 0.85$ (contre $\Delta_{\theta_1} = 0.77$). Seuls les cas présentant une hétérogénéité individuelle de niveau maximal se règlent en justice, les victimes de niveau d'hétérogénéité θ_1 étant indemnisées à l'amiable comme si elles étaient de type θ_2 . Cette stratégie d'indemnisation conduit à un taux moyen de recours à la justice de $\sum_{k=l+1}^K p_{\theta_k} = p_{\theta_3} = 8.46\%$, du même ordre que celui effectivement observé (6%). On peut en outre noter que, conformément au modèle théorique³⁸, ce niveau maximal prend une valeur particulièrement élevée par rapport aux autres : l'hétérogénéité de deuxième niveau accroît l'indemnité de 31% contre 127% pour celle de troisième et dernier niveau.

En dépit de son adéquation à l'approche théorique, le modèle précédemment estimé ne peut être considéré qu'insatisfaisant. Il repose en effet sur une double hypothèse discutable : le caractère exogène de l'hétérogénéité et la valorisation identique des dommages à l'amiable et en justice. Or l'interprétation proposée pour expliquer les différences de caractéristiques entre cas réglés à

³⁷La distribution de l'hétérogénéité est alors dite dégénérée puisque ce point de support a par définition une valeur nulle identique pour tous.

³⁸Cf. la justification de la proposition 2b en 2.3.2.

TABLE 2 – Résultats de l'estimation du modèle de type Heckman-Singer

	Sélection		Indemnité	
			amiable	justice
<i>IPP</i>	-0.2841 (0.4792)		11.3619*** (0.07145)	
<i>IPP</i> ²	0.6945 (0.6482)		-10.8002*** (0.1289)	
<i>PretiumDoloris</i>	-0.05868 (0.04819)		0.4010*** (0.005563)	
<i>PretiumDoloris</i> ²	0.2857*** (0.08611)		-0.2786*** (0.01208)	
<i>ITT = 0 jours</i>	ref		ref	
<i>ITT</i> ∈ [0; 30[0.1234*** (0.03852)		0.1497*** (0.003435)	
<i>ITT</i> ∈ [30; 90[0.0888** (0.03866)		0.3822*** (0.003559)	
<i>ITT</i> ∈ [90; 180[0.1781*** (0.04429)		0.5905*** (0.004530)	
<i>ITT</i> ≥ 180	0.2402*** (0.04432)		0.7758*** (0.005332)	
<i>Agrement</i>	0.2062*** (0.02270)		0.1307*** (0.003013)	
<i>Agrement</i> ²	-0.1367*** (0.02002)		-0.09504*** (0.002659)	
<i>PrjEsthetique</i>	0.0588 (0.03745)		0.2072*** (0.004304)	
<i>PrjEsthetique</i> ²	-0.8909 (1.0340)		-4.304*** (0.1357)	
<i>PrjEsth * Homme</i>	-0.0933*** 0.02453		-0.03032*** (0.002947)	
<i>IPP * (Age[0; 15[)</i>	-0.03082 0.6560		0.8350*** (0.08426)	
<i>IPP * (Age[15; 30[)</i>	-0.2995 (0.3613)		-0.02237 (0.06183)	
<i>IPP * (Age[30; 45[)</i>	ref		ref	
<i>IPP * (Age[45; 60[)</i>	0.2492 (0.3724)		-0.2927*** (0.05703)	
<i>IPP * (Age[60; 75[)</i>	0.6918 (0.4209)		-1.8155*** (0.06072)	
<i>IPP * (Age ≥ 75)</i>	0.4599 (0.7034)		-1.5861*** (0.07927)	
<i>Age</i>	0.6113 (0.4181)		0.7642*** (0.04091)	
<i>Age</i> ²	-1.3819*** (0.4726)		-0.9443*** (0.04343)	
<i>Homme</i>	0.07158** (0.03218)		0.07567*** (0.003094)	
<i>Conducteur</i>	0.1120*** (0.02774)		0.001735 (0.002922)	
<i>Dimanche</i>	0.1175** (0.04879)		-0.00149 (0.004822)	
Constante	-5.4656*** (0.4468)	6.5461*** (0.04403)	6.9150*** (0.04460)	
θ_2	0.3064*** (0.01085)			
θ_3	1.2677*** (0.02283)			
$p\theta_2$	0.4257*** (0.01015)			
$p\theta_3$	0.08460*** (0.00422)			

N 80 764 75 929 4 835
 Écarts-type entre parenthèse (* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$). Le modèle inclut également des variables de contrôle pour l'année de règlement, les autres jours de la semaine (ref : mardi), la composition sociale du département (part de retraités, de CS4 et CS6)

l'amiable et en justice³⁹ s'appuie justement sur la corrélation entre dommages observés et hétérogénéité individuelle. D'autre part, l'hypothèse de valorisation identique n'est pas vérifiée. On peut le mettre en évidence au moyen du raisonnement par l'absurde suivant. Si l'hétérogénéité est indépendante des dommages observés, elle n'est susceptible d'affecter que les constantes et le résidu des équations d'indemnité⁴⁰. En ne faisant plus apparaître explicitement les niveaux d'hétérogénéité et en relâchant la contrainte d'égalité des paramètres à l'amiable (β_0) et en justice (β_1), la vraisemblance du modèle à trois équations devient :

$$L(\alpha_1, \beta_0, \beta_1) = \prod_{i/J_{1i}=0} L_{i0}(\alpha_1, \beta_0) \prod_{i/J_{1i}=1} L_{i1}(\alpha_1, \beta_1) \quad (12)$$

Les résultats de cette estimation sont présentés Table 3. La constante des équations d'indemnité est plus élevée en justice qu'à l'amiable conformément à la supériorité du niveau d'hétérogénéité des individus ayant recours à cette première solution. Mais la valorisation des dommages observés présente également de nettes différences. En effet, l'indemnisation des différents postes de préjudice en justice est alors inférieure d'un tiers à celle obtenue à l'amiable (Fig. 4 gauche). Robuste à l'introduction des autres caractéristiques observées (Fig. 4 droite), un tel résultat paraît contradictoire. Il suggère que le modèle n'est pas à l'équilibre, les assureurs ayant tendance à surindemniser les différents postes de dommage. Pour autant, le montant total de l'indemnité touché par les victimes tend au contraire à être plus élevé en justice (Fig. 5) : dans près de deux tiers des cas⁴¹, l'indemnité proposée en justice est significativement supérieure (au seuil 5%) à l'indemnité amiable. Par conséquent, une part significative de l'indemnité judiciaire semble échapper à cette approche et cette part tend à être d'autant plus important que le dommage observé est limité.

Deux résultats issus de l'estimation de l'équation de sélection de la procédure judiciaire sont susceptibles d'indiquer l'origine potentielle de ces phénomènes. D'une part, le résidu de cette équation est négativement corrélé avec l'équation d'indemnité judiciaire : $\rho_1 = -0.1744$, significatif au seuil 5%. Par conséquent, des éléments inobservés influençant positivement la décision d'aller en justice affectent négativement l'indemnité reçue lors de ce type de règlement. D'autre part, le niveau des dommages observés (Table 3, 1^{ère} colonne) joue un rôle significatif dans l'équation de sélection, contrairement aux attentes issues du modèle théorique. L'apparente sous-estimation de leur effet dans l'équation d'indemnité judiciaire pourrait ainsi s'expliquer par l'existence d'une hétérogénéité individuelle négativement corrélée aux dommages. Celle-ci biaiserait négativement l'estimation de l'effet des dommages observés dans l'équation d'indemnité judiciaire. Par conséquent, il semble nécessaire d'envisager que l'hétérogénéité inobservée soit corrélée négativement avec les dommages observés.

³⁹En particulier, la sur-représentation des cas de dommages importants en justice.

⁴⁰On a d'ailleurs utilisé précédemment cette propriété pour l'estimation de l'indemnité amiable.

⁴¹Le taux d'IPP est inférieur à 5% dans 60% des cas.

TABLE 3 – Modèle 3 équations

	Sélection	Indemnité	
		amiable	justice
<i>IPP</i>	2.3701*** (0.3134)	11.8287*** (0.07398)	8.4442*** (0.2325)
<i>IPP</i> ²	-3.426*** (0.4676)	-11.2037*** (0.1123)	-6.8645*** (0.3510)
<i>PretiumDoloris</i>	0.1727*** (0.03336)	0.3998*** (0.005528)	0.2697*** (0.02831)
<i>PretiumDoloris</i> ²	-0.05617 (0.05482)	-0.2806*** (0.01094)	-0.1235*** (0.04187)
<i>ITT = 0jours</i>	ref	ref	ref
<i>ITT</i> ∈ [0; 30[0.2753*** (0.02462)	0.1534*** (0.003525)	-0.09403*** (0.02605)
<i>ITT</i> ∈ [30; 90[0.2735*** (0.02477)	0.3937*** (0.003803)	0.1370*** (0.02496)
<i>ITT</i> ∈ [90; 180[0.3022*** (0.02788)	0.5911*** (0.004874)	0.2996*** (0.02644)
<i>ITT</i> ≥ 180	0.4203*** (0.02855)	0.8118*** (0.005763)	0.5045*** (0.02688)
<i>Agrement</i>	0.2676*** (0.01331)	0.1471*** (0.003497)	0.1002*** (0.0127)
<i>Agrement</i> ²	-0.1903*** (0.01178)	-0.1092 (0.003136)	-0.0677*** (0.01021)
<i>PrjEsthetique</i>	0.042* (0.02406)	0.1945*** (0.004975)	0.1503*** (0.01846)
<i>PrjEsthetique</i> ²	-0.2163 (0.7024)	-3.8701*** (0.1722)	-2.0908*** (0.4826)
<i>PrjEsth * Homme</i>	-0.05391*** (0.01178)	-0.02169*** (0.003276)	-0.03225*** (0.01148)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [0; 15])	0.3729 (0.428)	0.9718*** (0.1244)	1.1045*** (0.2812)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [15; 30])	-0.6688*** (0.2099)	-0.05737 (0.0578)	0.1404 (0.1403)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [30; 45])	ref	ref	ref
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [45; 60])	0.2595 (0.2187)	-0.2065*** (0.05836)	-0.4818*** (0.1496)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [60; 75])	-0.01472 (0.2829)	-1.8677*** (0.06948)	-1.4779*** (0.2067)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> ≥ 75)	-0.4402 (0.4367)	-1.8125*** (0.08799)	-1.1335*** (0.3898)
<i>Age</i>	-0.12 (0.249)	0.7257*** (0.04183)	1.6548*** (0.2174)
<i>Age</i> ²	-0.5376* (0.2821)	-0.8959*** (0.04510)	-1.9032*** (0.2573)
<i>Homme</i>	0.03651* (0.02005)	0.07463*** (0.00316)	0.1089*** (0.01818)
<i>Conducteur</i>	0.05031*** (0.01711)	-0.00521* (0.002987)	0.04705*** (0.01439)
<i>Dimanche</i>	0.07047** (0.02954)	-0.00546 (0.005150)	0.02178 (0.02492)
Constante	-5.8904*** (0.2770)	6.4999*** (0.04393)	7.7693*** (0.3243)
σ		0.3596*** (0.000933)	0.4493*** (0.007433)
ρ_0		0.1216*** (0.01564)	
ρ_1			-0.1744** (0.08799)
N	80 764	75 929	4 835

Écarts-type entre parenthèse (* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$). Le modèle inclut également des variables de contrôle pour l'année de règlement, les autres jours de la semaine (ref : mardi), la composition sociale du département (part de retraités, de CS4 et CS6)

FIGURE 4 – Sous-indemnisation en justice des dommages observés (à gauche), de l'ensemble des caractéristiques observées (à droite). Ecart relatif en fonction de la gravité du dommage.

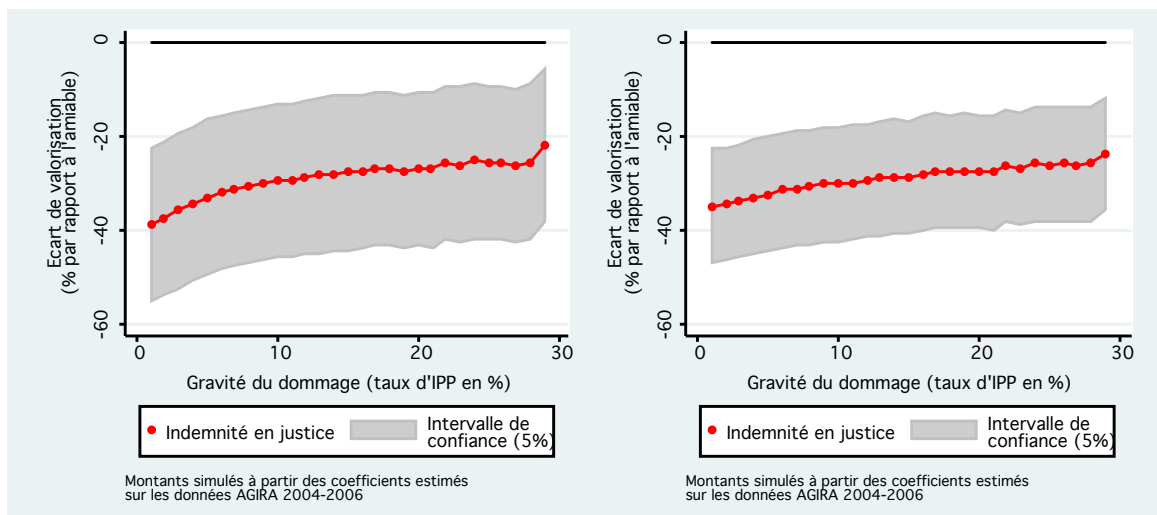
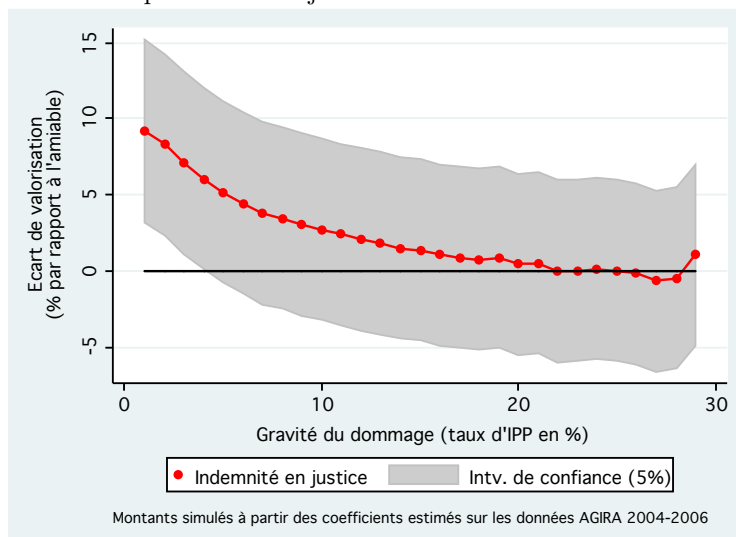


FIGURE 5 – Des indemnités plus fortes en justice dans les cas de faibles dommages (écart relatif)



4.3 Vers une hétérogénéité corrélée au niveau de dommage

Dès lors que l'hypothèse d'indépendance entre dommages observés et inobservés est relâchée, les paradoxes résultant de la précédente estimation sont susceptibles d'être résolus. Selon la proposition 3 (voir 2.3.3), une corrélation négative entre les deux dimensions du dommage est bien un effet attendu du modèle théorique et correspond à une configuration du modèle capable d'expliquer les phénomènes observés. Supposons des niveaux d'hétérogénéité θ_k similaires pour tous les niveaux de dommage, seule la fréquence $p_{\theta_k}(X)$ d'appartenance à ces différents niveaux variant avec le niveau de dommage X . La diminution de la fréquence des niveaux élevés d'hétérogénéité avec l'augmentation de la gravité du dommage observé (ie si $\forall X_1 > X_2, p_{\theta_k}(X_1) < p_{\theta_k}(X_2)$) peut alors conduire à la corrélation négative observée. Rappelons que les deux autres configurations possibles n'aboutissaient pas à ce type de corrélation. Ce cadre théorique permet non seulement d'expliquer la sur-représentation en justice des cas de dommages observés importants mais également la sous-estimation de la valeur des coefficients dans l'équation d'indemnisation judiciaire.

4.3.1 Stratégie d'estimation

L'estimation d'un modèle empirique capable d'identifier cette corrélation entre dommages observés et inobservés s'avère difficile. S'inspirant de van Praag, Frijters, et Ferrer-i Carbonell (2003), la stratégie retenue repose sur l'exploitation des différentes composantes de l'indemnité⁴². Chaque indemnité est en effet la somme de l'indemnisation de différents postes de préjudice. Ceux-ci font l'objet d'une évaluation au moyen d'indices lors de l'expertise mais également d'une évaluation monétaire tant à l'amiable qu'en justice. La stratégie d'estimation repose sur l'hypothèse de la similarité des effets de l'hétérogénéité inobservée sur les différentes composantes de l'indemnité. La décomposition de l'hétérogénéité inobservée en hétérogénéité partielle associée à chaque poste de préjudice permet d'envisager son identification dans l'équation d'indemnité en justice⁴³. On appréhende l'hétérogénéité θ comme un facteur commun à chacune des six postes d'indemnisation IS_z telle que l'indemnité judiciaire totale soit telle que :

$$y_1 = I(IS_1, \dots, IS_6, \theta) \quad \text{avec} \quad IS_z = IS_z(X_{0_z}, \theta) \quad (13)$$

Une corrélation entre les montants attribués pour chaque poste indépendamment de l'évaluation médicale pour le poste en question correspondrait à l'hétérogénéité inobservée corrélée aux dommages. La validité de cette approche repose cependant sur une hypothèse forte de décomposition de la dimension individuelle inobservée des préjudices de façon proportionnelle dans chacune de ses composantes. On ne prétend pas ici capter de façon parfaite l'effet de l'hétérogénéité individuelle. Il s'agit avant tout de tester empiriquement son effet potentiel dans le cas où elle est corrélée aux

⁴²Cette stratégie empirique a été initialement mise en oeuvre par Le Corre et Séraphin (2008) dans le cadre de leur mémoire de Master composé de notre mémoire de fin d'étude ENSAE (Solignac, Potempa, Le Corre, et Séraphin (2008)) augmenté d'une estimation de ce type.

⁴³La composante individuelle inobservée du dommage n'est indemnisée à sa juste valeur qu'en justice.

dommages observés.

En pratique, l'analyse est menée pour les trois principaux postes de préjudice : les indemnités d'IPP, d'ITT et de *pretium doloris* qui composent 90% de l'indemnité totale⁴⁴. Le modèle économétrique développée sous hypothèse d'absence d'hétérogénéité (équation 12) est estimé pour chacun des postes de préjudice. L'estimation de leur indemnisation tient compte de la sélection de la procédure et du niveau de dommage pour le poste étudié⁴⁵. L'analyse en composante principale (ACP) des résidus des équations de justice révèle que le premier axe d'analyse explique 76.76% de leur variance totale. Un paramètre $\hat{\theta}$ correspondant à cette part des résidus estimés⁴⁶ est créé et introduit dans l'équation d'indemnité en justice du modèle général basé sur l'indemnité totale. Cette grandeur est supposée refléter l'effet de l'hétérogénéité inobservée sur chacun des montants d'indemnisation, et en particulier sur le montant d'indemnisation total. Encore une fois, insistons sur le caractère approximatif de l'approche tant sur le plan théorique que sur sa réalisation empirique. C'est moins l'exactitude de la mesure du phénomène que le type d'effet qu'il engendre qui nous intéresse ici⁴⁷. La prise en compte du paramètre $\hat{\theta}$ dans l'équation d'indemnité de justice s'apparente à la procédure de correction des biais de sélection proposé par Heckman (Heckman (1976), Heckman (1979)). Le coefficient de régression associé au terme correctif $\hat{\theta}$ est une covariance pondérée entre les erreurs des différents postes d'indemnités et le terme d'erreur de l'indemnité totale. Cette variable explicative additionnelle a ainsi pour mission de corriger le biais dû à la probable corrélation, du fait de l'hétérogénéité, entre chaque terme d'erreur des postes d'indemnités et celui de l'indemnité totale.

4.3.2 Résultats de l'estimation du modèle

L'insertion du paramètre de correction $\hat{\theta}$ dans l'équation d'indemnité judiciaire du modèle économétrique (équation 12) modifie comme attendu l'estimation des coefficients (voir Table 8 en annexe C). Son effet significativement négatif (au seuil 1%) témoigne de l'effet potentiel de l'hétérogénéité individuelle corrélée aux dommages observés. La prise en compte de celle-ci tend effectivement à rapprocher les valeurs des coefficients estimés pour les équations d'indemnité amiable et judiciaire. La valorisation monétaire des dommages observés est désormais équivalente dans les deux procédures, voire même supérieure en justice (Fig. 6). Cette meilleure valorisation est limitée aux dommages les moins graves. Elle concerne moins les dommages proprement dits évalués au moyen des cinq postes de préjudice (Fig. 6, gauche) que la prise en compte des autres caractéristiques observées des victimes tels que l'âge, le sexe, le statut de conducteur (Fig. 6, droite). Les indem-

⁴⁴Seule une minorité de cas bénéficie d'une indemnisation du préjudice esthétique tandis que le préjudice d'agrément et les autres préjudices ne sont pas accompagnés d'indices médicaux.

⁴⁵L'arbitrage entre amiable et justice ne concerne plus qu'un poste de préjudice particulier. Les seuls indices médicaux conservés dans les équations d'indemnité sont ceux du poste en question. Voir détails en annexe C.

⁴⁶Le coefficient est appliqué à la valeur absolue de la somme des résidus. Dans le cas où l'un des préjudices est nul, il est appliqué à la somme des autres, bien que ces cas n'aient pas participé à l'estimation.

⁴⁷La distinction de différents $\hat{\theta}_X$ selon le niveau de dommage observé ne change pas fondamentalement la nature des résultats.

nités totales amiables et judiciaires sont similaires au seuil 5%, à l'exception des cas de gravité les plus extrêmes (Fig. 7). L'apparente moindre indemnisation en justice une fois prise en compte les constantes des équations d'indemnité peut potentiellement s'expliquer par la valorisation amiable des dommages inobservés. En effet, les paramètres $\theta_{l(X_0)}$ n'étant pas distingués, la constante de l'équation d'indemnité amiable intègre la valeur moyenne de ceux-ci. Au final, ces différents résultats empiriques tendent à valider l'approche théorique fondée sur une hétérogénéité individuelle négativement corrélée aux dommages observés. En dépit du caractère approximatif de la dernière estimation, les résultats obtenus vont bien dans le sens attendu d'une correction à la hausse de la valorisation des dommages en justice.

FIGURE 6 – Indemnisation judiciaire comparable voire supérieure des dommages observés (à gauche), de l'ensemble des caractéristiques observées (à droite). Ecart relatif en fonction de la gravité du dommage.

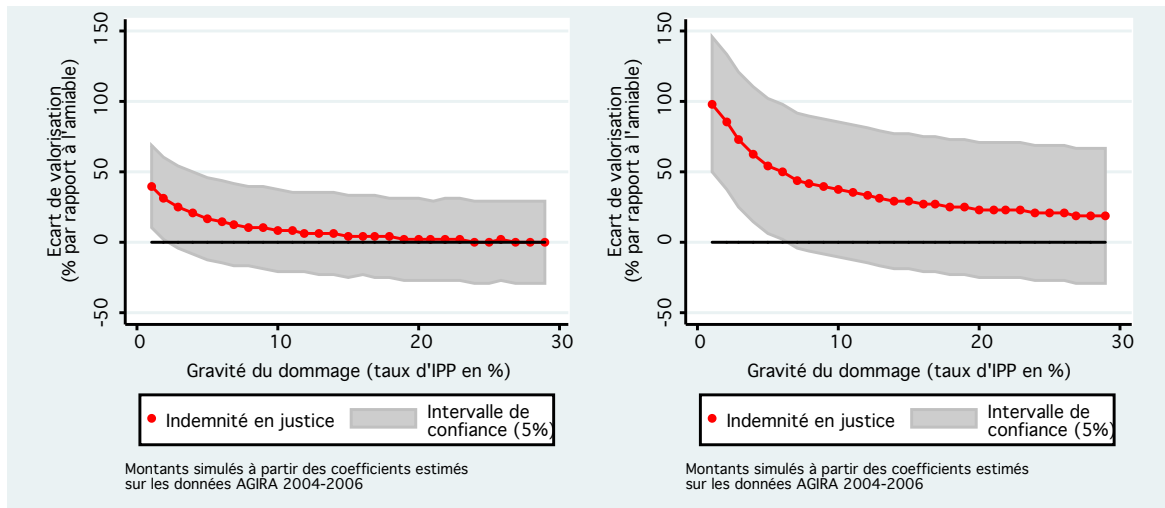
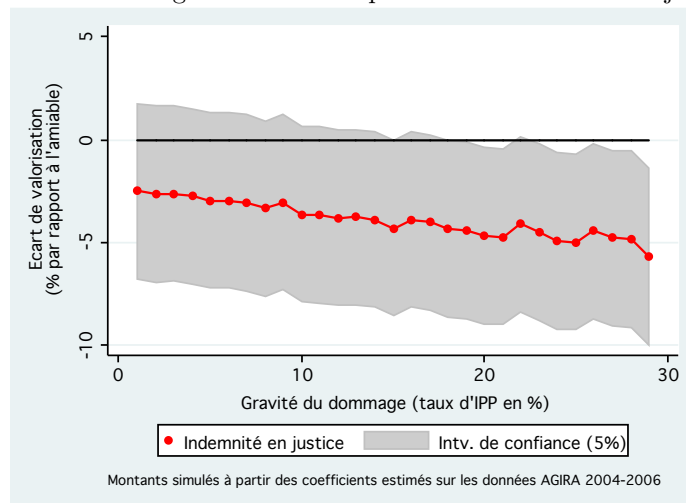


FIGURE 7 – Une indemnisation globalement comparable à l'amiable et en justice (écart relatif)



4.4 Discussion des résultats : les explications alternatives

Les résultats empiriques obtenus tendent à valider le modèle explicatif proposé fondé sur la corrélation négative entre les dimensions observées et inobservées des dommages corporels. Outre son caractère réaliste, cette explication se distingue par son caractère parcimonieux, permettant de rendre compte tant du recours différencié à la justice que de l'apparente moindre valorisation en justice des différents postes de dommages observés. Cela n'exclut pas pour autant la pertinence d'autres explications alternatives, extérieures au cadre théorique proposé⁴⁸. On se bornera ici à mentionner certaines pistes qui pourraient mériter d'être discutées plus en avant.

La durée des procédures d'indemnisation, et la dépréciation associée du montant final obtenu, ne sont pas directement prises en compte dans le modèle proposé. Or l'écart de durée entre les procédures amiables et judiciaires, et la variabilité de celui-ci selon la gravité des dommages, pourraient être susceptibles d'expliquer le recours plus fréquent à la justice des cas graves. En effet, dès lors que la durée de règlement amiable est courte pour les dommages mineurs, le recours à la justice peut être d'autant plus coûteux. Ainsi, la durée médiane de règlement en justice des cas les moins grave (premier décile d'IPP) est 3.5 fois plus élevée que leur durée médiane de règlement amiable⁴⁹. Pour les cas les plus graves (dernier décile d'IPP)⁵⁰, cette durée n'est multipliée que par 2.8. Ce coût relatif de recours à la justice, par sa corrélation négative avec le niveau de dommage, pourrait également être susceptible de rendre compte de la moindre indemnisation en justice des différents postes de dommages. Reste qu'en l'absence de dimension inobservée du dommage, la durée relative de l'indemnisation se présente comme une fonction directement liée au niveau de dommage. Tout en étant supporté par la seule victime, le coût de différer l'indemnisation par le recours à la justice est dans ce cas aussi bien connu de la victime que de l'assureur. Par conséquent, l'assureur devrait être capable d'ajuster à la baisse le montant amiable proposé pour chaque niveau de dommage afin de prendre en compte ce coût additionnel de recours à la justice. Ainsi, si cette dépréciation est parfaitement connue, tous les cas devraient se régler à l'amiable (proposition 1). En pratique, le montant final d'indemnisation est supposé compenser cette dépréciation temporelle. Il est de plus courant qu'une première avance soit versée aux victimes avant même la date de consolidation. La durée différenciée des procédures selon la gravité du dommage ne constitue pas en elle-même une explication alternative. Ce n'est qu'en cas d'incertitude sur la durée, associée à une asymétrie d'information entre les parties, qu'elle peut potentiellement le devenir.

De façon plus générale, le relâchement des hypothèses du modèle qui président à la modélisation des préférences des agents est susceptible d'ouvrir vers d'autres voies d'explications des phénomènes observés. Les hypothèses autour de la neutralité des agents vis-à-vis du risque peuvent ainsi être

⁴⁸Ce point a notamment été soulevé par Sebastian Bervoets lors de la conférence LAGV 2014.

⁴⁹Pour les cas d'IPP inférieure à 2%, la durée médiane de règlement amiable est de 156 jours contre 540 en justice.

⁵⁰Pour les cas d'IPP supérieure à 10%, les durées médianes de règlement sont de 308 jours contre 873.

remises en question. Dans le cas où les assureurs croiraient à tort à une aversion au risque des victimes, leur proposition de règlement amiable susciterait une insatisfaction d'autant plus grande que le dommage est important. Les assureurs devraient cependant être capable de corriger leur hypothèse au regard des règlements passés. La perception des montants monétaires par chacune des parties, notamment les victimes, peut jouer un rôle dans le processus d'indemnisation. En proposant à la victime de choisir d'accepter un montant amiable ou d'engager une procédure judiciaire, le caractère gratuit de la première solution peut la faire préférer au-delà même du strict arbitrage coût-bénéfice étudié (Shampanier, Mazar, et Ariely (2007)). La définition des préférences de chaque partie peut également être discutée. Si la fonction objectif de l'assureur peut se réduire à une optimisation de nature strictement monétaire, celle des victimes est susceptible d'intégrer d'autres éléments. On ne peut exclure que la procédure judiciaire puisse être recherchée pour elle-même en tant que moyen de reconnaissance des dommages subis dans le cas d'accidents graves.

5 Conclusion

Le développement du principe d'indemnisation intégrale tend à bouleverser le champ de l'indemnisation des dommages corporels. La reconnaissance extensive des préjudices sans égard aux fautes va de paire avec un changement de la partie chargée de l'indemnisation. Avec un assureur en charge de la proposition amiable, la connaissance des préjudices par cette partie indemnistrice constitue l'élément clef du processus d'indemnisation. Déterminant le montant amiable proposé, elle concourt au choix de la procédure d'indemnisation et à l'éventuel recours au mécanisme révélateur que constitue la justice. Les traditionnels modèles d'analyse développés dans le cadre de la responsabilité délictuelle ne paraissent pas adaptés à ce nouveau cadre de réparation des préjudices. En s'appuyant sur la procédure française d'indemnisation des accident de la route, cet article propose un modèle d'analyse alternatif du processus d'indemnisation intégrale. Il repose notamment sur l'idée d'une corrélation négative entre dommages observés et inobservés par l'assureur. Les résultats empiriques obtenus tendent à valider cette approche, le modèle développé s'avérant capable de rendre compte des observations de manière satisfaisante.

Le dispositif d'indemnisation instauré par la loi Badinter, au-delà d'être un des cas les plus extrêmes d'affranchissement de la faute, constitue une source d'information particulièrement privilégiée par le recueil administratif de données qui l'accompagne. Il ne fournit pas pour autant accès à l'ensemble des connaissances des deux parties sur le dommage. Au même titre que l'assureur, l'utilisateur des données AGIRA ne dispose que d'un nombre limité de variables issues de l'expertise médicale. La nécessité de recourir à une modélisation des comportements stratégiques des victimes et des assureurs naît de ce contexte d'information imparfaite. A défaut d'une capacité prédictive du modèle au niveau individuel, plusieurs enseignements peuvent néanmoins être tirés de

ce nouveau cadre. Tout d'abord, aucune conclusion ne peut être tirée de la prodigalité supposée des procédures amiables et judiciaires sur la seule base de statistiques descriptives. En effet, le choix de la procédure dépend directement de caractéristiques individuelles qui ne sont pas forcément connues. Pour un niveau de dommage observé donné, seuls les individus disposant de la plus forte hétérogénéité individuelle iraient en justice afin de s'assurer de son indemnisation intégrale. Les autres verraient leurs dommages inobservés valorisés à un niveau équivalent ou supérieur à celui qui leur serait proposé en justice. La distribution de l'hétérogénéité déterminerait ainsi le processus de négociation. Sa corrélation négative avec les dommages observés serait d'ailleurs à l'origine de la sur-représentation en justice des cas les plus graves.

En dépit de l'apparente adéquation du modèle aux observations, ce travail présente néanmoins certaines limites. La qualité des estimations proposées du modèle théorique peut notamment être sujette à la critique. Outre le caractère toujours discutable des formes réduites retenues dans l'estimation, l'ampleur des biais affectant l'indemnisation en justice et l'indemnisation amiable ne fait ici l'objet que d'une approximation. L'effet de l'hétérogénéité inobservée sur l'indemnité amiable n'est ainsi pas isolé. D'autre part, la dimension temporelle et la potentielle aversion au risque des victimes n'ont pas été envisagées dans la présente approche. Si le travail mené met en évidence la pertinence de l'explication retenue, il n'exclut pas la possibilité d'une explication alternative. Enfin, la procédure judiciaire a été simplifiée. Dans la distinction entre première instance et appel éventuel, la dimension inobservée des dommages ne paraît pas être l'élément déterminant. Néanmoins une telle extension du modèle a été développée et sa forme réduite à cinq équations a fait l'objet de tentatives d'estimation.

Finalement, ce travail met en évidence un principe souvent opposé par les juristes aux économistes s'intéressant à leur domaine : chaque cas est unique. C'est d'autant plus vrai dans le cadre de l'indemnisation intégrale des dommages corporels où la règle d'une décision sur mesure adaptée au cas par cas est en vigueur. "Ubi lex distinguit, distinguere debemus" : quand la loi prévoit des distinctions, le juge, et a fortiori l'économiste qui prétend analyser ses décisions, se doivent de les effectuer. Cette étude contribue cependant à montrer que l'unicité de chaque cas, loin d'éliminer la pertinence des approches économiques, requière au contraire une mobilisation d'autant plus importante de ses outils pour accéder à une compréhension globale du processus de règlement des conflits.

A Compléments sur la base de données AGIRA

Ce travail a été mené à partir des bases de données AGIRA répertoriant les cas indemnisés en 2004, 2005 et 2006. Elles comportent respectivement 27713, 29621 et 26658 observations, chaque observation correspondant à une victime indemnisée.

SEXE	1 (Masculin) 2 (Féminin)	DSUR	Date de survenance (AAAAMMJJ)
GAIN	Gains annuels en francs	DNAI	Date de naissance de la victime
QUAL*	0 (Membre de la famille transporté) 1 (Tiers transporté) 2 (Conducteur) 3 (Passager) 4 (Cycliste) 5 (Piéton) 6 (Non conducteur sans autre précision)	DCON	Date de consolidation (AAAAMMJJ)
IPRO	Incidence professionnelle 1 (oui) 2 (non)	DEPA	Département
ATRA	Accident du travail 1 (oui) 2 (non) 3 (sans objet)	NVIL	Nom de la ville de juridiction
DTRA	Date de règlement AAAAMMJJ	JURI	Code de la ville de juridiction
NAPP	Nature de l'appréciation 0 (Transaction amiable) 1 (Transaction amiable) 2 (Tribunal d'instance) 3 (Tribunal de grande instance) 4 (Appel) 5 (Tribunal de police) 7 (Correctionnel) 8 (Appel) 9 (Transaction amiable) A (DJ 1er degré) B (Appel) C (Civil 1er degré) D (Pénal 1er degré) F (Civil Appel) G (Pénal Appel)	APEL	Code cour d'appel
		TAIP	Taux d'IPP (0-100)
		INIP	Indemnité IPP
		FMED*	Frais médicaux
		FHOS*	frais d'hospitalisation
		FPRO*	frais de prothèses
		DUIT*	durée d'ITT en jours
		MOIT*	ITT
		INTP	tierce personne (montant)
		DEEN	degré du pretium doloris (1-7)
		INSE	pretium doloris (montant)
		DEPE	degré du préjudice esthétique (1-7)
		INPE	préjudice esthétique (montant)
		INPA	préjudice agrément (montant)
		INAU	Autres (montant)
		RSMO	Recours organismes sociaux (montant)

FIGURE 8 – Liste des variables. Celles suivie du signe * ne sont pas renseignées par toutes les compagnies d'assurance.

La base agrégée constituée de 81 182 observations exclut celles présentant une indemnité de tierce personne ainsi que celles n'ayant pas le champ département renseigné ou ne correspondant pas à la France métropolitaine. Il s'agit de moins de 2% des observations. D'autre part, l'élimination des doublons conduit à une base de 80 764 cas.

Un important travail de recodification et de construction de variables mieux adaptées a été effectué. Les différentes procédures ont été regroupées en deux catégories : règlement à l'amiable, règlement en justice. Les variables associées au degré de pretium doloris et de préjudice esthétique

ont été recodées de manière uniforme⁵¹. Le recodage a également porté sur certaines modalités aberrantes, en particulier au niveau de la date de naissance. En outre, certaines des variables se sont avérées mal renseignées par les assureurs et n'ont pu être mobilisées dans l'analyse. Il s'agit de frais médicaux, d'hospitalisation et de prothèse. Plusieurs variables ont également été construites. Certaines par combinaison des variables de la base telle que le degré de préjudice d'agrément et l'indemnité totale obtenue en sommant l'indemnité IPP, ITT, de préjudice esthétique, de pretium doloris, de préjudice d'agrément ainsi que les "autres indemnités" (Figure 9). Pour faciliter l'estimation des modèles, certaines variables ont été recalibrées par un facteur 10 ou 100. Le degré d'IPP, l'âge et le carré du degré de préjudice esthétique ont été divisés par 100 tandis que le carré du degré de pretium doloris a été divisé par 10. Ces ajustements sont à prendre en compte dans l'interprétation des paramètres des régressions. Les grandeurs d'origine sont par contre conservées pour les statistiques descriptives.

FIGURE 9 – Décomposition de la variable préjudice d'agrément (à gauche); Part des différents postes de préjudices dans l'indemnité totale (Données AGIRA 2004-2006)

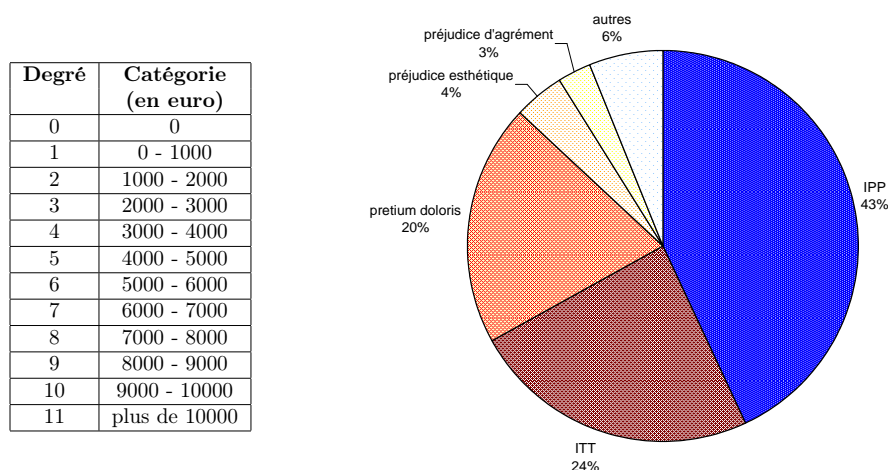


TABLE 4 – Indemnités reçues (euro) selon le régime d'indemnisation (Données AGIRA 2004-2006)

	Effectif	Moyenne	Médiane	1 ^{er} decile	9 ^e decile	Écart-type
Amiable	75 929	11 382	5 051	2 246	21 700	37 078
Justice	4 835	37 619	17 394	5 000	80 982	93 013

⁵¹Par exemple, deux individus ayant un degré 1 de préjudice esthétique pouvaient être initialement repérés sous deux codes différents : " 1 " ou " 10 ".

TABLE 5 – Tableau synthétique des caractéristiques des cas réglés à l’amiable ou en justice

			Moyenne	Ecart-type	Médiane	10e centile	90e centile
Indemnité totale	Montant	Amiable	11 382	37 078	5 051	2 246	21 700
		Justice	37 619	93 013	17 394	5 000	80 982
IPP	Taux (%)	Amiable	4.5	5.5	3	2	10
		Justice	9	9.5	5	2	20
Pretium Doloris	Montant	Amiable	4 816	14 123	2 050	1 000	8 800
		Justice	15 083	34 228	5 150	1 600	32 360
ITT	Durée	Amiable	78	187	23	0	190
		Justice	212	378	90	0	550
Préjudice esthétique	Montant	Amiable	2 670	24 888	350	0	5 788
		Justice	10 580	75 854	2 445	0	23 083
Préjudice d'agrément	Montant	Amiable	0.5	0.8	0	0	2
		Justice	1.1	1.15	1	0	3
Autres préjudices	Montant	Amiable	465	1 250	0	0	1 500
		Justice	1 449	2 472	800	0	3 500
Age	années	Amiable	321	2 433	0	0	652
		Justice	1 914	5 460	0	0	5 000
Règlement	Durée	Amiable	652	13 173	0	0	800
		Justice	3 058	14 399	200	0	5 557
Consolidation	Durée	Amiable	43	19	41	19	70
		Justice	38	17	36	18	62
Règlement	Durée	Amiable	370	438	304	122	632
		Justice	618	789	416	178	1 096
Règlement	Durée	Amiable	312	377	196	48	696
		Justice	934	728	765	241	1 817

Données AGIRA 2004-2006. Unités : montants en euros, durées en jours.

B Vraisemblance du modèle simple à trois équations

B.1 Structure générale de la vraisemblance

Le calcul de la vraisemblance du modèle présenté Figure 2 est effectué sans distinguer les paramètres relatifs à l'hétérogénéité inobservées et aux frais de justice. Il est cependant tout à fait possible de les faire apparaître en décomposant le résidu. Dans ce cadre, $J_{1i}^* = Z'_{1i}\alpha_1 + v_{1i}$. Si $J_{1i}^* > 0$ alors $J_{1i} = 1$ et le log du montant de l'indemnité finalement touchée est $Y_i = y_{0i} = X'_{0i}\beta_0 + u_{0i}$. Si $J_{1i}^* \leq 0$ alors $J_{1i} = 0$ et $Y_i = y_{1i} = X'_{1i}\beta_1 + u_{1i}$. La contribution à la vraisemblance d'un individu i est telle que :

$$\begin{aligned} L_i &= [P(Y_{1i} = y_{1i}, J_{1i} = 1)]^{1\{J_{1i}=1\}} [P(Y_{0i} = y_{0i}, J_{1i} = 0)]^{1\{J_{1i}=0\}} \\ &= [P(Y_{1i} = y_{1i})P(J_{1i} = 1|Y_{1i})]^{1\{J_{1i}=1\}} [P(Y_{0i} = y_{0i})P(J_{1i} = 0|Y_{0i})]^{1\{J_{1i}=0\}} \end{aligned}$$

Soit φ la densité de la loi normale centrée réduite. Alors $P(Y_{ji} = y_{ji}) = \frac{1}{\sigma_j} \varphi\left(\frac{y_{ji} - X'_{ji}\beta_j}{\sigma_j}\right)$ avec $j=0$ ou $j=1$. D'autre part, $P(J_{1i} = 1|Y_{1i}) = P(v_{1i} > -Z'_{1i}\alpha_1|Y_{1i})$.

B.2 Calcul de $P(J_{1i}|Y_{1i})$

On pose $Cov(v_{1i}, u_{1i}) = \rho_1\sigma_1$ d'où $\begin{pmatrix} v_{1i} \\ Y_{1i} \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ X'_{1i}\beta_1 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_1\sigma_1 \\ \rho_1\sigma_1 & \sigma_1^2 \end{pmatrix}\right)$.

$$\text{Si } \begin{pmatrix} X \\ Y \end{pmatrix} \sim N\left(\begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_Y \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \Sigma_{XX} & \Sigma_{XY} \\ \Sigma_{YX} & \Sigma_{YY} \end{pmatrix}\right)$$

alors $(X|Y) \sim N(\mu_X + \Sigma_{XY}\Sigma_{YY}^{-1}(Y - \mu_Y), \Sigma_{XX} - \Sigma_{XY}\Sigma_{YY}^{-1}\Sigma_{YX})$

On a donc $(v_{1i}|Y_{1i}) \sim N\left(\frac{\rho_1}{\sigma_1}u_{1i}, 1 - \rho_1^2\right)$. Ainsi $P(J_{1i} = 1|Y_{1i}) = \int_{-a_1}^{+\infty} \varphi(w_i)dw_i = \Phi(a_1)$ avec $a_1 = \frac{Z'_{1i}\alpha_1 + \frac{\rho_1}{\sigma_1}u_{1i}}{\sqrt{(1-\rho_1^2)}}$. Par symétrie, on obtient $P(J_{1i} = 0|Y_{0i}) = 1 - \Phi\left(\frac{Z'_{1i}\alpha_1 + \frac{\rho_0}{\sigma_0}u_{0i}}{\sqrt{(1-\rho_0^2)}}.$

B.3 Formule de la vraisemblance

$$L_i = \left[\frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{y_{1i} - X'_{1i}\beta_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{Z'_{1i}\alpha_1 + \frac{\rho_1}{\sigma_1}u_{1i}}{\sqrt{(1-\rho_1^2)}}$$

C Compléments sur la stratégie de correction de l'hétérogénéité

La stratégie de correction de l'hétérogénéité passe par l'estimation du modèle présenté équation 12 pour chacun des trois postes d'indemnisation retenus : l'IPP, le pretium doloris et l'ITT. Par rapport à l'estimation générale effectuée pour l'indemnité totale, seules les équations d'indemnité sont modifiées. Outre le changement de variable expliquée, les seules variables explicatives relatives au dommages qui sont conservées sont celles correspondant au poste de préjudice analysé. Une représentation synthétique de ces estimations est fournie Table 6.

TABLE 6 – Sélection de paramètres du modèle estimé pour chacun des trois postes d'indemnisation

Modèle	Equation	N	IPP	IPP ²	Pr.dol.	Pr.dol. ²	ITT ∈ [0;30[ITT ∈ [30;90[ITT ∈ [90;180[ITT ≥ 180	Dimanche
IPP	Sélection	80688	0.521	-1.166*	0.382***	-0.31***	0.23***	0.286***	0.35***	0.453***	0.070**
	Amiable	75869	25.042***	-27.281***							0.001
	Justice	4819	17.822***	-16.744***							0.014
Pr.dol.	Sélection	79494	2.032***	-2.442***	0.423***	-0.402***	0.283***	0.250***	0.269***	0.391***	0.065**
	Amiable	74705			0.575***	0.144***					0.002
	Justice	4789			0.262***	0.315***					-0.005
ITT	Sélection	53444	3.499***	-3.496***	0.150***	0.055	-0.153***	-0.172***	-0.204***	-0.182***	0.069**
	Amiable	49150					-1.253***	0.063**	0.88***	1.884***	-0.028
	Justice	4294					-1.329***	-0.317***	0.341***	1.19***	-0.064

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Les modèle incluent également dans toutes les équations les variables de contrôle pour l'âge, l'âge au carré, le sexe, le statut de conducteur, l'année de règlement, les autres jours de la semaine (ref : mardi), la composition sociale du département (part de retraités, de CS₄ et CS₆). Les équations de sélection incluent en plus les évaluations de tous les autres postes de préjudice (d'agrément, esthétique) et les variables croisées : préjudice esthétique avec le sexe, IPP avec l'âge.

L'analyse des résidus des équations d'indemnité en justice est menée sur les 4 249 cas présentant un montant d'indemnisation non nul pour chacun des trois postes. La matrice de variance-covariance de leurs résidus respectifs :

$$\begin{matrix} & IPP & ITT & Pr.dol. \\ \begin{matrix} IPP \\ ITT \\ Pr.dol. \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.19 & 0.08 & 0.05 \\ 0.09 & 1.06 & 0.10 \\ 0.05 & 0.10 & 0.15 \end{pmatrix}
 \end{matrix}$$

La projection de ces résidus sur les trois axes de l'analyse en composante principale (ACP) donne les résultats suivants :

TABLE 7 – Résultats de l'analyse en composante principale (ACP) des résidus

Axe	Valeur propre	Différence	Inertie expliquée (%)	Cumul (%)
1	1.08	.	76.85	76.85
2	0.21	0.88	14.65	91.50
3	0.12	0.09	8.5	100

TABLE 8 – Modèle corrigé de l'hétérogénéité inobservée corrélée aux dommages observés

	Sélection	Indemnité	
		amiable	justice
<i>IPP</i>	-0.1615 (0.3373)	11.5688*** (0.07552)	7.6069*** (0.2459)
<i>IPP</i> ²	-1.0804* (0.5639)	-11.0245*** (0.1149)	-7.1334*** (0.3906)
<i>PretiumDoloris</i>	0.5483*** (0.03998)	0.4050*** (0.005528)	0.6044*** (0.03075)
<i>PretiumDoloris</i> ²	-0.5398*** (0.06163)	-0.3041*** (0.01121)	-0.5114*** (0.04608)
<i>ITT = 0jours</i>	ref	ref	ref
<i>ITT</i> ∈ [0; 30[0.1816*** (0.02332)	0.1444*** (0.003648)	0.4044*** (0.02296)
<i>ITT</i> ∈ [30; 90[0.1034*** (0.02475)	0.3846*** (0.003932)	0.5436*** (0.02254)
<i>ITT</i> ∈ [90; 180[0.03571 (0.02958)	0.58*** (0.005023)	0.644*** (0.02467)
<i>ITT</i> ≥ 180	0.0893*** (0.03241)	0.7841*** (0.005935)	0.8651*** (0.02531)
<i>Agrement</i>	0.2358*** (0.01326)	0.1247*** (0.003497)	0.2179*** (0.01037)
<i>Agrement</i> ²	-0.16*** (0.01164)	-0.09363*** (0.003168)	-0.1487*** (0.008942)
<i>PrjEsthetique</i>	-0.02724 (0.02483)	0.1945*** (0.005079)	0.1144*** (0.01913)
<i>PrjEsthetique</i> ²	2.1798*** (0.7252)	-3.9615*** (0.1743)	-0.5762 (0.5325)
<i>PrjEsth * Homme</i>	-0.0388*** (0.01442)	-0.01789*** (0.003341)	-0.03205*** (0.01136)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [0; 15[)	0.2042 (0.4158)	0.9269*** (0.1246)	1.0019*** (0.3030)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [15; 30[)	-0.4696** (0.1986)	0.03538 (0.05809)	-0.5855 (0.1479)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [30; 45[)	ref	ref	ref
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [45; 60[)	-0.01242 (0.2041)	-0.1854*** (0.05890)	-0.3856** (0.1549)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> [60; 75[)	-0.08332 (0.2767)	-1.7476*** (0.07044)	-0.9144*** (0.214)
<i>IPP</i> * (<i>Age</i> ≥ 75)	-0.5432 (0.4092)	-1.6164*** (0.09008)	-1.5629*** (0.3543)
<i>Age</i>	0.2034 (0.2414)	0.7534*** (0.0432)	1.35*** (0.2017)
<i>Age</i> ²	-0.7448*** (0.2765)	-0.9027*** (0.04664)	-1.7829*** (0.234)
<i>Homme</i>	0.004229 (0.01919)	0.07233*** (0.003266)	0.08693*** (0.01655)
<i>Conducteur</i>	0.02563 (0.01637)	-0.00908*** (0.003081)	0.07136*** (0.01355)
<i>Dimanche</i>	0.06079** (0.02954)	-0.00916* (0.00531)	0.06577*** (0.02347)
Constante	-5.8657*** (0.2681)	6.6447*** (0.04533)	5.1325*** (0.2450)
Correction			-0.2841*** (0.0057)
σ		0.3746*** (0.001207)	0.6688*** (0.01237)
ρ_0		-0.6756*** (0.01334)	
ρ_1			0.9427*** (0.00371)
N	80 764	75 929	4 835

Écarts-type entre parenthèse (* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$). Le modèle inclut également des variables de contrôle pour l'année de règlement, les autres jours de la semaine (ref : mardi), la composition sociale du département (part de retraités, de CS4 et CS6)

Références

- BEBCHUK, L. (1984) : “Litigation and Settlement under Imperfect Information,” *RAND Journal of Economics*, 15(3).
- CALABRESI, G. (1970) : *The Costs of Accidents. A Legal and Economic Analysis*. Yale University Press.
- COUR DE CASSATION (1996) : “Arrêt du 10 novembre 1995 rendu par l’Assemblée Plénière (accompagné d’extraits du rapport de Monsieur le Conseiller Yves Chartier et des conclusion du Premier avocat général M. Michel Jéol),” *Bulletin d’information de la Cour de cassation*, (421).
- DANZON, M., ET L. LILLIARD (2000) : “Settlement out of court : the disposition of medical malpractice claims,” *Journal of Legal Studies*, 108(51).
- DEFFAINS, B. (1997) : “L’analyse économique de la résolution des conflits,” *Revue française d’économie*, 12(3).
- DEVLIN, R. (2002) : “Determinants of no-fault insurance measures,” *Journal of Insurance Risk and Insurance*, 69(4).
- G’SSELL-MACREZ, F. (2007) : “La faute du conducteur victime et la causalité,” *Revue Lamy Droit civil*.
- HECKMAN, J. J. (1976) : “The Common Structure of Statistical Models of Truncation,” *Annals of Economics and Social Measurement*, 5(4).
- (1979) : “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, (47).
- HECKMAN, J. J., ET B. SINGER (1984) : “Econometric duration analysis,” *Journal of Econometrics*, (24).
- LE CORRE, V., ET F. SÉRAPHIN (2008) : “Indemnisation des accidents de la circulation : mise en évidence d’une hétérogénéité individuelle dans le choix du mode de règlement et les modes d’indemnisation obtenus,” *Mémoire de Master ETE de l’université Paris 1*.
- MINISTÈRE DE LA JUSTICE (2005) : “Annuaire statistique de la justice. Edition 2005,” .
- (2006) : “Annuaire statistique de la justice. Edition 2006,” .
- MOREAU, C. (2006) : “Statistique sur la profession d’avocat. Situation au 1^{er} janvier 2006,” Ministère de la Justice, direction des affaires civiles et du sceau, cellule études et recherches.
- NALEBUFF, B. (1987) : “Credible Pretrial Negotiation,” *RAND Journal of Economics*, 18(2).
- OBSERVATOIRE DU CONSEIL NATIONAL DES BARREAUX (2008) : “Avocats : faites et chiffres. Une profession qui avance,” .

- RASMUSEN, E. (2007) : *Game Theory and the Law*, Economic Approaches to Law series, ed. by R.A.Posner and F.Parisi. Edward Elgar Publishing.
- RENDA, A., ET L. SCHREFLER (2007) : “Compensation of victims of cross-border road traffic accidents in the EU,” Note of the European Parliament.
- SHAMPANIER, K., N. MAZAR, ET D. ARIELY (2007) : “Zero as a Special Price : The True Value of Free Products,” *Marketing Science*, 26(6), 742–757.
- SHAVELL, S. (1987) : *Economic Analysis of Accident Law*. Harvard University Press.
- SIEG, H. (2000) : “Estimating a bargaining model with asymmetric information : evidence from medical malpractice disputes,” *Journal of Political Economy*, 108(51).
- SOLIGNAC, M., L. POTEPA, V. LE CORRE, ET F. SÉRAPHIN (2008) : “Indemnisation des accidents de la circulation : mise en évidence d’une hétérogénéité individuelle dans le choix du mode de règlement et les modes d’indemnisation obtenus,” *Mémoire de GT ENSAE ParisTech*.
- TANASE, T. (1990) : “The management of disputes : automobile accident compensation in Japan,” *Law and Society Review*, 24(3).
- VAN PRAAG, B., P. FRIJTERS, ET A. FERRER-I CARBONELL (2003) : “The anatomy of subjective well-being,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 51(1).
- VENNELL, M. (1976) : “L’indemnisation des dommages corporels par l’Etat : les résultats d’une expérience d’indemnisation automatique en Nouvelle-Zélande,” *Revue internationale de droit comparé*, 28(1).