Compensation of damages and frequency of trials with asymmetric information on preferences of litigant parties

Langlais, Eric

October 2005

Indemnisation des préjudices et fréquence des procès en présence d'une asymétrie d'information sur l'aversion au risque des parties

Eric Langlais
BETA, CNRS et Université Nancy 2

November 6, 2006

Abstract

L'article examine l'effet d'une asymétrie d'information sur l'aversion au risque des parties opposées dans un litige, dans un modèle à la Bebchuk. On étudie d'abord le cas où le plaignant est la partie informée, en caractérisant l'équilibre sans et avec négociation avant le procès. On étudie ensuite la statique comparative du modèle, ainsi que l'incidence du choix d'une règle d'allocation des coûts du procès. On discute enfin plusieurs extensions: le cas où le défendeur est la partie informée, l'influence de la représentation des préférences et l'existence de biais d'optimisme comparatif ou de représentation de soi (*self-serving bias*).

JEL classification: D81, K42.

Mots clés: litiges, asymétrie d'information, biais de perception du risque.

1 Introduction

L'analyse économique de la résolution des litiges par le droit s'est intéressée à partir des années 80 au rôle joué par les asymétries d'information entre les parties opposées dans un procès. De multiples extensions (voir Daughety (2000)) ont été proposées des travaux précurseurs, qui considéraient l'asymétrie d'information sur la probabilité de gagner le procès (Bebchuk (1984)), sur la valeur du préjudice (Che and Yi (1993), Reinganum and Wilde (1986)), ou encore le cas de l'asymétrie bilatérale (Daughety et Reinganum (1994)). En pratique, les règles de procédure qui sont appliquées dans la plupart des juridictions (dans les pays de droit civil comme ceux de droit commun) dans la phase de préparation du jugement, de façon à respecter les droits des différentes parties et d'organiser un débat contradictoire, ont pour effet de réduire l'essentiel des asymétries d'information *ex-ante* (concernant le montant du préjudice des victimes comme le degré de responsabilité du défendeur[1]). Shavell (1989) analyse cette étape

[1] Les problèmes soulevés par la manipulation des preuves, la falsification et ou la destruction de documents font l'objet d'une littérature plus récente qui n'est pas abordée ici.

pré-jugement comme l'entrée dans un "processus de découverte" qui permet une sélection par le juge des témoignages et preuves qui pourront être produits, ainsi que la transmission de documents à la partie adverse, l'échange des dossiers etc, de telle sorte qu'il n'existe plus de "surprises" au moment du procès entre les parties. Les seules limites (légales) à cet échange d'information concernent les "privilèges" dont peuvent bénéficier certaines professions (médecins, prêtres, ... avocats), en raison du caractère privé ou confidentiel des informations protégées - le juge ayant néanmoins le pouvoir discrétionnaire de lever ce secret professionnel. Les deux parties se retrouvent ainsi avant le procès dans la même situation informationnelle vis-à-vis de la décision finale qui sera prise par le juge, la source résiduelle d'incertitude résultant du comportement du juge lui-même et des erreurs qui pourraient être commises par le tribunal.

Le cas où l'asymétrie d'information porte sur les préférences des parties a été peu discuté, excepté par Farmer et Pecorino (1994). Pourtant d'un point de vue pratique, il pose à la fois un problème d'efficacité du droit et d'équité dans les conditions d'accès à la justice. On peut suspecter que certains individus, même si leur demande est socialement désirable, et à qualité de dossier donnée, n'engageront pas une action en justice non seulement au regard des coûts associés à la procédure, mais aussi en raison du risque que leur demande soit rejetée. Ceci a alors des conséquences du point de vue de l'efficacité des règles de droit: en matière de responsabilité-produit ou environnementale par exemple, les défendeurs objectivement coupables feraient alors face à une probabilité de recours inférieure à 1, et n'investiraient pas suffisamment dans la prévention.

Alors que l'on met d'avantage l'accent sur les effets revenu dans les restrictions dans l'accès à la justice, justifiant alors des mesures d'aide juridictionnelle en faveur des individus les plus démunis, il est aussi pertinent d'étudier dans quelle mesure l'aversion au risque constitue un frein dans l'accès à la justice, et en quoi les instruments de régulation économique traditionnels affectent l'intensité de cet effet d'éviction. A cet égard, Farmer et Pecorino (1994) aboutissaient à deux résultats: 1/ la négociation "à l'ombre du juge"[2] permet la séparation des deux types de plaigants (les plaignants riscophobes acceptent l'offre d'arrangement amiable du défendeur, ceux qui sont neutres vont devant le tribunal); 2/ par ailleurs, la réduction de l'incertitude sur le résultat du procès entraîne une baisse de la fréquence des procès lorsque les parties ont la possibilité de s'entendre avant le procès. Farmer et Pecorino soulignaient que ce dernier résultat était (en apparence) contre-intuitif, puisqu'on s'attendrait au contraire à ce que l'accroissement de la probabilité de gagner en cas de procès incite les plaignants riscophobes à rejeter plus fréquemment l'offre amiable et à revenir devant le juge. Les auteurs expliquaient alors la diminution de la fréquence des procès par le fait que le défendeur était incité à accroître l'offre d'arrangement amiable, amenant ainsi davantage de plaignants à négocier en dehors du juge.

Dans cet article, nous montrons que l'extrapolation des résultats de Farmer et Pecorino à un grand nombre de plaignants n'est pas justifiée et conduirait à des erreurs d'interprétation et de prédiction. Nous reprenons un modèle de

[2] Selon l'expression de Cooter, Mark et Mnookin (1982).

screening à la Bebchuk avec un continuum de plaignants dont le type (aversion au risque) est une information privée. Nous montrons que la généralisation du premier résultat de Farmer et Pecorino est naturelle (les plaignants les plus riscophobes acceptent l'offre d'arrangement amiable du défendeur, les moins riscophobes vont devant le tribunal). Nous discutons ensuite leur seconde prédiction. D'une part, nous montrons que l'hypothèse d'aversion au risque n'est pas suffisante pour déterminer ces effets: on doit tenir compte de restrictions supplémentaires sur les préférences des plaignants, qui s'interprètent comme des changements dans l'aversion au risque des plaignants avec le risque encouru au procès. D'autre part, nous mettons en évidence que différents cas apparaissent selon que le taux de succès (initial) du plaignant au procès est faible ou élevé: ses variations peuvent alors avoir des effets opposés à ceux prédits par Farmer et Pecorino. Ainsi, lorsque les chances de gagner devant le tribunal sont élevées pour les plaignants, une augmentation du taux de succès des recours diminue leur aversion au risque et les incite à rejetter la proposition amiable du défendeur et à choisir le procès; on peut voir dans ce comportement le reflet d'une sensibilité excessive des plaignants aux probabilités élevées, qui correspond à "l'effet certitude" bien connu en économie expérimentale. Le défendeur n'aurait alors pas (toujours) d'incitation à augmenter le montant de l'offre amiable qu'il propose, et au contraire pourrait la diminuer de façon à minimiser le coût total de règlement du litige. Mais face à un faible taux de succès, que le plaignant par ailleurs sous-estime en raison de son aversion au risque, celui-ci serait plus enclin à accepter l'offre d'arrangement amiable. La séparation des plaignants en fonction de leur type devenant aisée parce que leur aversion au risque croît avec le taux de succès au procès, le demandeur serait alors incité à augmenter son offre d'arrangement amiable.

Au total, Farmer et Pecorino (1994) expliquaient que pour deux types de plaignants (neutres/riscophobes), la fréquence des procès diminuait avec le taux de succès du plaignant parce que l'offre amiable augmentait. Nous justifions ici que dans le cas d'un grand nombre de types de plaignants, si la fréquence des procès diminue avec le taux de succès des plaignants au procès, alors la compensation amiable augmente; sinon, l'ajustement de la compensation amiable est indéterminé.

La section 2 présente le modèle de règlement d'un litige utilisé ici, lorsque le défendeur n'est pas informé sur le type (l'aversion au risque) du plaignant et fait une offre d'arrangement amiable "à prendre ou à laisser" au plaignant (modèle de screening). Nous supposons que les préférences du plaignant respectent les axiomes de comportement du modèle de Yaari (1987), qui postule que l'utilité marginale de la richesse est constante, mais que les individus déforment les probabilités, ce qui traduit leur attitude vis-à-vis du risque. La section 3 analyse les caractéristiques de l'équilibre du jeu entre les deux parties avec et sans possibilité de négocier avant le procès. La section 4 étudie la statique comparative du modèle et compare différentes règles d'allocation des coûts du procès (dites règles française, anglaise et américaine). La section 5 discute quelques extensions possibles de cette analyse: le cas du défendeur informé, par exemple à l'occasion d'un recours collectif contre un producteur individuel, où un grand nombre de personnes intentent un procès en responsabilité contre le producteur par l'intermédiaire d'une association de consommateurs[3]; l'extension à d'autres représentations des préférences; l'influence de biais d'optimisme comparatif (*self-serving biais*). Des remarques finales concluront ce travail.

2 Le modèle avec plaignants informés

On reprend la structure habituelle du modèle de règlement des litiges (modèles de screening *à la* Bebchuk (1984)), en supposant que les préférences des plaignants sont une information privée. Une population (continuum) de "petits" plaignants subit un préjudice qui résulte d'un accident ou d'un acte illicite commis par une tierce partie considérée comme un "grand" défendeur (une firme). Le dommage accordé par le tribunal aux victimes est noté $\theta > 0$ et est supposé parfaitement observable par les deux parties. La probabilité que le défendeur soit reconnu responsable[4] par un juge en cas de procès est $p \in]0,1[$, et constitue une information publique.

2.1 hypothèses sur le type des parties

On supposera que le plaignant a des préférences qui respectent les axiomes de comportement du modèle de Yaari (1987); si $i \in [0,1]$ désigne le type du plaignant, il existe alors une fonction de transformation des probabilités, notée $\varphi(p,i) = \varphi_i(p)$ qui vérifie des propriétés élémentaires: $\varphi_i : [0,1] \times [0,1] \to [0,1]$ est unique, continue et croissante en p, avec $\varphi_i(0) = 0$ et $\varphi_i(1) = 1$, et telle que si $X = (x_1, 1-p; x_2, p)$, avec $x_1 < x_2$, est la perspective risquée d'un procès, alors l'utilité attendue du plaignant de type i au procès s'écrit:

$$E_{\varphi_i}(X) \equiv (1 - \varphi_i(p))\, x_1 + \varphi_i(p)\, x_2$$

qui peut s'interpréter littéralement comme une espérance "transformée" de gain, la probabilité de chaque résultat au procès étant remplacée par un poids de vraisemblance subjectif, obtenu à partir d'une transformation de probabilité. En fait, $E\varphi_i(X)$ nous donne directement la valeur de l'équivalent-certain du risque de procès X (voir Roëll (1987) et Yaari (1987)), ou de façon équivalente, sa disponibilité à accepter le risque du procès.

On supposera ici que $\varphi(p,i)$ est différentiable (au moins deux fois) par rapport à p et i. On admettra alors les hypothèses suivantes:

[3] L'adaptation au droit français des "class actions" à l'américaine est en débat depuis plusieurs années en France. Le gouvernement a soumis récemment au Conseil d'Etat un projet de loi autorisant les recours collectifs en droit de la consommation; ces recours seraient à l'initiative des associations de consommateurs et limités à de petits préjudices (inférieurs à 2000 euros par individu).

[4] En d'autres termes, p est la probabilité qu'un plaignant gagne le procès. Ceci signifie simplement que l'enjeu du procès est d'établir la responsabilité du défendeur, laquelle n'est pas certaine *ex ante*. Le risque perçu par les deux parties au procès (le taux de succès des recours déposés), dépend de multiples facteurs qui ne sont pas explicités dans ce type de modèles: la qualité intrinsèque des dossiers, mais aussi les erreurs et biais des juges, l'évolution du droit avec le développement économique et social. Nous y revenons plus loin.

hypothèse 1: $\forall i \in [0,1], \forall p \in [0,1] : \frac{\partial^2 \varphi_i}{\partial p^2}(p) > 0$.

Cette hypothèse signifie simplement que le plaignant de type i a de l'aversion au risque au sens fort de Rothschild-Stiglitz (Yaari, 1987)).

La convexité de $\varphi_i(p)$ en p implique alors d'une part que le plaignant attribue un poids de vraisemblance au résultat le plus défavorable (favorable) du procès qui est supérieur (respectivement inférieur) à la probabilité de ce résultat: *i.e.* $1 - \varphi_i(p) > 1 - p$ (respectivement $\varphi_i(p) < p$); d'autre part qu'il sous estime le gain attendu au procès: $E\varphi_i(X) < E(X)$.

hypothèse 2: $\forall p \in [0,1]$: (A) $\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p) > 0$; (B) $\frac{\partial^2 \varphi_i}{\partial i^2}(p) > 0$.

Littéralement, la condition (A) implique que pour deux types quelconques $i < j$ alors $\varphi(p,i) < \varphi(p,j), \forall p \in [0,1]$, de telle sorte que: $E\varphi_i(X) < E\varphi_j(X)$: en d'autres termes, le plaignant i a plus d'aversion au risque que le plaignant $j > i$.

D'après la condition (B), la fonction de transformation est une fonction convexe du type du plaignant. Cette condition est introduite de façon à simplifier la résolution, en éliminant des questions secondaires ici (comme le respect des conditions de second ordre).

Le type du plaignant constitue une information privée, observée seulement par le plaignant, alors que le défendeur ne connaît que la distribution des types de plaignants dans la population totale; celle-ci sera caractérisée par la fonction de répartition $F : [0,1] \to [0,1]$, en supposant $f > 0$. On admettra l'hypothèse suivante:

hypothèse 3: le ratio $\frac{f}{F}$ est décroissant.

Elle simplifie également la résolution du modèle, en permettant l'unicité de l'équilibre.

Enfin, on suppose que le défendeur est neutre au risque (il ne déforme ni les probabilités, ni les paiements).

2.2 le jeu de négociation avant procès

Le règlement du litige sur la responsabilité du défendeur se déroule en deux étapes principales[5], après que la Nature ait choisi le type du plaignant i dans $[0,1]$, et que le plaignant ait déposé un recours:

En première étape, le défendeur fait une offre "à prendre ou à laisser" au plaignant en vue d'un règlement amiable du litige, offre notée s.

[5]Par rapport aux possibilités offertes par un modèle de bargaining en horizon infini à la Rubinstein, Daughety et Reinganum (1994) justifient le principe de "l'offre à prendre ou à laisser" adopté par la littérature sur les litiges par deux types d'arguments: 1/ les tribunaux imposent des délais aux parties (phase de conciliation) pour trouver un accord mutuellement avantageux; 2/ bien que le procès soit toujours plus coûteux, les parties limitent volontairement le marchandage, en raison des coûts associés à la négociation avant procès.

En deuxième étape, le plaignant selon son type, choisit d'accepter l'offre (alors, le litige est résolu) ou de refuser l'offre (auquel cas, il y a un procès).

On considèrera la règle américaine d'allocation des dépenses occasionnées par un procès (taxes et redevances, expertise, rémunération des avocats etc), telle que chaque partie supporte l'intégralité de ses frais indépendamment du résultat du procès (implicitement: le procès est plus coûteux que la négociation). On note: $C_p > 0$ le coût d'un procès pour le plaignant et $C_d > 0$ le coût d'un procès pour le défendeur.

Formellement, pour un plaignant de type i donné, le risque du procès est représenté par une loterie $Xp = (\theta - C_p, p; -C_p, 1-p)$, qui lui donne un niveau d'utilité attendue (ou son équivalent-certain) égal à:

$$E\varphi_i(Xp) \equiv \varphi_i(p)\theta - C_p$$

On admet que $E(Xp) = p\theta - C_p > 0$ qui signifie simplement qu'un plaignant neutre au risque aurait toujours intérêt à aller au procès. A contrario, du fait de l'aversion au risque, tous les types de plaignants n'auront pas intérêt à aller devant le juge puisque $\forall i \in [0,1] : E\varphi_i(Xp) < E(Xp)$.

Côté défendeur, le risque de procès correspond à une loterie distincte notée $Xd = (-(\theta + C_d), p; -C_d, 1-p)$. La perte espérée supportée par le défendeur (neutre au risque) en cas de procès est donc égale à:

$$E(-Xd) \equiv p\theta + C_d$$

Enfin, on suppose: $\theta > C_p + C_d$ c'est-à-dire que le dommage accordé lorsque le plaignant gagne au procès est supérieur à la somme des coûts des deux parties engagés pour la procédure, de telle sorte que le recours est socialement utile.

3 L'équilibre séparateur

3.1 l'équilibre sans négociation

Considérons d'abord que les deux parties n'ont pas la possibilité de négocier avant le procès.

Notons $\tilde{\imath} \in]0,1[$ le type du plaignant caractérisé par $E\varphi_{\tilde{\imath}}(Xp) = 0$; en l'absence de négociation avant procès, tous les plaignants d'un type $i \in [0, \tilde{\imath}[$ ont une utilité attendue au procès négative: $E\varphi_i(Xp) < 0$; ceux-ci renoncent alors au procès et n'obtiennent aucune compensation. La probabilité d'un procès est donc égale à $1 - F(\tilde{\imath})$.

Par ailleurs, si le risque que représente le procès augmente pour le plaignant, au sens de la dominance stochastique d'ordre un ou deux, alors la fréquence des procès diminue. En effet, notons X_p' la nouvelle loterie représentant le risque de procès pour le plaignant tel que X_p domine stochastiquement à l'ordre un ou deux X_p'; alors ($\varphi_{\tilde{\imath}}$ étant croissante et convexe) $E\varphi_{\tilde{\imath}}(X_p) = 0 \geq E\varphi_{\tilde{\imath}}(X_p')$. S'il existe alors un $\bar{\imath} \in]\tilde{\imath}, 1[$ tel que $E\varphi_{\bar{\imath}}(X_p') = 0$, la probabilité de procès est $1 - F(\bar{\imath}) < 1 - F(\tilde{\imath})$; sinon, elle est égale à 0.

3.2 l'équilibre avec négociation

On s'intéressera maintenant aux caractéristiques de l'équilibre (montant de l'offre amiable, probabilité de procès) lorsque les parties ont la possibilité de négocier "à l'ombre du juge".

En deuxième étape, un plaignant de type i doit choisir entre une option sure, accepter l'offre amiable du défendeur et obtenir un gain égal à s, et une option risquée, aller au procès et obtenir un gain aléatoire correspondant à Xp, dont l'équivalent-certain est $E\varphi_i(Xp)$. Le plaignant de type i acceptera donc l'offre de règlement amiable proposée par le défendeur en deuxième étape si: $s \geq E\varphi_i(X)$. Sinon, il rejette la proposition de règlement amiable et va au procès. Notons $i(s)$ le type du plaignant indifférent entre le procès et l'arrangement amiable avec le défendeur; alors par définition:

$$\varphi_{i(s)}(p)\theta - C_p = s \tag{1}$$

Etant donnée la probabilité p, tout plaignant qui a plus d'aversion au risque que le type marginal $i(s)$ (tout type $i < i(s)$) accepte aussi l'offre amiable, alors que tout plaignant qui est moins riscophobe (tout type $i > i(s)$) poursuit jusqu'au procès.

On peut maintenant donner l'expression de la fonction de perte du défendeur, associée à la résolution du litige. Il fait face avec la probabilité $F(i(s))$ à un plaignant qui accepte l'offre amiable ce qui lui coûte $s = E\varphi_{i(s)}(Xp)$, et avec la probabilité $1 - F(i(s))$ il fait face à un plaignant qui opte pour le procès, ce qui lui coûte $E(-Xd)$. Le défendeur propose alors la meilleure offre $\hat{s} \geq 0$, qui minimise la fonction de perte (ou coût total espéré):

$$L(s) = F(i(s)) \times s + (1 - F(i(s))) \times E(-Xd) \tag{2}$$

sous la condition (1). Cette expression peut s'écrire de façon équivalente:

$$L(s) = s + (1 - F(i(s)) \times (E(-Xd) - s)$$

En d'autres termes si le défendeur conclut un arrangement amiable, la résolution du litige lui coûte $s = E\varphi_{i(s)}(Xp)$; mais s'il va au procès, ceci entraine pour lui un coût supplémentaire égal à $E(-Xd) - s = E(-Xd) - E\varphi_{i(s)}(Xp)$: ce terme s'interprète comme les gains de la négociation: c'est la différence entre la disponibilité à payer du défendeur en cas de procès et la disponibilité à recevoir du plaignant marginal en cas d'accord amiable. Si les deux parties étaient neutres au risque, ceux-ci se résumeraient à la somme des coûts de transaction induits par le procès: $E(-Xd) - E\varphi_{i(s)}(Xp) = C_p + C_d$; mais dès lors que les deux parties n'ont pas la même perception du risque, alors les gains de la négociation excèdent la valeur des simples coûts judiciaires ($E(-Xd) - E\varphi_{i(s)}(Xp) > C_p + C_d \Leftrightarrow (p - \varphi_{i(s)}(p))\theta > 0$). Le défendeur évalue alors le coût total espéré d'un litige en partant de la situation la plus favorable (l'arrangement amiable) associée à la dépense s, et envisage le surcoût engendré par un procès, pondéré par la fréquence d'un procès.

Afin de caractériser la meilleure offre de règlement amiable du défendeur, on peut d'abord observer que si la condition suivante est vérifiée:

$$\frac{f\,(\tilde{\imath})}{F\,(\tilde{\imath})} < \left(\frac{\theta}{E(-Xd)}\right) \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\tilde{\imath}}$$

alors $\hat{s} = 0$: ceci découle directement de la condition: $L'(0) \geq 0 \Rightarrow \hat{s} = 0$, puisqu'alors la perte supportée par le défendeur pour résoudre le litige augmenterait en négociant avec une partie des plaignants. En d'autres termes, si la distribution des types de plaignants est très concentrée sur les valeurs les plus faibles de i, pour lesquelles les individus ont l'aversion au risque la plus élevée; alors, le défendeur n'est pas incité à négocier sachant que peu de plaignants choisiront le procès; l'équilibre avec une offre nulle est le même que l'équilibre avec absence de négociation. En revanche, si:

$$\frac{f\,(\tilde{\imath})}{F\,(\tilde{\imath})} > \left(\frac{\theta}{E(-Xd)}\right) \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\tilde{\imath}} \tag{3}$$

le défendeur a une incitation à faire une offre positive, de façon à réduire la probabilité de procès et économiser les coûts de transaction associés: une faible augmentation de l'offre entraine un accroissement du coût espéré du litige, puisque certains plaignants exclus du procès ont l'opportunité d'obtenir maintenant une compensation grâce à l'accord amiable; mais ceci est plus que compensé par une baisse du coût anticipé des procès, puisqu'un certain nombre de plaignants qui optaient avant pour le procès préfèrent maintenant la négociation. Dans ce qui suit, on admettra que l'inégalité (3) est vérifiée.

Proposition 1: *A l'équilibre, l'offre de règlement amiable $\hat{s}$, le plaignant marginal $\hat{\imath}$ et la probabilité de procès $\hat{\pi}$ sont déterminés par les conditions suivantes:*

$$\begin{aligned} \hat{s} &= E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp) \equiv \varphi_{\hat{\imath}}(p)\theta - C_p \\ \hat{\pi} &= 1 - F(\hat{\imath}) \end{aligned}$$

de telle sorte que le ratio de risque d'équilibre vérifie:

$$\left(\frac{f}{F}\right)(\hat{\imath}) = \left(\frac{\theta}{(p - \varphi_{\hat{\imath}}(p))\theta + (C_p + C_d)}\right) \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \tag{4}$$

Démonstration: Si $\hat{s}$ et $\hat{\imath}$ - associé à $\varphi_{\hat{\imath}}(p)$ - sont une solution intérieure, alors la condition suivante est vérifiée:

$$F\,(\hat{\imath}) - f\,(\hat{\imath}) \left(\frac{E(-Xd) - E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp)}{\theta}\right) \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}}^{-1} = 0 \tag{5}$$

Le premier terme à gauche du signe égal représente le coût additionnel que supporte le défendeur lorsqu'il augmente (à la marge) l'offre amiable faite aux plaignants. Le second terme correspond au bénéfice marginal de la négociation, qui se décompose entre:

- l'effet dû à la diminution de la probabilité d'un procès, $\frac{d}{ds}(1-F(i(s)) = -f\left(\hat{\imath}\right)\left(\frac{1}{\theta}\right) \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)^{-1}_{|\hat{\imath}}$; il traduit l'efficacité de la séparation entre les types de plaignants, lorsque le défendeur accroît (à la marge) son offre d'arrangement amiable;

- et les gains attendus de la négociation $E(-Xd) - E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp) = (p - \varphi_{\hat{\imath}}(p))\theta + (C_p + C_d)$; il traduit naturellement le gain de la séparation des types de plaignants, qui résulte de l'augmentation de l'offre amiable.

En réarrangeant cette expression, on obtient finalement (4).

Sous l'hypothèse 3, le terme à gauche de (4) est décroissant avec i; par ailleurs, sous l'hypothèse 2, le terme à droite est croissant avec i: ceci assure que $\hat{\imath}$ est défini de façon unique par (4).

En utilisant (5), on montre enfin que $L''(s) \geq 0$ si la condition suivante est vérifiée:

$$f(\hat{\imath}) \times \left[2 - \left(\frac{f'}{f}\right)(\hat{\imath}) \times \left(\frac{F}{f}\right)(\hat{\imath})\right] + F(\hat{\imath}) \times \left(\frac{\frac{\partial^2 \varphi_i}{\partial i^2}(p)}{\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)}\right)_{|\hat{\imath}} \geq 0$$

L'hypothèse 3 implique que: $\left(\frac{f'}{f}\right)(\hat{\imath}) \times \left(\frac{F}{f}\right)(\hat{\imath}) \leq 1$: le terme entre crochets: $\left[2 - \left(\frac{f'}{f}\right)(\hat{\imath}) \times \left(\frac{F}{f}\right)(\hat{\imath})\right]$ est donc toujours positif. Compte tenu de l'hypothèse 2(B), la condition de second ordre est donc vérifiée. ■

L'impact de la négociation hors tribunal sur la résolution des litiges est alors immédiat (car sous la condition (3): $\tilde{\imath} < \hat{\imath}$.):

Corollaire 2: *En présence d'une asymétrie d'information défavorable au défendeur, la négociation avant procès a un effet double sur la population de plaignants, par rapport au cas sans négociation: d'un côté, elle réduit la fréquence des procès, de l'autre, elle permet à tous les plaignants de recevoir une compensation, soit dans le cadre d'un procès, soit par le biais d'un accord amiable.*

Lorsque la négociation avant procès n'est pas possible, le risque encouru au procès entraine l'exclusion d'une partie de la population de plaignants: les plus riscophobes sont exclus du règlement du litige, et n'ont pas la possibilité d'obtenir une compensation. Seuls, les moins riscophobes vont au procès. La possibilité de négocier "à l'ombre du juge" permet alors aux plaignants exclus d'obtenir une compensation pour le dommage subi; en même temps, l'offre amiable dissuade certains plaignants parmi les moins riscophobes d'aller au procès, qui préfèrent la certitude d'une indemnisation à l'amiable, au risque de perdre le procès.

4 Statique comparative

4.1 effet des dommages accordés au plaignant et des coûts des procès

Pour un changement des dommages accordés au plaignant en cas de procès, ou un changement des paramètres de coûts, on obtient les résultats suivants:

Proposition 3: *Toute chose égale par ailleurs:*
i) une augmentation des dommages accordés au plaignant θ entraine une hausse de la fréquence des procès et un effet ambigu sur la compensation amiable.
ii) une augmentation du coût du plaignant C_p entraine une baisse de la fréquence des procès et un effet ambigu sur la compensation amiable.
iii) une augmentation du coût du défendeur C_d entraine une baisse de la fréquence des procès et une hausse de la compensation amiable.

Démonstration: On peut d'abord écrire l'expression (4) sous la forme suivante:

$$\left(\frac{F}{f}\right)(\hat{\imath}) \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} = (p - \varphi_{\hat{\imath}}(p)) + \left(\frac{C_p + C_d}{\theta}\right) \tag{6}$$

Le terme de gauche dans cette égalité est croissant avec le type du plaignant (hypothèses 2B et 3), alors que le terme de droite est décroissant avec le type du plaignant (hypothèse 2A). On voit alors que tout changement d'un paramètre qui se traduit par l'accroissement de $\left(\frac{C_p+C_d}{\theta}\right)$ entraine un accroissement du terme à droite de (6), ce qui implique que le type marginal augmente et donc que la fréquence des procès diminue.

Concernant l'effet sur la compensation amiable, puisque $\hat{s} = E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp)$, on a:

$$\frac{d\hat{s}}{d\theta} = \varphi_{\hat{\imath}}(p) + \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \frac{d\hat{\imath}}{d\theta}\theta$$

où $\frac{d\hat{\imath}}{d\theta} \leq 0$. L'accroissement de θ peut donc avoir un impact positif, négatif ou nul sur l'offre amiable. De même:

$$\frac{d\hat{s}}{dC_p} = -1 + \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \frac{d\hat{\imath}}{dC_p}\theta$$

avec $\frac{d\hat{\imath}}{dC_p} \geq 0$. L'accroissement de C_p peut donc avoir un impact positif, négatif ou nul sur l'offre amiable. Enfin:

$$\frac{d\hat{s}}{dC_d} = \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \frac{d\hat{\imath}}{dC_d}\theta$$

avec $\frac{d\hat{\imath}}{dC_d} \geq 0$: on a donc $\frac{d\hat{s}}{dC_d} \geq 0$. ■

On peut interpréter ces résultats en revenant à l'expression du bénéfice marginal de la négociation: $\left((p-\varphi_{\hat{\imath}}(p))+\left(\frac{C_p+C_d}{\theta}\right)\right)\times f(\hat{\imath})\left(-\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)^{-1}_{|\hat{\imath}}$. Tout changement d'un paramètre qui accroît le ratio $\left(\frac{C_p+C_d}{\theta}\right)$, entraine ainsi une augmentation du bénéfice marginal de la négociation, d'où une baisse de la fréquence des procès.

L'effet ambigu sur l'offre amiable qui apparaît avec la variation de θ ou C_p, met en jeu deux effets contraires: l'effet direct (toute chose égale par ailleurs) de l'augmentation du paramètre sur l'utilité attendue au procès du plaignant marginal d'un côté, et de l'autre l'effet feed-back de l'ajustement du type du plaignant marginal.

4.2 réduction du risque de procès favorable aux plaignants

On considèrera ici deux types de changement de risque: une augmentation (simple) de p qui constitue une réduction du risque du procès pour les plaignants au sens de la dominance d'ordre un (FSD); puis un accroissement de p compensé par une baisse de θ qui correspond à une réduction du risque du procès perçu par le plaignant à $E(Xp)$ constante (MPS à la Rothschild-Stiglitz).

En revenant à (6) on observe que l'effet de ces changements de risque ne peut être déterminé que si l'on admet des hypothèses additionnelles sur l'aversion au risque du plaignant (sa fonction de transformation des probabilités). Le terme à droite dans (6) dépend du signe de $\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)-1$: la convexité de la fonction de transformation des probabilités implique alors que le signe est nécessairement positif pour certaines valeurs de p, et négatifs pour d'autres. Le terme à gauche de (6) dépend du signe de $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p\partial i}(p)_{|\hat{\imath}}$: la convexité de la fonction de transformation par rapport au type du plaignant implique là-aussi que pour certaines valeurs de p, il est nécessairement négatif, et pour d'autres, nécessairement positif.

Plus précisément, comme $\varphi_{\hat{\imath}}(0)=0$ et $\varphi_{\hat{\imath}}(1)=1$, et que $\varphi_{\hat{\imath}}$ est convexe en p, il existe toujours une valeur $p_{\hat{\imath}}$ pour laquelle $p\geq p_{\hat{\imath}}\Rightarrow\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\geq 1$, mais $p\leq p_{\hat{\imath}}\Rightarrow\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\leq 1$. De même, comme φ_i est convexe en i, il existe toujours une valeur $p'_{\hat{\imath}}$ pour laquelle $p\geq p'_{\hat{\imath}}\Rightarrow\frac{\partial^2\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p\partial i}(p)_{|\hat{\imath}}\geq 0$, mais $p\leq p'_{\hat{\imath}}\Rightarrow\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p\partial i}(p)_{|\hat{\imath}}\leq 0$. On utilisera alors ce résultat de la façon suivante par la suite:

Propriété.

- $p<\min(p_{\hat{\imath}},p'_{\hat{\imath}})\Rightarrow\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\leq 1$ et $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p\partial i}(p)_{|\hat{\imath}}\leq 0$.
- $p>\max(p_{\hat{\imath}},p'_{\hat{\imath}})\Rightarrow p\leq p_{\hat{\imath}}\Rightarrow\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\geq 1$ et $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p\partial i}(p)_{|\hat{\imath}}\geq 0$.

Ces deux conditions reviennent simplement à préciser comment l'aversion au risque d'un plaignant varie avec p, et comment l'aversion au risque varie entre les types avec p. La condition $\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\leq 1$ signifie simplement que l'aversion au risque du plaignant est croissante avec p (sur le domaine des petites probabilités): en-deçà du seuil $p_{\hat{\imath}}$, la distorsion est d'autant plus forte que la probabilité est élevée; au-delà de ce seuil (pour des grosses probabilités), l'aversion au risque est décroissante avec p. Ceci a alors un impact sur les gains de la séparation. L'accroissement (la diminution) de l'aversion au risque avec p va alors entraîner un accroissement (respectivement une diminution) des gains de la négociation.

La condition sur $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p \partial i}(p)_{|\hat{\imath}}$ quant à elle traduit la façon dont l'aversion au risque évolue entre les types de plaignants, en fonction de la probabilité p. A nouveau, en-deçà d'un seuil $p'_{\hat{\imath}}$, on a $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p \partial i}(p)_{|\hat{\imath}} \leq 0$, ce qui signifie que la différence d'aversion au risque augmente entre les types avec p; au-delà de ce seuil, elle diminue. Comme $\frac{d^2}{dsdp}(1-F(i(s)) = \left(\frac{1}{\theta}\right) \times \left(-\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)^{-1}_{|\hat{\imath}}$, ces variations dans l'aversion au risque entre les types de plaignants ont cette fois un impact sur l'efficacité de la séparation entre les types de plaignants. $\frac{\partial^2\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p) < 0$ signifie que plus la probabilité p est élevée moins la variation de s nécessaire pour obtenir une réduction donnée de la fréquence des procès est importante: plus p augmente, plus l'aversion au risque entre les types de plaignants augmente et plus il devient facile de les séparer en augmentant à la marge l'offre amiable. Inversement, $\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial p \partial i}(p) > 0$ signifie que plus la probabilité p est élevée plus la variation de s nécessaire pour obtenir une réduction donnée de la fréquence d'un procès doit importante: plus p augmente, plus l'aversion au risque entre types de plaignant est proche, et plus il est difficile de les séparer en faisant une offre d'arrangement amiable.

On obtient alors les conditions suffisantes suivantes, permettant de préciser les effets d'un changement de p:

Proposition 4: *Toute chose égale par ailleurs, une augmentation de la probabilité p entraîne:*

i) une baisse de la fréquence des procès et une augmentation de l'offre amiable si la valeur initiale de p est suffisamment faible, telle que $p < \min(p_{\hat{\imath}}, p'_{\hat{\imath}})$*;*

ii) une augmentation de la fréquence des procès mais un effet ambigu sur l'offre amiable si la valeur initiale de p est suffisamment élevée, telle que $p > \max(p_{\hat{\imath}}, p'_{\hat{\imath}})$.

Démonstration: i) et ii) A partir de la condition (6), il est aisé de vérifier[6] que $\frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) \leq 1$ et $\frac{\partial^2\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p) \leq 0 \Rightarrow \frac{d\hat{\imath}}{dp} \geq 0$ puisque les termes à gauche et à

[6] Le résultat s'obtient de façon équivalente en exprimant (5) sous forme implicite: $W(\hat{\imath}, p) \equiv 0$, et en différentiant puisque le signe de $\frac{d\hat{\imath}}{dp}$ est celui de:

$$\begin{aligned}
-\frac{\partial W}{\partial p}(\hat{\imath}, p) &= f(\hat{\imath})\left(\frac{E(-Xd) - E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp)}{\theta}\right) \times \left(-\frac{\partial^2\varphi_i}{\partial i \partial p}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)^{-2}_{|\hat{\imath}} \\
&\quad + f(\hat{\imath})\left(1 - \frac{\partial\varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\right) \times \left(\frac{\partial\varphi_i}{\partial i}(p)\right)^{-1}_{|\hat{\imath}}
\end{aligned}$$

droite dans (6) diminuent; mais $\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) \geq 1$ et $\frac{\partial^2 \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p) \geq 0 \Rightarrow \frac{d\hat{\imath}}{dp} \leq 0$ puisque les termes à droite et à gauche dans (6) cette fois augmente.

Par ailleurs, comme $\hat{s} = E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp)$, on a:

$$\frac{d\hat{s}}{dp} = \left(\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) + \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p) \right)_{|\hat{\imath}} \frac{d\hat{\imath}}{dp} \right) \theta$$

avec $\frac{d\hat{s}}{dp} \geq 0$ si $\frac{d\hat{\imath}}{dp} \geq 0$ mais un signe indéterminé si $\frac{d\hat{\imath}}{dp} \leq 0$. Au total, une augmentation de p entraîne une baisse de la fréquence des procès et une hausse de la compensation amiable si $\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) \leq 1$ et $\frac{\partial^2 \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p) \leq 0$; mais elle entraine une hausse de la fréquence des procès et une baisse de la compensation amiable si $\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) \geq 1$ et $\frac{\partial^2 \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p) \geq 0$.

En utilisant la propriété ci-dessus, on obtient finalement i) et ii). ■

Une conséquence remarquable de cette proposition est que lorsque les parties ont la possibilité de négocier en dehors du juge, alors la fréquence des procès ne varie plus de façon monotone avec le risque de procès, au contraire de ce que l'on a vu au paragraphe 3.1. Par ailleurs, on voit que l'impact sur la valeur de l'offre amiable passe par deux effets:

- un effet direct: lorsque p augmente, toute chose égale par ailleurs, l'utilité attendue (l'équivalent-certain) au procès du plaignant marginal augmente, ce qui incite le défendeur à accroître l'offre amiable pour économiser les coûts du procès;
- un effet indirect, qui vient de la modification du type du plaignant marginal; si celui-ci augmente avec p, alors le défendeur est incité à majorer son offre amiable pour parvenir à un accord amiable, alors que si le type marginal diminue, le défendeur éventuellement va réduire l'arrangement amiable qu'il propose.

A nouveau, on peut revenir à l'expression du bénéfice marginal de la négociation pour interpréter ce résultat.

Si p est initialement (suffisamment) faible, l'aversion au risque du plaignant croît avec p et la différence d'aversion au risque entre les types de plaignants augmente; ceci accroît le bénéfice marginal de la négociation car d'un côté, les gains de la négociation augmentent et de l'autre, il est plus facile pour le défendeur de séparer les plaignants en fonction de leur type en augmentant à la marge sa proposition d'accord amiable. Dans ce cas, la réduction du risque conduit alors à une baisse de la fréquence des procès et en même temps à une hausse de la compensation amiable.

Inversement si p est initialement (suffisamment) élevée, l'aversion au risque décroît avec p, et les écarts d'aversion au risque entre types de plaignants se réduisent, ce qui diminue le bénéfice marginal de la négociation, impliquant une augmentation de la fréquence des procès. Comme par ailleurs il devient plus difficile (plus coûteux) pour le défendeur de séparer les types de plaignants et de les inciter à négocier plutôt que d'aller au procès, il peut être avantageux de réduire la compensation amiable afin de minimiser le coût de règlement du litige.

On envisage maintenant l'effet d'un accroissement de la probabilité p compensé par une baisse de θ.

Proposition 5: *Toute chose égale par ailleurs, un accroissement de p compensé par une baisse de θ de telle sorte que l'espérance de gain du plaignant au procès reste inchangée entraîne:*

i) une baisse de la fréquence des procès et une hausse de la compensation amiable si la valeur initiale de p est (suffisamment) faible,

ii) un effet ambigu sur la fréquence des procès et sur la compensation amiable sinon.

Démonstration. L'impact total de l'accroissement de p $\left(\text{avec } \frac{d\theta}{dp} = -\frac{\theta}{p} < 0\right)$ se décompose[7] en:

1- l'effet direct de la variation de p, qui comme à la proposition 4 va dépendre du signe de $\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) - 1$ et $\frac{\partial^2 \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p \partial i}(p)$;

2- l'effet de la baisse compensatrice de θ nécessaire pour maintenir constante $E(Xp)$, qui est toujours négatif (*i.e.* qui tend toujours à accroître le terme à droite dans (6), impliquant un accroissement du type du plaignant marginal).

Comme ci-dessus, si la valeur initiale de p est faible, telle que $p < \min(p_{\hat{\imath}}, p'_{\hat{\imath}})$, alors un accroissement de p diminue la fréquence des procès, car l'effet direct de p est amplifié par l'ajustement de θ: la probabilité de procès va donc diminuer (plus fortement que pour une variation simple de p). Sinon, et en particulier si p est élevé, l'effet net est ambigu: la hausse de p tend à accroître la fréquence des procès, pendant que l'ajustement de θ tend à la diminuer.

L'effet sur la compensation amiable quant à lui s'écrit:

$$\frac{d\hat{s}}{dp}_{|\frac{d\theta}{dp}=-\frac{\theta}{p}} = \left(\left(\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) - \frac{\varphi_{\hat{\imath}}(p)}{p}\right) + \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \frac{d\hat{\imath}}{dp}\right)\theta$$

Le terme $\frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p) - \frac{\varphi_{\hat{\imath}}(p)}{p}$ est positif, par hypothèse de convexité de $\varphi_{\hat{\imath}}(p)$. En revanche, l'effet indirect induit par l'ajustement du type marginal du plaignant

[7] On peut montrer que le signe de $\frac{d\hat{\imath}}{dp}$ est cette fois celui de:

$$\begin{aligned} & -\frac{\partial W}{\partial p}(\hat{\imath}, p)_{|\frac{d\theta}{dp}=-\frac{\theta}{p}} \\ = \quad & f(\hat{\imath})\left(\frac{E(-Xd) - E\varphi_{\hat{\imath}}(Xp)}{\theta}\right) \times \left(-\frac{\partial^2 \varphi_i}{\partial i \partial p}(p)\right)_{|\hat{\imath}} \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}}^{-2} \\ & + f(\hat{\imath})\left(1 - \frac{\partial \varphi_{\hat{\imath}}}{\partial p}(p)\right) \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}}^{-1} \\ & + \frac{f(\hat{\imath})}{p}\left(\frac{C_p + C_d}{\theta}\right) \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(p)\right)_{|\hat{\imath}}^{-1} \end{aligned}$$

.

peut être positif ou négatif. On a donc $\frac{d\hat{s}}{dp}_{|\frac{d\theta}{dp}=-\frac{\theta}{p}} \geq 0$ si $\frac{d\hat{\imath}}{dp} \geq 0$, mais un effet indéterminé si $\frac{d\hat{\imath}}{dp} \leq 0$ - ce que l'on peut reformuler comme dans la proposition: si la valeur initiale de p est suffisamment faible (au sens $p <\min(p_{\hat{\imath}}, p'_{\hat{\imath}})$), alors un accroissement de p à moyenne constante augmente l'offre amiable; sinon, l'effet est ambigu. ■

Ceci contraste à nouveau avec le résultat du paragraphe 3.1, mais aussi avec les prédictions de Farmer et Pecorino (1994), qui justifiaient la baisse du taux de procès résultant de la réduction du risque (du type MPS) par l'accroissement de la compensation amiable. La proposition implique (pour un grand nombre de types de plaignants) que lorsque la fréquence des procès diminue avec le taux de succès au procès, alors nécessairement l'offre d'arrangement amiable augmente aussi; sinon, l'effet sur l'accord amiable est ambigu.

Plus généralement, ces résultats montrent que ni la fréquence des procès ni la compensation amiable ne varient de façon monotone avec le risque de procès (au sens d'un MPS), et qu'il y a une asymétrie entre la situation où le taux de succès est initialement faible, et celle où il est élevé. Si la probabilité initiale est faible, alors le bénéfice marginal de la négociation augmente toujours avec un MPS, impliquant une hausse du type marginal du plaignant (une baisse de la fréquence des procès) et de la compensation amiable. En revanche, si la probabilité initiale est forte, l'effet d'un MPS sur le bénéfice marginal est indéterminé - l'effet sur la fréquence de procès comme sur l'accord amiable est donc ambigu. La fréquence des procès peut augmenter, et la compensation amiable peut parfaitement diminuer avec la réduction du risque de procès (si la diminution du type marginal est suffisante). Ceci s'explique par le fait que la variation compensatrice de θ nécessaire pour maintenir constante l'espérance de gain au procès, ajoute un effet richesse[8] qui contrarie l'effet du risque pur. On reviendra dans la section finale sur l'importance de ces effets richesse.

4.3 choix de la règle d'allocation des coûts

On étudie ici l'impact d'un changement de la règle d'allocation des coûts individuels du procès, en comparant la règle américaine qui a été utilisée dans les paragraphes précédents à deux autres règles[9]:

- la règle dite anglaise implique que la partie qui perd le procès règle toutes les dépenses occasionnées par l'action en justice, y compris celles de la partie qui gagne le procès.

- la règle dite française donne la possibilité au juge de transférer au perdant une partie seulement des coûts du gagnant[10].

[8] Qui n'est pas pris en compte par Farmer et Pecorino (1994).

[9] Pour mémoire, Bebchuk (1984) et Shavell (1982) discutent deux autres règles: "favorable au plaignant" et "favorable au défendeur", qui ne sont pas prises en compte ici.

[10] En droit français, on fait une distinction entre deux grandes catégories de coûts. D'un côté, les "dépens" correspondent aux taxes et redevances associées à l'action en justice, auxquelles s'ajoutent le cas échéans l'indemnité versées aux témoins et/ou les frais d'expertise ainsi que les droits de plaidoirie; ce sont les frais que le juge peut décider de faire supporter

On peut paramétrer la règle française qui mixe la règle américaine et la règle anglaise de la façon suivante; notons: $\alpha \in [0,1]$ la part du coût du défendeur qui est supportée par le plaignant lorsque celui-ci est débouté au procès (le plaignant perd le procès avec probabilité $1-p$) et $\beta \in [0,1]$ la part du coût du plaignant qui est supporté par le défendeur lorsque celui-ci est reconnu responsable par le juge (avec probabilité p). Selon cette règle, le procès correspond pour le plaignant à la loterie notée: $Xp = (\theta - C_p + \beta C_p, p; -(C_p + \alpha C_d), 1-p)$, et pour le défendeur à la loterie $Xd = (-(\theta + \beta C_p + C_d), p; -(1-\alpha) C_d, 1-p)$. On retrouve la règle américaine en posant $\alpha = \beta = 0$, et la règle anglaise en posant $\alpha = \beta = 1$.

En reprenant le raisonnement précédent, on montre alors que le terme à droite de la condition (6) s'écrit maintenant sous la règle française: $(p - \varphi_{\hat{\imath}}(p)) + \left(\frac{C_p + C_d}{\theta + \beta C_p + \alpha C_d}\right)$, avec $\forall(\alpha, \beta)$: $\frac{C_p + C_d}{\theta} > \frac{C_p + C_d}{\theta + \beta C_p + \alpha C_d} > \frac{C_p + C_d}{\theta + C_p + C_d}$. On en déduit alors directement le résultat suivant:

Proposition 6: *Toute chose égale par ailleurs, la règle anglaise induit plus de procès que la règle française, laquelle induit plus de procès que la règle américaine.*

En revanche, la comparaison des offres amiables sous les différentes règles est ambigüe, sauf sous des conditions supplémentaires. On peut montrer le résultat suivant[11]:

Proposition 7: *Si* $\frac{p}{1-p} \leq \min\left(\frac{(1-\alpha)C_d}{(1-\beta)C_p}, \frac{\alpha C_d}{\beta C_p}\right)$ *alors l'offre de règlement amiable est plus élevée sous la règle américaine que sous la règle française, laquelle est aussi plus élevée que sous la règle anglaise.*

Les implications de ces différentes règles d'allocation des coûts ont fait l'objet de débats dans la littérature, révélant la grande sensibilité des résultats au type d'asymétrie retenue. Lorsque l'asymétrie d'information porte sur le montant du préjudice comme chez Che et Yi (1993), le choix d'une règle d'allocation des coûts du procès est neutre pour la fréquence des procès. A contrario, le modèle de Bebchuk (1984) ou Deffains et Doriat-Duban (2001) où l'asymétrie porte sur la probabilité p conduit aux mêmes prédictions qu'ici.

Ceci peut se comprendre intuitivement de la façon suivante. Chez Bebchuk (1984), les parties n'ont pas les mêmes croyances sur leurs chances de succès au procès en raison de l'asymétrie d'information sur le type du défendeur. Dans le modèle proposé ici, le défendeur comme le plaignant ont la même croyance a priori $(p, 1-p)$ sur leurs chances respectives de succès au procès. Mais d'une part, le plaignant forme une croyance a posteriori $\pi_i = \varphi_i(p)$ qui dépend de son type; d'autre part, cette croyance a posteriori n'est pas observable par le

intégralement à la partie perdante au procès (celle-ci règle alors non seulement les frais de ce type qu'elle a elle-même engagés, mais aussi ceux de l'autre partie). De l'autre, les coûts "irrépétibles" concernent les honoraires des avocats, et restent à la charge de chacune des parties indépendamment de l'issue du procès, et ne sont pas transférables.

[11] La preuve est disponible sur demande.

défendeur, puisque l'aversion au risque est une information privée - le défendeur ne connaît que la distribution des π_i.

On peut aussi rappeler que dans l'approche dite "optimiste" à la Shavell (1982) où l'excès d'optimisme des parties quant à l'issue du procès explique l'échec de la négociation, la règle anglaise y entraine comme ici plus de procès que la règle américaine. La littérature oppose bien souvent l'approche "stratégique" de la résolution des litiges (fondée sur l'existence d'asymétries d'information entre les parties) à l'approche "optimiste" à la Shavell (fondée sur l'existence de biais exogène de perception du risque du procès entre les parties). Le modèle développé ici réconcilie les deux approches. La modélisation des préférences qui est retenue revient à supposer que le défendeur (neutre au risque) est plus optimiste que le plaignant (qui est en un sens *pessimiste:* son aversion au risque implique qu'il sous-estime ses chances de gagner le procès). Si cette différence de perception du risque entre les parties n'explique pas en tant que telle l'échec de la négociation avant procès (c'est toujours l'existence d'une asymétrie d'information qui en est l'origine), en revanche elle a un effet direct sur l'importance de la fréquence des procès. En revenant à la condition (4) ou (6), on voit notamment que plus le plaignant marginal est riscophobe/pessimiste (plus $(p - \varphi_{\hat{\imath}}(p))$ est grand), plus la fréquence des procès est faible. Symétriquement, moins le plaignant marginal est riscophobe/pessimiste (plus $(p - \varphi_{\hat{\imath}}(p))$ est faible), plus la fréquence des procès est forte. En d'autres termes, on retrouve l'idée qu'ici c'est moins le pessimisme des plaignants qui importe que l'existence d'une différence de perception de risque entre les deux parties .

5 Extensions et discussion

5.1 défendeurs informés

On peut facilement étendre l'analyse au cas où le défendeur est la partie informée et riscophobe. D'un point de vue pratique, on songe par exemple à une action collective contre un producteur individuel, initiée conjointement par un grand nombre de personnes qui assigne en justice un producteur par l'intermédiaire d'une association de consommateurs. On décrit brièvement ci-dessous les prédictions de ce modèle (sous les mêmes hypothèses que précédemment).

Supposons que le plaignant (l'association de consommateurs) est neutre au risque - son espérance de gain au procès est $E(Xp) = p\theta - C_p$, mais qu'il ne connaît pas i le type du défendeur. Celui-ci a des préférences à la Yaari, caractérisées par φ_i. Face à la perspective d'un procès, la perte d'utilité attendue du défendeur i s'écrit:

$$-E\varphi_i(Xd) = (1 - \varphi_i(q))(\theta + C_d) + \varphi_i(q)C_d$$

où on note $q = 1 - p$ la probabilité du défendeur de gagner le procès.

Le principal changement dans la structure du modèle concerne l'ordre du jeu (de façon à rester dans un cadre de *screening*): on admettra que le plaignant fait une proposition d'accord amiable au défendeur, S, que celui-ci acceptera ou non en fonction de son type. Le défendeur marginal $i(S)$ est défini par $-E\varphi_{i(S)}(Xd) = S$; tous les défendeurs qui ont plus d'aversion au risque $(i < i(S))$ accepteront aussi l'arrangement amiable pendant que les moins riscophobes $(i > i(S))$ iront au procès. La meilleure demande d'accord amiable du plaignant, $\hat{S} = -E\varphi_{\hat{\imath}}(Xd)$, est finalement celle qui maximise son gain total espéré noté $G(S) = F(i(S)) \times S + (1 - F(i(S))) \times E(Xp)$, avec un type marginal $\hat{\imath}$ identifié par une condition analogue à (4):

$$\left(\frac{f}{F}\right)(\hat{\imath}) = \frac{\theta}{(q - \varphi_{\hat{\imath}}(q))\theta + (C_p + C_d)} \times \left(\frac{\partial \varphi_i}{\partial i}(q)\right)_{|\hat{\imath}}$$

où $(q - \varphi_{\hat{\imath}}(q))\theta + (C_p + C_d) = -E\varphi_{\hat{\imath}}(Xd) - E(Xp) > 0$ (par hypothèse d'aversion au risque du défendeur) est l'expression des gains de la négociation du point de vue du plaignant, cette fois.

Il est alors immédiat que les effets de statique comparative vont dépendre des caractéristiques des préférences du défendeur marginal, ce qui implique donc que:

- la comparaison des règles de coûts anglaise, française et américaine conduira aux mêmes conclusions que précédemment (propositions 6 et 7);

- l'effet du risque sur la fréquence des procès est identique (propositions 4 et 5);

- la différence essentielle par rapport au cas du plaignant informé concerne l'ajustement de l'accord amiable avec le risque de procès (propositions 4 et 5)[12]: *i) Si la valeur initiale de p est (suffisamment) faible, une augmentation de p a un effet ambigu sur la demande d'accord amiable; mais si la valeur initiale de p est (suffisamment) élevée, une augmentation de p augmente la demande d'accord amiable. ii) Si la valeur initiale de p est (suffisamment) faible, une augmentation de p compensée (par un ajustement de θ laissant $E(-Xd)$ inchangée) diminue la demande d'accord amiable; mais si la valeur initiale de p est (suffisamment) élevée, une augmentation de p a un effet ambigu sur la demande d'accord amiable.*

Ceci s'explique par le fait que le montant de l'accord amiable est déterminé par l'équivalent certain du procès du défendeur marginal - et non plus par l'équivalent certain du procès du plaignant marginal - le procès ne représente pour les parties ni le même risque ni les mêmes résultats monétaires.

On synthétise dans le tableau 1 nos différents résultats, quant aux effets sur la fréquence des procès $\hat{\pi}$ et sur le montant de l'accord amiable $\hat{s}$, selon que le plaignant ou le défendeur est informé.

TABLEAU 1

Statique comparative avec
asymétrie d'information sur les préférences

[12] Les démonstrations explicites sont disponibles sur demande.

	plaignant informé	**défendeur informé**
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial\theta}$	≥ 0	≥ 0
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial C_p}$	≤ 0	≤ 0
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial C_d}$	≤ 0	≤ 0
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial p}$	≤ 0 si p faible; ≥ 0 si p fort	≤ 0 si p faible; ≥ 0 si p fort
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial p}_{\mid \frac{d\theta}{dp}}$	≤ 0 si p faible; $\lesseqqgtr 0$ si p fort	≤ 0 si p faible, $\lesseqqgtr 0$ si p fort
$\frac{\partial\hat{s}}{\partial\theta}$	$\lesseqqgtr 0$	$\lesseqqgtr 0$
$\frac{\partial\hat{s}}{\partial C_p}$	$\lesseqqgtr 0$	≤ 0
$\frac{\partial\hat{s}}{\partial C_d}$	≥ 0	$\lesseqqgtr 0$
$\frac{\partial\hat{s}}{\partial p}$	≥ 0 si p faible; $\lesseqqgtr 0$ si p fort	$\lesseqqgtr 0$ si p faible; ≥ 0 si p fort
$\frac{d\hat{s}}{dp}_{\mid \frac{d\theta}{dp}}$	≥ 0 si p faible; $\lesseqqgtr 0$ si p fort	≤ 0 si p faible; $\lesseqqgtr 0$ si p fort

5.2 Yaari *versus* Von Neuman-Morgenstern

Farmer et Pecorino (1994) supposaient que les plaignants avaient des préférences conformes à l'hypothèse de l'utilité espérée, et non pas du type Yaari. On peut objecter que ceci explique que nous aboutissions ici à des résultats différents. Il convient alors d'expliquer pourquoi cela n'est pas le cas, et de souligner que la représentation des préférences à la Yaari facilite ici l'analyse de l'équilibre du jeu mais qu'elles n'en limitent pas la portée. Il y a deux raisons principales à cela.

D'une part, on a montré que les changements de risque (et de façon générale, tous les effets de statique comparative) affectaient l'équilibre (le montant de l'arrangement amiable et la fréquence des procès) via le bénéfice marginal de la négociation. Celui-ci dépend en particulier des gains de la négociation, c'est-à-dire, de la différence entre la disponibilité à payer du défendeur et la disponibilité à recevoir du plaignant. Quelque soit le modèle de représentation des préférences, on retrouvera le même mécanisme de transmission. Le point important est que dès lors qu'il existe une différence dans la perception du risque entre les parties, les gains de la négociation excèdent les coûts de transaction du procès.

L'analyse des effets résultant des changements de risque en particulier nécessitera des restrictions supplémentaires (au-delà de l'hypothèse d'aversion au risque), quelque soit la représentation des préférences, qui en dernière instance peuvent se ramener à une condition sur la valeur initiale de la probabilité p. Il en est de même du terme qui traduit l'efficacité de la séparation entre les types de plaignants.

D'autre part, les préférences à la Yaari vérifient la propriété de l'utilité marginale constante dans la richesse, et elles conduisent donc à des résultats qualitativement proches de ceux qui apparaîtraient dans le modèle d'Espérance d'Utilité sous l'hypothèse d'une aversion absolue au risque constante avec la richesse. Indépendamment du mode représentation des préférences, il s'agirait donc plutôt de s'interroger sur ce qu'impliquerait l'hypothèse d'une aversion croissante ou décroissante avec la richesse, car ceci sera à l'origine d'effets richesse qui s'ajouteront à ceux analysés ci-dessus. Rappelons à cet égard que Kaplow et Shavell (1994,2000) ont ouvert un débat dans la littérature "Law & Economics", en arguant que les effets richesse qui apparaissent inévitablement lorsque les individus sont riscophobes (dans le modèle de l'utilité espérée), sont en fait secondaires, au sens où le système judiciaire n'a pas pour rôle d'assurer la redistribution des revenus entre plaignants et défendeurs. A ce titre, on peut voir dans la théorie de Yaari un outil qui permet de s'affranchir de ces difficultés dans le cadre de l'analyse des litiges. Toutefois, dès lors que les tribunaux amplifient les sanctions des défendeurs jugés responsables ou n'accordent pas la compensation intégrale des préjudices subis par les victimes même lorsqu'elles gagnent le procès[13] et si les possibilités d'assurance des parties sont limitées, on peut difficilement ignorer l'influence que ces effets richesse auront sur les incitations à négocier et sur la demande de justice de façon générale, et principalement dans le cas de petits litiges[14]. La discussion des résultats de la proposition 5 a montré que ces effets richesse pouvaient avoir des conséquences importantes pour la statique comparative.

Abandonner l'hypothèse d'aversion constante mérite alors un examen plus précis qu'on ne peut qu'esquisser très partiellement ici. Ces effets richesse vont affecter les deux composantes du bénéfice marginal de la négociation (à la fois les gains de la négociation et l'efficacité de la séparation). Les effets sur la première composante sont sans doute les plus aisés à percevoir. Par exemple, si l'aversion au risque est décroissante avec la richesse des plaignants (hypothèse communément admise depuis Arrow et Pratt), alors les gains de la négociation seront plus faibles que lorsque l'aversion est constante: ceci va donc, toute chose égale par ailleurs, dans le sens d'une diminution des incitations à négocier. L'hypothèse d'une aversion croissante aura les effets opposés. Au total, on peut s'attendre à ce que les effets en statique comparative deviennent plus incertains, tant pour ce qui est des changements de risque que pour des changements des coûts in-

[13] Kaplow (1993) s'interroge par exemple sur la dissuasion créée par les effets multiplicateurs des dommages accordés par le tribunal, et Polinski et Che (1991) suggèrent la déconnexion entre les dommages payés par le défendeur et ceux reçus par le plaignant.

[14] Sous l'hypothèse d'une utilité concave dans la richesse, l'utilité marginale des petits litiges sera par construction supérieure à celle des gros litiges.

dividuels du procès ou des dommages accordés au plaignant. Par ailleurs, il est vraisemblable que ceci aura un effet sur le choix de la règle d'allocation des coûts, dans la mesure où chacune a des effets redistributifs différents en fonction l'issue du procès.

A fortiori, on s'éloignera alors des prédictions de Farmer et Pecorino (1994) concernant l'impact du risque sur la fréquence des procès et sur la compensation amiable.

5.3 asymétrie d'information, aversion au risque et optimisme comparatif

Dans un autre travail, Farmer et Pecorino (2002) ont étudié l'influence des biais d'optimisme comparatif ou des biais de présentation de soi ("self-serving bias") dans le modèle de résolution des litiges de Bebchuk[15]. Des études expérimentales (voir le survey de Babcock et Loewenstein (1997)) montrent par exemple que dans un contexte de litiges devant une juridiction civile, les sujets interprètent systématiquement les faits dans un sens qui leur est personnellement favorable, qu'ils jouent le rôle du plaignant ou celui du défendeur.

On peut faire la même analogie entre ce travail et le notre que celle relevée plus haut avec le modèle originel de Bebchuk (1984), bien que les fondements en soient distincts. Farmer et Pecorino (2002) considèrent que les parties sont neutres au risque, et ils mettent en relief l'incidence des biais exogènes de perception du risque, présentés souvent comme *irrationnels.* L'existence de ces biais a pour première conséquence que chacune des parties adopte des croyances a priori divergentes sur leurs chances de succès au procès; par ailleurs, cette divergence d'opinion est amplifiée par le fait que le plaignant n'observe pas le type du défendeur (p). Comme nous l'avons expliqué ci-dessus, notre travail justifie l'existence de biais de perception du risque en un sens *rationnels*[16], qui résultent des préférences intrinsèques des individus. Ils ont les mêmes croyances a priori sur leur chance de succès au procès, mais n'ont pas la même attitude vis-à-vis du risque, celle des plaignants étant une information privée.

Clairement, bien que ces trois modèles soient fondés sur des interprétations différents quant à la formation des croyances des parties opposées dans le litige, ils conduisent à des prédictions identiques pour ce qui est du choix d'une règle d'allocation des coûts du procès. On a vu que le modèle avec asymétrie d'information sur l'aversion au risque (une fois neutralisés les effets richesse) donne les mêmes résultats que le modèle de Bebchuk - il est immédiat que le même constat vaut pour celui de Farmer et Pecorino (2002)[17]. De la même façon, ils prédisent que la régulation économique de l'accès à la justice (modifi-

[15] Voir aussi Farmer et Pecorino (2004) pour un modèle incorporant le souci d'équité des parties au modèle de Bebchuk.

[16] Voir Decidue et Wakker (2001) et Weber et Kirsner (1997) pour une argumentation sur le processus de rationalisation de la transformation des probabilités dans les modèles de Yaari et Quiggin.

[17] Farmer et Pecorino n'étudient pas cette question; toutefois, la conclusion est immédiate si l'on observe leur condition de premier ordre (condition (8), p 168, Farmer et Pecorino, 2002).

cation du montant des dommages accordés, ou des coûts individuels du procès) a le même impact sur la fréquence des procès. Le tableau 2 rappelle la statique comparative du modèle de Bebchuk (1984), selon que la partie informée est le plaignant (PI) ou le défendeur (DI):

TABLEAU 2
Statique comparative
dans le modèle de Bebchuk (1984)

$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial\theta} \geq 0$	$\frac{\partial\hat{s}}{\partial\theta} \geq 0$
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial C_p} \leq 0$	$\frac{\partial\hat{s}}{\partial C_p} \leq 0 si\ DI,$ $\lesseqgtr 0\ si\ PI$
$\frac{\partial\hat{\pi}}{\partial C_d} \leq 0$	$\frac{\partial\hat{s}}{\partial C_d} \lesseqgtr 0\ si\ DI,$ $\leq 0\ si\ PI$

En revanche, les effets sur l'accord négocié entre les parties sont différents d'un modèle à l'autre. En particulier, l'asymétrie d'information sur l'aversion au risque introduit plus d'indétermination dans les résultats dans notre modèle - en raison de l'aversion au risque.

Finalement, et de façon assez attendue, c'est au niveau de la statique comparative sur le risque que les trois modèles vont fournir des prédictions divergentes. En tant que tel, le modèle de Bebchuk ne permet pas d'étudier l'influence d'un changement de p (c'est une information privée). Bebchuk (1984) montre toutefois qu'un étalement de la distribution du type du défendeur (à moyenne constante) augmente sans ambiguïté la fréquence des procès, mais a un effet ambigu sur l'accord amiable. A contrario (propositions 4 et 5), le modèle avec asymétrie d'information sur l'aversion au risque fait apparaître des effets plus contrastés, fortement dépendant notamment du risque initial. Si l'on interprète p comme le taux de succès (d'acceptation des recours) du plaignant, le modèle prédit des effets différents selon que ce taux est faible (incitant les parties à régler leur litige plus souvent à l'amiable) ou qu'il est élevé (ce qui incite les plaignants à aller plus souvent au procès, à moins que la réduction du risque ne soit compensée par une réduction des dommages accordés par le tribunal).

On peut faire le même constat quant à l'incidence des différences de perception du risque entre les parties dans les différents modèles. Farmer et Pecorino (2002) montrent que les biais d'optimisme comparatif, ou de représentation des deux parties ont un effet ambigu sur la fréquence des procès. D'un côté, ils tendent à réduire les gains de la négociation: puisque les deux parties surestiment simultanément leur chance de succès au procès, les gains de la négociation sont inférieurs aux coûts de transaction judiciaires; d'un autre côté, le biais d'optimisme du défendeur réduit aussi l'impact de la demande d'arrangement amiable sur la fréquence des procès. La discussion au paragraphe 4.3 a montré que le modèle avec information privée sur l'aversion au risque met plutôt l'accent sur la différence de perception du risque entre les deux parties, et que celle-ci a en outre des effets parfaitement déterminés sur la fréquence des procès: plus la différence $(p - \varphi_{\hat{\imath}}(p))$ est faible, plus la fréquence des procès est forte. On peut remarquer que les résultats de statique comparative de la proposition 4 sont conformes à ce que prédisent d'autres travaux expérimentaux, consacrés notamment à "l'effet certitude"[18]: face à la quasi-certitude de ne pas perdre (p élevé) le procès, les plaignants n'ont aucune incitation à négocier avec le défendeur, et préfèrent aller devant le tribunal; au contraire, face à la quasi-certitude de ne pas gagner (p faible) les plaignants sont incités à négocier.

Finalement, la distinction biais rationnels *versus* irrationnels nous renvoie aux débats récurrents sur la nature des croyances individuelles, bien que les deux perspectives là-aussi soient loin d'être inconciliables. Il est parfaitement possible que les individus aient une perception biaisée des risques/probabilités auxquelles ils font face, ce qui les conduit à avoir des croyances a priori différentes. Ceci peut résulter notamment de l'optimisme comparatif et des biais de présentation personnelle, ou aussi plus généralement de leur capacité à obtenir ou traiter l'information pertinente pour résoudre le litige. Mais par ailleurs, ces croyances peuvent elles-mêmes subir une nouvelle déformation en fonction de la sensibilité au risque de l'individu. Il conviendrait alors là aussi d'analyser de façon plus précise l'incidence de la présence conjointe d'aversion au risque et de ces biais de présentation de soi en présence d'une asymétrie d'information (soit sur l'aversion au risque, soit sur ces biais).

6 Remarques finales

Dans cet article, nous avons développé un modèle de résolution des litiges lorsque l'asymétrie d'information porte sur les préférences des parties opposées au procès. Nous étendons ainsi au cas d'un continuum de plaignants le travail de Farmer et Pecorino (1994). Nous avons généralisé leur premier résultat, concernant la séparation de la population de plaignants (les plus riscophobes acceptent la négociation amiable, les autres vont au procès), et complété leur analyse de statique comparative, notamment concernant les effets du risque de (perdre le) procès. Nous avons justifié que l'hypothèse d'aversion au risque, à elle seule, ne suffit pas pour déterminer les conséquences décrites par Farmer et Pecorino: elles nécessitent des conditions spécifiques sur les préférences des plaignants (ou des défendeurs dans le cas où il s'agit de la partie informée).

Pour la représentation des préférences utilisée dans ce travail (le modèle Dual

[18] Cet effet a été généralisé par Tversky et Wakker (1995): face à des événements associés à des variations de grosses probabilités, les sujets expérimentaux réagissent plus que pour changements dans les probabilités moyennes; en d'autres termes, la pente de la fonction φ_i est beaucoup plus forte pour des grosses probabilités que pour les valeurs intermédiaires.

de Yaari) ces restrictions reflètent les changements de l'aversion au risque des plaignants avec le niveau de risque auquel ils sont exposés. Nous montrons notamment que deux cas polaires peuvent se présenter: lorsque la probabilité de gagner le procès des plaignants est initialement faible, alors un accroissement de cette probabilité augmente le bénéfice (marginal) de la négociation ce qui entraine une baisse de la fréquence des procès et un accroissement du montant de l'offre amiable. L'intuition est que les plaignants sont davantage enclins à accepter l'offre amiable du défendeur lorsque la probabilité de gagner le procès est (suffisamment) faible, car une réduction du risque à l'occasion du procès ne leur semblera pas suffisamment sensible pour qu'ils s'exposent au risque de perdre le procès. Inversement, lorsque la probabilité de gagner le procès des plaignants est initialement élevée, alors un accroissement de cette probabilité réduit le bénéfice (marginal) de la négociation ce qui entraine une augmentation de la fréquence des procès (les plaignants sont d'avantage enclins à rejeter l'offre amiable du défendeur); toutefois, ce dernier effet peut être contrarié si les dommages accordés par le tribunal au plaignant sont réduits en même temps que le risque. La probabilité du plaignant de gagner le procès (le taux de succès des recours déposés par les victimes) dépend de multiples facteurs qui ne sont pas explicités dans ce type de modèles: par exemple (en dehors de la qualité intrinsèque des dossiers), les erreurs des juges ou leur propres biais de perception[19]. Elle peut encore refléter l'évolution du droit et son degré de maturité par rapport à des catégories de litiges émergents: le droit évolue en même temps que la société et le développement économique, en fonction de la nature des litiges qui apparaissent et que les individus demandent au système judiciaire de résoudre[20]. Les résultats des propositions 4 et 5 montrent alors que les changements de ces différents facteurs, qui vont conditionner le taux d'acceptation des recours, ont des effets complexes, et non pas triviaux, sur les incitations à recourir aux services de justice. Ils ont des conséquences aussi sur les incitations à négocier - et par extension, sur les incitations à se tourner vers des modes alternatifs de résolution des litiges qui restent à explorer.

Ce travail montre aussi qu'il est possible de réconcilier des approches habituellement présentées comme concurrentes concernant l'analyse de la résolution des litiges par le droit. Nos prédictions concernant les effets de la régulation économique de l'accès à la justice (dommages à la victime, coûts des procès) sont en effet identiques à celles de Bebchuk (1984), Farmer et Pecorino (2002) ou Shavell (1982). Les différents modèles divergent naturellement dès lors que l'on s'intéresse à l'impact des changements de risque ou de la perception du risque, puisqu'ils proposent des justifications différentes à la formation des croyances des parties quant à leurs chances de succès en cas de procès. A ce titre, nous avons men-

[19] Voir par exemple Viscusi (2001) pour une évaluation des biais manifestés par les jurés.

[20] Voir l'analyse de l'émergence du *risque juridique* proposée par Viscusi (1995), à propos de l'impact du basculement vers le régime de responsabilité sans faute aux Etats-Unis. Dans un autre ordre d'idée, Ichino, Polo and Rettore (2003) et Marinescu (2005) étudient l'influence des conditions macroéconomiques sur les décisions de certaines juridictions spécialisées dans le droit du travail, et Rachlinski, Guthrie and Wistrich (2006) s'intéressent aux biais de perception des juges spécialisés en matière de droit des faillites.

tionné au moins deux extensions de ce travail. Il serait utile de considérer le cas où l'aversion au risque des plaignants n'est plus constante ou indépendante de leur richesse. Par ailleurs, l'extension du modèle au cas où les parties ont simultanément des biais de perception du risque (du type, optimisme comparatif) et ont une aversion au risque distincte permettrait aussi de comprendre l'influence des différents déterminants des croyances des parties opposées dans un litige. On peut enfin envisager une troisième extension, qui serait d'étudier dans le cadre d'un modèle de signal comment la partie informée peut révéler de façon crédible son type d'aversion au risque à la partie non informée, à l'occasion de la recherche d'un accord amiable. Cette direction a été peu explorée jusqu'à présent (voir Reinganum et Wilde (1986)), mais permettrait de compléter l'analyse du "processus de découverte" de Shavell (1989).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Babcock L. et Loewenstein G. (1997), Explaining bargaining impasse: the role of self serving bias, *Journal of Economic Perspective*, **11**, 109-126.

Bebchuk L. A. (1984), Litigation and settlement under imperfect information, *Rand Journal of Economics*, **15**, 404-415.

Che Y-K et Yi J.G. (1993), The role of precedents in repeated litigation, *Journal of Law, Economics and Organization*, **9**, 399-424.

Cooter R., Mark S. et Mnookin R. (1982), Bargaining in the shadow of law: a testable model of strategic behavior, *Journal of Legal Studies*, **11**, 225-379.

Daughety A. (2000), Settlement, in *Encyclopedia of Law and Economics*, Ed. B Bouckaert, G De Geest, Cheltenham, UK: Edward Elgar.

Daughety A. et Reinganum J. (1994), Settlement negotiations with two-sided asymmetric information: model duality, information distribution and efficiency, *International Review of Law and Economics*, **14**, 283-298.

Deffains B. et Doriat-Duban M. (2001), Equilibre et régulation du marché de la justice: délais *versus* prix, *Revue Economique*, **52**, 949-974.

Decidue E. et Wakker P. (2001), On the Intuition of Rank-Dependent Utility, *Journal of Risk and Uncertainty,* **23**, 281-298.

Farmer A. et Pecorino P. (1994), Pretrial negociations with asymmetric information on risk preferences, *International Review on Law and Economics*, **14**, 273-281.

Farmer A. et Pecorino P. (2002), Pretrial bargaining with self-serving bias and asymmetric information, *Journal of Economic Behavior & Organization*, **48**, 163-176.

Farmer et Pecorino (2004), Pretrial settlement with fairness, *Journal of Economic Behavior & Organization*, **54**, 287-296.

Ichino A., Polo M. and Rettore E. (2003), Are Judges Biased by Labor Market Conditions?, *European Economic Review*, **47**, 913-944.

Kaplow L. (1993), Shifting plaintiff's fees versus increasing damage awards, *Rand Journal of Economics*, **24**, 625-630.

Kaplow L. et Shavell S. (1994), Why the legal system is less efficient than the income tax in redistributing income?, *Journal of Legal Studies*, **23**, 667-681.

Kaplow L. et Shavell S. (2000), Should legal rules favor the poor: clarifying the role of legal rules and the income tax in redistributing income?, *Journal of Legal Studies*, **29**, 821-835.

Marinescu I. (2005), Are Judges Sensitive to Economic Conditions? Evidence from UK employment tribunals, *Working paper*.

Polinski A. et Che Y-K (1991), Decoupling liability: optimal incentives for care and litigation, *Rand Journal of Economics*, **22**, 562-570.

Rachlinski J., Guthrie C. and Wistrich H. (2006), Heuristics and Biases in Specialized Judges : The Case of Bankruptcy Judges, à paraître dans *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, proceedings of the Experimental Law & Economics Conference, Bad Meinberg (21-23 juin 2006).

Reinganum J.F. et Wilde L.L. (1986), Settlement, litigation and the allocation of litigation costs, *Rand Journal of Economics*, **17**, 557-566.

Roëll A. (1987), Risk aversion in Quiggin and Yaari's rank-order model of choice under uncertainty, *The Economic Journal,* **97**, 143-159.

Shavell S. (1982), Suits, settlement and trial: a theoretical analysis under alternatives methods for the allocation of legal costs, *Journal of Legal Studies*, **11**, 55-81.

Shavell S. (1989), Sharing of Information Prior to Settlement or Litigation, *Rand Journal of Economics*, **20**, 183-195.

Tversky A. et Wakker P.(1995), Risk Attitudes and Decision Weights, *Econometrica*, **63**, 1255-1280.

Viscusi K. (1995), Insurance and catastrophes : the changing role of the liability system, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, **20**, p 157-176.

Viscusi K. (2001), Jurors, judges and the mistreatment of risk by the courts, *Journal of Legal Studies*, vol 30, 107-142.

Weber E. et Kirsner (1997), Reasons for Rank-Dependent Utility Evaluation, *Journal of Risk and Uncertainty*, **14**, 41-61.

Yaari M. (1987), The Dual Theory of choice under risk, *Econometrica*, **55**, 95-116.