

Document de Travail

Working Paper

2008-31

Le “risque judiciaire” et les licenciements en France: le point de vue de l'économie du risque

Eric Langlais



UMR 7166 CNRS

Université Paris X-Nanterre
Maison Max Weber (bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

Le "risque judiciaire" et les licenciements en France: le point de vue de l'économie du risque

Eric LANGLAIS

EconomiX (CNRS et Paris X-Nanterre) et Nancy Université
UFR AES, 4 rue de la Ravinelle - CO 7026, 54035 Nancy Cedex

Eric.Langlais@univ-nancy2.fr

July 16, 2008

Abstract

Le droit du licenciement expose-t-il les entreprises françaises à un "risque judiciaire"? L'article discute les arguments des différentes thèses (Blanchard et Tirole (2003), Cahuc et Kramarz (2004), Munoz-Perez et Serverin (2005)) en interprétant les informations empiriques disponibles relatives aux décisions des salariés (acceptation/contestation) et des entreprises (choix du motif de licenciement) à partir des instruments de l'économie du risque. Nous montrons que l'analyse des données relatives aux recours devant les Prud'Hommes suggère de la part des salariés une attitude nettement moins riscophobe (voire clairement riscophile) que celle habituellement révélée sur les marchés du risque. Par ailleurs, nous montrons que le licenciement pour motif personnel n'apparaît comme systématiquement préférable au motif économique que dans la mesure où les entreprises sont supposées riscophobes. A l'inverse, la comparaison du coût anticipé d'un licenciement entre le motif économique et le motif personnel apparaît très sensible aux hypothèses concernant l'ancienneté du salarié, le taux de rejet du salarié devant les Prud'Hommes, ou le coût indirect du licenciement.

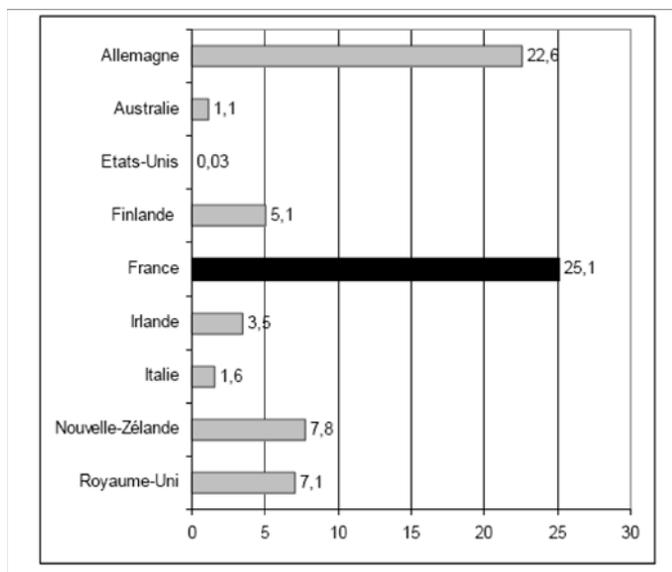
KEYWORDS: licenciements, Prud'Hommes, risque judiciaire.

JEL CODES: J3, J6, K31.

1 INTRODUCTION

Il est sans doute inhabituel d'aborder l'analyse du droit du licenciement avec les outils de l'analyse économique des comportements dans le risque. On sait les critiques auxquelles on s'expose, côté juristes, à vouloir aborder (plus généralement) l'étude des effets du droit sous l'angle des "incitations économiques", pour la conception contestée du droit qu'elle est supposée soutenir (Gautié (2005), Eymard-Duvernay (2004)). En même temps, la question qui fait habituellement sens pour les économistes est celle de la comparaison des coûts de séparation et des coûts d'embauche des firmes (Abowd et Kramarz (2003), Kramarz et Michaud (2005)) et leur impact sur la structure du chômage (Blanchard et Tirole (2003), Cahuc et Kramarz (2004)). Toutefois, il nous semble qu'un travail de clarification soit nécessaire à propos de la notion de "risque judiciaire" dans la mesure où, en France, il s'agit d'un argument qui a été avancé pour justifier un changement des règles en vigueur en matière de licenciements - notamment, de façon à donner un rôle moins important au juge prud'homal.

GRAPHIQUE 1 : COMPARAISON DES TAUX DE CONTESTATION JURIDIQUE
SUR LES LICENCIEMENTS (1990-2000)

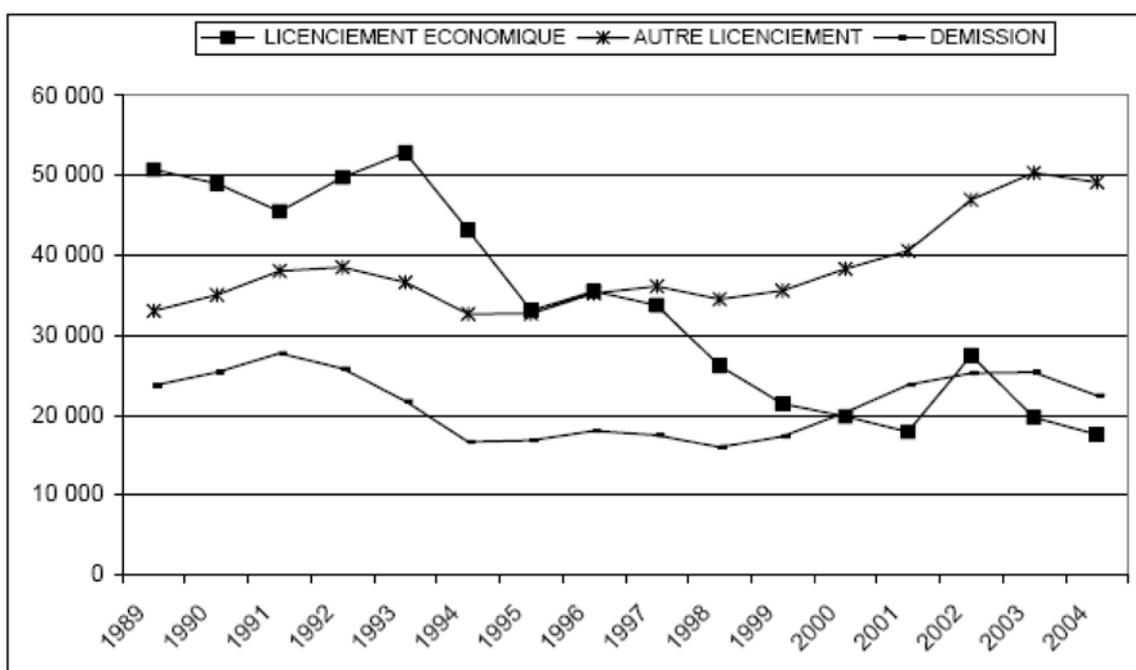


Source : Cahuc et Kramarz (2003)

Cette notion de "risque judiciaire" apparaît avec les rapports de Blanchard et Tirole (2003) et Cahuc et Kramarz (2004). Ces économistes mettent en avant que le coût global d'un licenciement,

à la fois le coût direct via les indemnités de licenciement (voir plus loin le tableau 2) et le coût indirect résultant de la longueur des procédures, conjugué au risque d'un recours déposé par le salarié, inciteraient les entreprises à déguiser des licenciements pour "motif économique" en licenciements pour "motif personnel". Les taux de contestation sur les licenciements sont de fait particulièrement élevés en France (graphique 1) depuis une décennie, alors que l'on peut constater l'effondrement du motif économique (graphique 2) et son remplacement par le motif personnel sur la même période.

GRAPHIQUE 2 - EVOLUTION DU NOMBRE MENSUEL DE LICENCIEMENTS



Source : Cahuc et Kramarz (2003)

A l'opposé, les juristes (Munoz-Perez et Serverin (2005)) rejettent cette thèse du "risque judiciaire" au regard des données relatives à la distribution des taux de recours déposés par les salariés qui contestent le motif de leur licenciement devant les juridictions spécialisées (cf tableau 1; LME: *licenciement pour motif économique*; LMP: *licenciement pour motif personnel*), puisqu'il apparaît (chiffre quasiment stable depuis 10 ans) que le taux de recours sur le licenciement pour motif personnel est approximativement 10 fois plus élevé que celui sur le licenciement pour motif économique, même s'il est en recul depuis 1998.

TABLEAU 1 - TAUX DE RECOURS DEVANT LES PRUD'HOMMES
SELON LE MOTIF DE LICENCIEMENT (1993-2003)

	LME	LMP
1993	1%	36.7%
1994	1.3%	40.5%
1995	1.6%	38.3%
1996	1.6%	37.8%
1997	2%	37.1%
1998	2.2%	41%
1999	2.2%	32.5%
2000	2.2%	32.8%
2001	1.9%	31.1%
2002	1.5%	28.9%
2003	2.6%	26.1%

SOURCE: Munoz-Perez et Serverin (2005)

Le point de départ des réflexions développées ici est que ces positions reposent sur une notion (et une mesure) du "risque judiciaire" très floue, tout au moins au sens de l'analyse économique du risque. La thèse des économistes ne porte aucune attention à la structure particulière des recours concernant les licenciements individuels, et donc, elle ne cherche pas à apprécier les écarts de risque qui pourraient exister entre les différents motifs de licenciement. La thèse des juristes se focalise quant à elle sur les taux de recours déposés devant les tribunaux, sans regarder les taux d'acceptation des demandes ni les coûts associés aux procédures. Enfin, ces deux approches insistent sur les éléments objectifs découlant des dispositifs légaux en matière de licenciement, sans qu'aucune ne cherche à apprécier la part de subjectivité que comporte toute construction individuelle d'un contexte de décision dans le risque. La validité de la thèse du "risque judiciaire" est donc évaluée ici en recourant directement à des outils simples d'analyse du risque et de théorie de la décision, appliqués aux données empiriques disponibles sur le cas français.

Il ne s'agit pas de trancher de façon définitive, mais d'évaluer les thèses en présence et de proposer des pistes d'investigations empiriques permettant de compléter les statistiques sur des aspects qui

n'ont pas été explorés. Comme nous le justifions par la suite, il y a des données manquantes à ce jour, qui sont pourtant essentielles dans cette controverse. Nous reprendrons l'analyse là où les hypothèses et les arguments des deux thèses en présence (sur l'existence d'un risque judiciaire), paraissent le moins bien étayés et le moins précis.

En outre, alors que le débat se concentrait pour l'essentiel sur le comportement des entreprises, nous proposons ici une analyse qui retient à la fois les décisions des salariés licenciés, et celles des entreprises. Toutefois, nous ne proposons pas une analyse en terme d'équilibre partiel. Il s'agit de caractériser la structure du risque implicite aux choix qui peuvent être réalisés par un salarié (accepter/contester le licenciement) ou une entreprise (licencier pour le motif économique/personnel), structure qui est induite à la fois par les dispositifs prévus par la loi et les jugements rendus par les juridictions compétentes en cas de recours déposés par le salarié. Deux questions complémentaires se posent: Y-a-t-il, clairement, du fait du droit, une stratégie plus risquée que l'autre, pour chacun des acteurs? Ou bien cet ordre ne peut-il être défini indépendamment des préférences des acteurs?

Les outils que l'on peut utiliser pour analyser les incitations contenues implicitement dans le code du travail, sont en effet de deux types:

- les critères de dominance stochastique:

Issus de la théorie des probabilités, ils permettent de comparer deux distributions de probabilités représentant le comportement de deux variables aléatoires, x et y par exemple, en les classant par ordre de risque. Les critères les plus souvent utilisés sont:

La Dominance Stochastique d'ordre 1: x est dite dominée par (plus risquée que) y au sens de la DS1, si comparée à y , x offre les meilleures chances de petits gains; inversement, y offre des chances de gains élevés meilleures relativement à x . Graphiquement, la loi cumulée de x est alors partout au-dessus de celle de y . Ceci implique que l'espérance mathématique de x est inférieure à celle de y : $E(x) < E(y)$.

La Dominance Stochastique d'ordre 2: x est dite dominée par (plus risquée que) y au sens de la DS2, si comparée à y , x offre les meilleures chances *cumulées* de petits gains: graphiquement l'aire sous la loi cumulée de x est partout supérieure à celle de y . En outre à nouveau: $E(x) < E(y)$.

Dans la mesure où toutes les distributions de risque ne sont pas comparables en ce sens, on peut alors recourir à un autre type d'outils:

- les critères axiomatisés

La théorie économique propose différents critères de choix en situation de risque, tenant compte de la "psychologie du risque" du décideur: à savoir, s'il est neutre au risque, riscophile ou riscophobe.

S'il est neutre au risque, sa décision repose sur la comparaison du revenu espéré associé aux actions qu'il peut prendre: l'individu préférera x à y si $Ex > Ey$.

S'il est riscophile ou riscophobe, sa décision tient compte d'une prime de risque $\pi(\cdot)$ (négative s'il est riscophile; positive s'il est riscophobe) qui vient en déduction du revenu espéré associé aux actions qu'il peut entreprendre: l'individu préférera x à y si $Ex - \pi(x) > Ey - \pi(y)$. Cette prime de risque $\pi(\cdot)$ dépend à la fois de la structure du risque et de la forme particulière du critère de choix qui décrit les préférences du décideur. On utilisera ici le critère de l'utilité espérée, dont la forme spécifique sera décrite plus loin.

Le plan de l'étude est défini ainsi. La section 2 rappelle quelques données qui nous serviront au calibrage des simulations. La section 3 étudie le comportement des salariés, acceptation ou recours contre le licenciement, dans la perspective d'une interprétation en termes de théorie de la décision en situation de risque. La section 4 applique la même logique aux entreprises en comparant la décision de licencier pour motif personnel ou à celle de licencier pour motif économique. La section 5 synthétise les résultats et conclut.

2 MINIMA LEGAUX ET INDEMNITES COMPENSATOIRES

Dans le cas d'un licenciement individuel, deux causes peuvent être invoquées par un employeur en France: i) le motif personnel (faute du salarié; ou inaptitude professionnelle, perte de confiance ou refus d'une modification substantielle du contrat de travail); ii) le motif économique (suppression ou transformation d'un emploi, ou modification substantielle du contrat de travail, consécutives à des difficultés économiques ou des mutations technologiques). Le motif économique est assorti d'une priorité de réembauche: l'employeur doit d'abord assurer l'information sur les postes vacants auprès du comité d'entreprise comme du salarié licencié, qui est prioritaire à l'embauche dans la limite de ses compétences, indépendamment de son ancienneté et/ou de la taille de l'entreprise.

Les coûts d'un licenciement¹ supportés par l'employeur proviennent alors d'un côté des règles générales de procédure qui doivent être respectées par l'entreprise, et de l'autre du montant des

¹Pour des études économétriques portant sur l'estimation du coût global de la rupture des contrats de travail, voir Abowd et Kramarz (2003) et Kramarz et Michaud (2005).

indemnités dues au salarié licencié. D'une part, dans la phase préparatoire, les règles de procédure sont communes à tous les motifs de licenciement: après avoir convoqué le salarié à un entretien préalable, l'employeur doit respecter un délai de préavis à l'issue duquel la lettre de licenciement lui sera adressée. En cas de non respect de ces règles, l'entreprise peut être astreinte à verser au salarié une indemnité d'un montant proportionnel au préjudice subi par celui-ci (fonction de son ancienneté et de la taille de l'entreprise), avec un minimum de deux mois de salaire brut. D'autre part, le Code du travail² préconise l'application des dispositions suivantes pour le calcul des indemnités perçues par le salarié licencié bénéficiant d'un Contrat à Durée Indéterminée (Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité), spécifiques à chaque motif de licenciement³ et pour un salarié justifiant d'au moins deux années d'ancienneté dans l'entreprise:

- en cas de licenciement économique, une indemnité minimale égale à 2/10èmes de mois de salaire par année d'ancienneté pour un salarié ayant de 2 à 10 ans d'ancienneté. Après 10 ans d'ancienneté, on majore ce minimum de 2/15èmes de mois par année d'ancienneté.

- en cas de licenciement pour motif personnel, une indemnité minimale égale à 1/10èmes de mois de salaire par année d'ancienneté pour un salarié ayant de 2 à 10 ans d'ancienneté. Après 10 ans d'ancienneté, s'ajoute à ce minimum 1/15èmes de mois par année d'ancienneté.

Le tableau 2 donne, en nombre de mois de salaire, la valeur de l'indemnité perçue par un salarié selon le motif de son licenciement et en fonction de son ancienneté, dès lors que les minima légaux sont appliqués.

Par ailleurs, selon les estimations de l'OCDE (Employment outlook, chap 2, p 56, 1999), en cas de contestation du motif de son licenciement et de recours, un salarié peut espérer recevoir en cas de recours gagné une indemnité compensatoire égale à 6 mois de salaire s'il a une ancienneté d'au moins 2 ans, et 15 mois de salaire s'il a une ancienneté de 20 ans; s'il perd le recours en revanche, il peut espérer percevoir l'indemnité légale prévue par la loi selon le motif initialement invoqué pour son licenciement. En dessous de deux ans d'ancienneté, l'indemnité dépend du préjudice du salarié qui a été estimé par le tribunal.

² Articles L.122-9 et R.122-2, ainsi que l'ordonnance No 2005-893 du 2 août 2005 relative au contrat de travail "nouvelles embauches" (publiée au JO du 3 août 2005).

³ Le salaire de référence est le salaire brut moyen perçu au cours des trois ou douze mois précédant le licenciement.

Ces données initiales, certes très incomplètes, nous serviront à calibrer notre exercice. On interprète maintenant les décisions du salarié licencié (entre accepter le motif ou déposer un recours) puis celles de l'entreprise (choix entre licencier pour motif personnel ou économique) en terme de choix binaires entre deux perspectives risquées (loteries).

TABLEAU 2 - INDEMNITES LEGALES
(en nombre de mois de salaire)

<i>ANCIENNETE</i>	<i>LME</i>	<i>LMP</i>
20 ans	5,3	2,66
18 ans	4,66	2,33
16 ans	4	2
14 ans	3,33	1,66
12 ans	2,66	1,33
10 ans	2	1
8 ans	1,6	0,8
6 ans	1,2	0,6
5 ans	1	0,5
4 ans	0,8	0,4
3 ans	0,6	0,3
2 ans	0,4	0,2

L'analyse développée ici présuppose de la part d'un salarié une pleine connaissance de ses droits en cas de licenciement mais aussi du comportement du système judiciaire (en cas de recours). La même remarque s'applique à une entreprise qui licencie. Il s'agit ici de se placer dans des conditions d'information parfaite par les deux parties afin de déterminer dans ces conditions idéales leur meilleure décision.

3 INTERPRETATION DU CHOIX DU RECOURS PAR LE SALARIE

Le fait qu'il existe une décision meilleure que l'autre reflète soit la structure des opportunités de choix (les caractéristiques des distributions de probabilité associées), soit la structure des préférences du décideur. On examine ici ces différents cas de figure, du point de vue du salarié.

3.1 recours ou acceptation

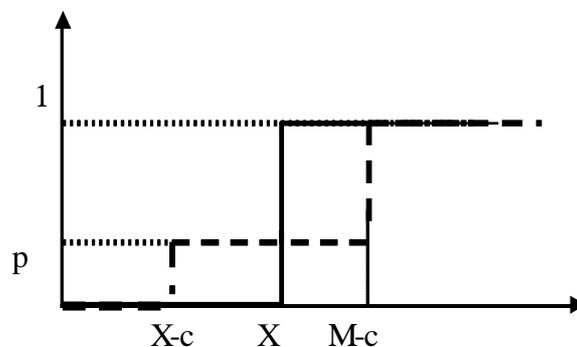
Après que l'entreprise a choisi le motif du licenciement, le salarié a deux actions alternatives possibles: soit accepter, soit déposer un recours devant un tribunal des Prud'Hommes par exemple. Deux cas se présentent donc:

3.1.1 cas d'un licenciement pour motif personnel

En cas d'acceptation (sans recours), le salarié reçoit l'indemnité X ; s'il dépose un recours, il est confronté à la loterie:

	gain	probabilité
recours perdu	$X - c$	p
recours gagné	$M - c$	$1 - p$

où M représente l'indemnité compensatoire accordée par le tribunal en cas de décision favorable au salarié, avec $M - c > X$ et $c > 0$ qui est le coût du procès. Le choix entre accepter (le licenciement) et déposer un recours peut s'analyser en cherchant s'il existe a priori une relation de dominance stochastique sur les distributions induites par les deux décisions. Au graphique 3, l'acceptation est représentée par la distribution en trait plein; le recours est en pointillé:

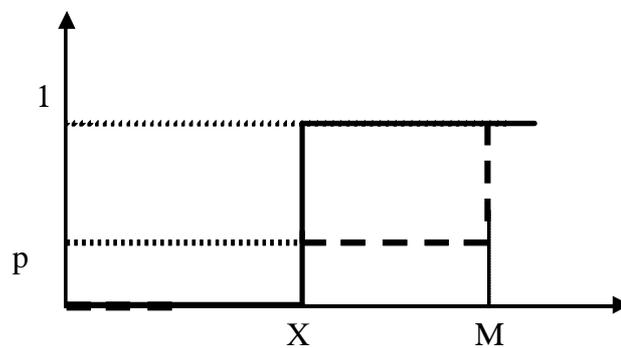


GRAPHIQUE 3

On peut alors tout de suite remarquer la structure particulière des résultats qui implique que pour les salariés qui choisissent de ne pas être représentés (ni avocat, ni délégué du personnel), et pour lesquels les coûts de procédure sont faibles, on a la situation représentée au graphique 4.

Choisir $c = 0$ revient pour le salarié à tronquer la distribution des résultats en cas de recours (comme au graphique 2) et à redéfinir une distribution qui domine au sens de la DS1 celle induite

par l'acceptation du motif⁴; la décision du salarié devient aussi indépendante de sa "psychologie du risque": qu'il soit neutre, riscophile ou riscophobe, il préférera le recours à l'acceptation. En d'autres termes en choisissant $c \rightarrow 0$, tout se passe comme si le salarié contraignait sa décision, puisqu'il a toujours intérêt à déposer un recours. Sinon, en choisissant un recours avec $c > 0$, il n'existe pas de relation de DS immédiate entre les distributions - ni DS1, ni DS2. Le choix entre les deux décisions va dépendre des valeurs des différents paramètres, mais aussi des préférences du salarié (neutralité ou aversion au risque).



GRAPHIQUE 4

Du point de vue d'un salarié neutre au risque, le recours est la meilleure décision si $p(X - c) + (1 - p)(M - c) > X$ soit:

$$c < (1 - p)(M - X) \Leftrightarrow 1 - p > \frac{c}{M - X}$$

ce qui définit soit un seuil maximum pour la dépense juridique du salarié: $(1 - p)(M - X)$; soit une probabilité minimum de gagner le recours: $\frac{c}{M - X}$.

Résultat 1: un salarié neutre au risque licencié pour motif personnel choisira de déposer un recours si:

$$1/ c < (1 - p)(M - X).$$

$$2/ 1 - p > \frac{c}{M - X}.$$

Si $c = 0$, alors il a toujours intérêt à déposer un recours.

3.1.2 cas d'un licenciement économique

⁴Quelque soit le motif par ailleurs: la même remarque vaut pour le motif économique.

En cas d'acceptation (sans recours), le salarié reçoit l'indemnité Y , avec $M - c > Y > X$; s'il dépose un recours, il est confronté à la loterie:

	gain	probabilité
recours perdu	$Y - c$	q
recours gagné	$M - c$	$1 - q$

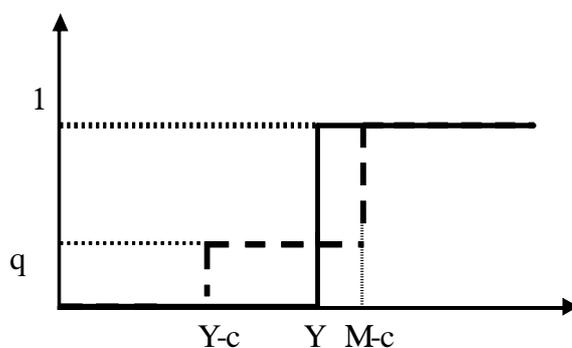
A nouveau, au graphique 5 l'acceptation est la distribution en trait plein; le recours est en pointillé. La même démarche utilisée plus haut peut être développée ici, y compris à propos de l'engagement au recours en choisissant $c \rightarrow 0$. On peut donc directement donner le résultat suivant, pour un salarié neutre au risque:

Résultat 2: un salarié neutre au risque licencié pour motif économique choisira de déposer un recours si:

$$1/ c < (1 - q)(M - Y).$$

$$2/ 1 - q > \frac{c}{M - Y}.$$

Si $c = 0$, alors il a toujours intérêt à déposer un recours.



GRAPHIQUE 5

3.1.3 calibrage empirique de l'incitation au recours

Que sait-on des probabilités de gagner un recours pour les salariés? A notre connaissance, il n'existe pas d'étude sur le cas français suffisamment précise permettant de fournir une estimation des probabilités de gagner un recours en cas de licenciement pour motif personnel ou économique (p et q). Une enquête de 2000 (Severin, 2000) montrait que le taux de réussite du demandeur au fond était de 44% en cas de contestation du motif économique (2,86% en référé). Mais le codage utilisé dans

l'étude ne permettait pas d'avoir une estimation précise du motif personnel, puisqu'une statistique correspondant de façon générale aux contestations du motif de rupture du contrat (48% au fond; 40,67% en référé) agrégeait les cas de non respect de la procédure et le défaut de versement des indemnités dues (donc y compris sur le licenciement économique), en sus du motif personnel. Il y a donc une ambiguïté quant à la comparaison de p et q , mais les données suggèrent que le taux de succès est inférieur à 50%.

Pour Ichino et al (2003) ou Marinescu (2005), les décisions des juridictions spécialisées (en Europe) peuvent être très influencées par la conjoncture économique⁵, et ces auteurs avancent alors un taux de succès global pour les salariés de l'ordre de 50%. L'étude plus documentée de Munoz-Perez et Serverin (2005) estime que 37,7% des demandeurs devant les Prud'Hommes obtiennent satisfaction au moins partiellement sur le fond à l'issue de la procédure⁶.

En l'absence d'informations plus précises, une façon de tester les incitations des salariés est de chercher un seuil de probabilité minimale à partir duquel le recours devient pour eux la meilleure décision. Considérons pour cela des frais de justice équivalents à 1 mois de salaire. Cette normalisation est raisonnable compte tenu des informations connues en matière de litiges civils. Le tableau 3 suivant donne, pour chaque motif de licenciement, la valeur minimale que doit prendre la probabilité de gagner pour que le salarié dépose un recours ("probabilité-seuil" par la suite), en fonction de son ancienneté (les modalités de calculs sont détaillées en annexe 1):

TABLEAU 3 - PROBABILITE MINIMALE DE GAGNER
UN RECOURS POUR UN SALARIE NEUTRE

<i>ancienneté</i>	<i>LME</i>	<i>LMP</i>
	$\frac{c}{M-Y}$	$\frac{c}{M-X}$
20 ans	10, 3%	8%
12 ans	27%	21, 27%
5 ans	20%	18, 18%

⁵En période d'expansion économique et de diminution du chômage, les décisions des tribunaux seraient plus favorables aux entreprises; alors qu'en phase de récession et d'augmentation du chômage, elles seraient plus favorables aux salariés.

⁶Pour 2003, les auteurs indiquent que: 26,8% des demandes aboutissent à un accord des parties, 14,8% sont abandonnées en court de procédure; 13,3% sont déboutées, et 6,3% frappées de nullité, incompétence ou irrecevabilité.

On remarque que ces seuils sont bien en deçà des estimations empiriques disponibles. Les principaux résultats sont synthétisés ici:

Résultat 3:

- 1- la probabilité-seuil associée au motif économique est supérieure à celle du motif personnel;
- 2- la relation entre la probabilité-seuil et l'ancienneté du salarié n'est pas monotone, mais fait apparaître un effet "courbe en cloche" (ou en "U inversé").

Implications empiriques. Empiriquement, les principales implications sont les suivantes:

Le point 1/ suggère que le taux de recours sur le motif personnel devrait être plus élevé que sur le motif économique. L'idée est que, compte tenu de la structure des indemnités, un salarié licencié pour motif personnel sera, toute chose égale par ailleurs, plus enclin à déposer un recours que s'il était licencié pour motif économique. Le point 2/ entraîne que les taux de recours observés devraient être plus élevés pour les durées d'ancienneté à la fois les plus faibles et les plus importantes, relativement aux durées intermédiaires. Il n'existe à notre connaissance pas de données permettant de discuter ce dernier point. Le premier sera rediscuté plus loin, sur la base des données empiriques disponibles, après avoir analysé l'impact de l'aversion au risque. Nous revenons dans l'immédiat sur le rôle des coûts judiciaires.

3.1.4 l'engagement stratégique au recours

On a vu que ne pas être représenté ($c \rightarrow 0$) pourrait constituer une forme d'engagement stratégique de la part du salarié licencié, qui s'imposerait alors ainsi d'être confronté à une structure de risque favorable au recours comme vu ci-dessus.

Les tableaux 4 et 5 donnent des chiffres extraits du rapport Munoz-Perez et Serverin (2005) concernant la représentation des demandeurs (majoritairement, les salariés) respectivement sur le fond⁷ et en référé, en précisant le bénéfice d'au moins une aide juridictionnelle (dont AJ). Les données disponibles ne permettent malheureusement pas de distinguer les différents motifs de licenciements. Toutefois, elles ne permettent pas d'exclure l'utilisation de cet engagement stratégique de la part de certains salariés. Munoz-Perez et Serverin notaient (p 34 et 35, 2005) que cette structure et ces ordres de grandeurs relatifs à 2003 étaient restés sensiblement proches de ceux observés en 1996. Les demandeurs sur le fond viennent rarement seuls, alors que plus de la moitié des demandeurs en référé

⁷Il s'agit des affaires terminées en 2003.

viennent sans être représentés. On remarque en outre qu'au fond, une grande majorité des salariés qui choisissent d'être assistés le sont par un avocat (58,1% au fond; 27,5% en référé) plutôt que par un représentant ouvrier (21,7 au fond; 18,8% en référé).

TABLEAU 4 - REPRESENTATION AU FOND DES SALARIES

<i>TYPE DE REPRESENTATION</i>	<i>%</i>	<i>dont AJ</i>
ni représenté ni assisté	18,3	0,9
total représenté ou assisté	81,7	10,7
<i>dont:</i>		
avocat	58,1	14,7
délégué syndical ouvrier	21,7	0,6

SOURCE: Munoz-Perez et Serverin (2005)

TABLEAU 5 - REPRESENTATION EN REFERE DES SALARIES

<i>TYPE DE REPRESENTATION</i>	<i>%</i>	<i>dont AJ</i>
ni représenté ni assisté	51,4	0,3
total représenté ou assisté	48,6	6,8
<i>dont:</i>		
avocat	27,5	11,8
délégué syndical ouvrier	18,8	0,2

SOURCE: Munoz-Perez et Serverin (2005)

Au total, on voit que la non représentation est loin d'être majoritaire dans les procédures au fond, mais pour autant elle est loin d'être insignifiante (>18%). Inversement, elle est majoritaire dans le cas des procédures en référé (>51%). L'hypothèse d'un comportement d'engagement stratégique à ne pas être assisté n'est donc pas dénuée de fondement du côté salarié - mais devra être étayée par des données relatives à la complexité des affaires elles-mêmes ainsi qu'à l'ancienneté du salarié.

Compte tenu de la faiblesse de l'aide juridictionnelle, l'hypothèse de l'engagement à ne pas être représenté semble plus plausible comparée à l'hypothèse de l'existence de contrainte financière.

3.2 l'aversion au risque du salarié

Le point analysé ici concerne la part des éléments plus subjectifs, provenant de la "psychologie du risque" des salariés.

3.2.1 l'hypothèse sur les préférences des salariés

On supposera que les préférences du salarié sont du type Von Neuman-Morgenstern, avec pour chaque résultat w , un indice de satisfaction donné par $u(w) = \frac{1}{1-a}w^{1-a}$ et a un terme constant qui permet de caractériser l'attitude vis-à-vis du risque du salarié: si $a > 0$ alors le salarié est riscophobe, si $a = 0$ on retrouve le cas de neutralité, et si $a < 0$ alors il est riscophile. Face à une perspective risquée $(w_1, p; w_2, 1 - p)$, le niveau de satisfaction du salarié s'écrit alors:

$$\frac{p}{1-a}w_1^{1-a} + \frac{1-p}{1-a}w_2^{1-a}$$

Dans ces conditions, le salarié préférera déposer un recours plutôt qu'accepter le licenciement pour motif personnel si:

$$\begin{aligned} p(X-c)^{1-a} + (1-p)(M-c)^{1-a} &> X^{1-a} \\ &\Downarrow \\ 1-p &> \frac{X^{1-a} - (X-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a} - (X-c)^{1-a}} \end{aligned}$$

Par ailleurs, le salarié préférera déposer un recours plutôt qu'accepter le licenciement pour motif économique si:

$$\begin{aligned} q(Y-c)^{1-a} + (1-q)(M-c)^{1-a} &> Y^{1-a} \\ &\Downarrow \\ 1-q &> \frac{Y^{1-a} - (Y-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a} - (Y-c)^{1-a}} \end{aligned}$$

On s'attend à ce que du fait de son aversion pour le risque, le salarié ne dépose un recours que si la probabilité de gagner est supérieure à un seuil qui est plus élevé que dans le cas précédent. On

cherchera à évaluer cet effet. Mais on voit aussi immédiatement que du fait de l'aversion au risque, il devient plus difficile de comparer *a priori* les seuils $\frac{X^{1-a}-(X-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a}-(X-c)^{1-a}}$ et $\frac{Y^{1-a}-(Y-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a}-(Y-c)^{1-a}}$: l'aversion au risque par construction rend le résultat des comparaisons sensible à la distribution des probabilités sur les paiements associés au différents événements. Le calibrage de ces effets est alors indispensable.

3.2.2 évaluation des effets de l'aversion au risque

Le tableau 6 donne, pour chaque motif de licenciement, un ordre de grandeur (on donne l'approximation à l'unité inférieure) pour la valeur minimale de la probabilité de gagner au-delà de laquelle le salarié dépose un recours.

TABLEAU 6 - PROBABILITE MINIMALE DE GAGNER
UN RECOURS POUR UN SALARIE RISCOPHOBE

ANCIENNETE	LME				LMP				
	$\frac{Y^{1-a}-(Y-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a}-(Y-c)^{1-a}}$				$\frac{X^{1-a}-(X-c)^{1-a}}{(M-c)^{1-a}-(X-c)^{1-a}}$				
20 ans				c				c	
			1		2			1	2
		2	27%		50%		2	43%	79%
	a					a			
		5	57%		85%		5	85%	99%
12 ans				c				c	
			1		2			1	2
		2	56%		90%		2	80%	> 1
	a					a			
		5	85%		99%		5	99%	93%
5 ans				c				c	
			1		2			1	2
		2	> 0		> 1		2	> 1	> 1
	a					a			
		5	> 0		> 0		5	> 0	> 0

On a choisi deux valeurs alternatives pour le paramètre a mesurant l'aversion relative pour le risque du salarié, empiriquement plausibles⁸. Deux valeurs pour le coût judiciaire (1 et 2 mois de salaire) sont également utilisées de façon à tester la sensibilité au coût judiciaire; enfin, trois anciennetés (5, 12 et 20 ans) sont retenues.

Il apparaît que les résultats sont maintenant sensibles au choix de la combinaison de ces trois paramètres, de telle sorte que le classement des probabilités-seuils entre les deux motifs, de même que la forme de la relation entre ces seuils et les différents paramètres, sont maintenant déterminés de façon beaucoup moins tranchée.

Les principales conséquences de la prise en compte de la "psychologie du risque" du salarié sont résumées ici:

Résultat 4:

A/ Si $c = 1$ et pour les anciennetés les plus élevées (20 et 12 ans):

- 1- la probabilité-seuil est plus élevée pour le motif personnel que pour le motif économique;
- 2- pour les deux motifs, elle croît avec l'aversion au risque du salarié;

B/ si $c = 2$ et pour les anciennetés les plus élevées (20 et 12 ans):

- 3- la probabilité-seuil est en général plus élevée pour le motif personnel que pour le motif économique, mais l'ordre peut parfois être inversé (exemple: 12 ans d'ancienneté et $a=5$);
- 4- de même, elle est croissante en général avec l'aversion au risque sur les deux motifs, mais peut aussi décroître (exemple: dans le cas du LMP avec 12 ans d'ancienneté)

C/ pour une ancienneté de 5 ans, la probabilité-seuil est non-croissante avec l'aversion au risque du salarié, pour les deux motifs;

D/ elle croît de façon non ambiguë avec le coût judiciaire dans le cas du licenciement économique seulement; l'influence du coût judiciaire est plus ambiguë dans le cas du motif personnel, un effet contre-intuitif pouvant apparaître (la probabilité décroît avec le coût) notamment lorsque le salarié a une aversion au risque élevée ($a=5$) et une ancienneté moyenne (12 ans);

E/ trois profils semblent apparaître pour la relation entre la probabilité-seuil et l'ancienneté:

- croissant pour le LMP avec ($a=5, c=2$)
- décroissant pour le LME avec ($a=2, c=2$) et le LMP avec ($a=2, c=1$) ou ($a=2, c=2$)

⁸ Alors qu'il existait un consensus jusqu'au début des années 80 sur la valeur de ce paramètre, que l'on estimait être située dans un intervalle $[0, 2]$, certains travaux théoriques et empiriques ont justifié que des valeurs plus élevées pouvaient être considérées: par exemple 5, voire 10.

- un effet "courbe en cloche" pour le LME avec $(a=2,c=1)$, $(a=5,c=1)$ ou $(a=5,c=2)$ et le LMP avec $(a=5,c=1)$.

Implications empiriques. L'enseignement principal est que l'ancienneté d'un salarié devrait jouer un rôle non négligeable, mais qui n'est pas trivial, dans sa décision d'accepter ou de déposer un recours aux Prud'Hommes.

D'abord, les résultats suggèrent qu'avec peu d'années d'ancienneté (5 ans), un salarié est enclin à adopter des comportements du type "tout-ou-rien": par exemple, la contestation du licenciement est systématique (meilleure décision) dans le cas du licenciement économique si $c = 1$ indépendamment de l'aversion au risque, alors que sur le motif personnel, la meilleure décision est soit la contestation si $a = 2$ (indépendamment de c), soit l'acceptation si $a = 5$ (indépendamment de c).

Avec une ancienneté plus importante, les probabilités-seuils sont en général plus élevées que dans le cas de neutralité au risque du salarié et par ailleurs largement supérieures à la valeur du taux d'acceptation cité par Severin (2000) (cf ci-dessus): ceci signifie que l'aversion au risque tend à réduire les taux de recours des salariés ayant une ancienneté importante, et sauf à admettre que sur le marché du travail les individus ont une aversion au risque plus faible que sur les marchés financiers, il semble qu'un salarié riscophobe justifiant d'une ancienneté importante ait peu d'incitation à contester un licenciement.

Par ailleurs, les résultats suggèrent que le taux de recours devrait être plus faible sur le motif personnel que sur le motif économique: l'aversion au risque inverse la plupart du temps le classement entre LMP et LME obtenu sous l'hypothèse de neutralité au risque des salariés: la probabilité-seuil est maintenant plus élevée pour le LMP que pour le LME.

3.2.3 un paradoxe empirique

Les données disponibles ne permettent pas d'apprécier l'influence de l'ancienneté. Mais si l'hypothèse de salariés riscophobes a un fondement, il y a alors un paradoxe puisque par rapport aux prédictions théoriques, les données empiriques (tableau 1 ci-dessus) montrent que de 1993 à 2003 le taux des recours sur les licenciements économiques est resté faible, et dans tous les cas bien inférieur à celui qui concerne le motif personnel. En outre, on peut observer que sur la période considérée au tableau 1, le taux de contestation pour un motif de licenciement suit en fait une progression inverse à celle du nombre de licenciements sur ce motif. Le taux de contestation sur le motif économique a fortement augmenté (multiplié par près de 3) et la contestation du motif personnel a décru, pendant que sur

la même décennie, le nombre de licenciements économiques a été divisé par 2,9 et que le nombre de licenciements pour motif personnel a été multiplié par 1,5. En d'autres termes, le motif économique en pratique est paradoxalement d'autant plus contesté par les salariés qu'il est de moins en moins fréquemment utilisé par les entreprises pour licencier un employé, celles-ci préférant licencier pour motif personnel.

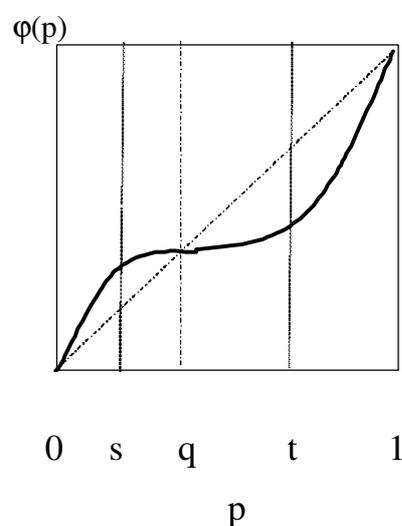
On peut donc naturellement se demander si, en soi, l'hypothèse de riscophobie des salariés est pertinente, et s'il ne serait pas plus approprié d'admettre à l'opposé qu'ils sont riscophiles: ceci rendrait les résultats de la calibration conformes aux observations empiriques, avec des taux de contestation plus élevé sur le LMP que sur le LME. L'hypothèse de riscophilie en fait accentuerait les effets trouvés (cf tableau 3) sous l'hypothèse de neutralité au risque, au lieu d'inverser l'ordre entre le LMP et le LME comme le fait l'aversion au risque. Par exemple pour 20 ans d'ancienneté, et en choisissant $a = -0,5$, la probabilité seuil pour le motif personnel est de 4,3%, alors qu'elle est de 7,55% pour le motif économique. Pour 12 ans d'ancienneté, la probabilité seuil pour le motif personnel est de 12,23%, alors qu'elle est de 24% pour le motif économique. Mais alors, il resterait à justifier que sur le marché du travail où se détermine une part importante du revenu disponible individuel, et/ou devant les juridictions spécialisées dans le droit du travail qui se pronocent sur le conflit entre un salarié et son entreprise, les individus ont un comportement *joueur*⁹.

D'un autre côté, on peut voir dans la progression du taux de contestation du motif économique, alors que cet instrument est de moins en moins fréquemment utilisé par les entreprises, un phénomène bien connu en économie de la décision: celui de sur-réaction à des changements de risque (Tversky et Wakker (1995)). Le graphique 6 montre la déformation caractéristique qui semble être appliquée par les sujets expérimentaux dans des contextes variés de choix impliquant des probabilités arbitrairement choisies (p) ou encore les fréquences statistiques des aléas de la vie courante (risques de santé, d'accidents etc). Cette déformation illustre que les individus ne traitent pas les probabilités de façon linéaire, c'est-à-dire qu'ils ne les considèrent pas à strictement parler comme des indicateurs de risque, mais qu'ils les manipulent systématiquement de façon à définir leur propre vraisemblance ($\varphi(p)$) - leur croyance individuelle - sur les événements risqués auxquels ils sont exposés.

De façon caractéristique, les événements associés à des petites fréquences (connues) ont alors une

⁹Par ailleurs, Munoz-Perez et Serverin (2005) montrent que le taux d'appel sur les décisions rendues au fond et en premier ressort par les Prud'Hommes, a augmenté de façon continue en 20 ans; plus de 6 affaires sur 10 font l'objet d'un appel en 2002.

occurrence qui est sur-estimée - au sens où la vraisemblance formée par l'individu est supérieure à la fréquence observée (sur le graphique 6: $\varphi(p) > p$ pour $p < q$)¹⁰ pendant que les événements plus fréquents voient leur occurrence sous-estimée par les individus (sur le graphique 6: $\varphi(p) < p$). Dans le même temps, le phénomène de surajustement des changements de probabilités est d'autant plus accentué que les événements associés sont rares ($p < s$: c'est "l'effet possibilité") ou très probables ($p > t$: c'est "l'effet certitude"), pendant que la perception du risque est peu affectée par des changements qui interviennent dans le domaine des probabilités intermédiaires ($p \in]s, t[$)¹¹.



GRAPHIQUE 6

Une telle interprétation contourne la difficulté rencontrée habituellement avec les modèles de choix axiomatisés, à savoir, définir *a priori* si l'individu est riscophobe ou riscophile (par exemple via la valeur du paramètre a comme ci-dessus). Le type de transformation des probabilités représentée au graphique 6 permet en effet de justifier qu'un même individu peut se révéler riscophobe face à des choix impliquant des probabilités fortes de gains ou des probabilités faibles de pertes, mais riscophile/joueur en présence choix impliquant des probabilités faibles de gains ou des probabilités fortes de pertes (Tversky and Kahneman (1992)).

On peut alors appliquer cette grille d'analyse au choix de recours des salariés de la façon suivante.

¹⁰Des travaux expérimentaux montrent que la probabilité q est de l'ordre de 0,3 (Tversky et Fox (1995)).

¹¹On voit que $\varphi'(p) > 1$ - la pente de φ est supérieure à 1 - pour $p < s$ ou $p > t$. En revanche $\varphi'(p) < 1$ - la pente de φ est inférieure à 1 - pour $p \in]s, t[$. Ceci implique qu'un petit changement de la probabilité dans $[0, s[\cup]t, 1]$ a plus d'impact sur la perception du risque de l'individu que le même changement dans $]s, t[$.

Face à un employeur qui décide de le licencier pour motif économique, le salarié révisé à la hausse ses chances de gagner un recours devant les Prud'Hommes; en effet, sachant que le risque statistique d'être licencié pour motif économique diminue, le salarié interprète la décision de son employeur comme une mesure abusive (injuste) qui justifie qu'il dépose un recours - dont par ailleurs il va surestimer la probabilité de sortir vainqueur.

L'analyse peut certainement être complétée en s'intéressant à l'évolution du taux d'acceptation des demandes déposées par les salariés devant les Prud'Hommes, en dissociant les recours en cas de licenciement pour motif économique de ceux qui concernent le motif personnel; encore une fois (cf la discussion au 4.1.3), ces données ne sont pas disponibles à notre connaissance.

4 INTERPRETATION DU CHOIX DU MOTIF DE LICENCIEMENT D'UNE ENTREPRISE

La décision de licencier pour motif économique ou pour motif personnel, du point de vue de l'entreprise, peut s'analyser de façon similaire.

4.1 motif économique ou personnel

En notant $k > 0$ le coût judiciaire supporté par l'entreprise qui licencie, on a pour le motif personnel (LMP):

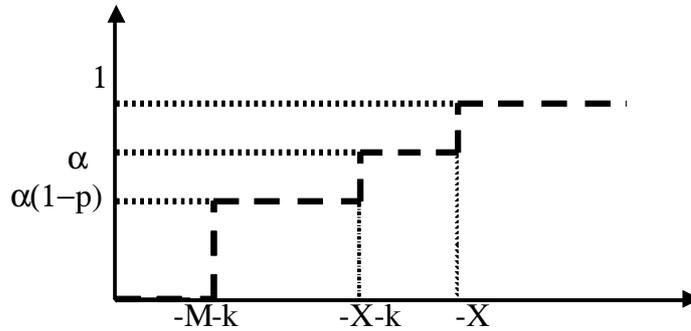
$$LMP \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{coût} \quad \text{proba.} \\ \text{contesté avec proba. } \alpha \left\{ \begin{array}{ll} \text{recours gagné} & -X - k \quad p \\ \text{recours perdu} & -M - k \quad 1 - p \end{array} \right. \\ \text{accepté avec proba. } 1 - \alpha \text{ et coût } -X \end{array} \right.$$

de telle sorte que α représente le taux des recours sur le licenciement pour motif personnel, ce qui correspond graphiquement à la distribution au graphique 7.

Pour le licenciement pour motif économique (LME), nous avons:

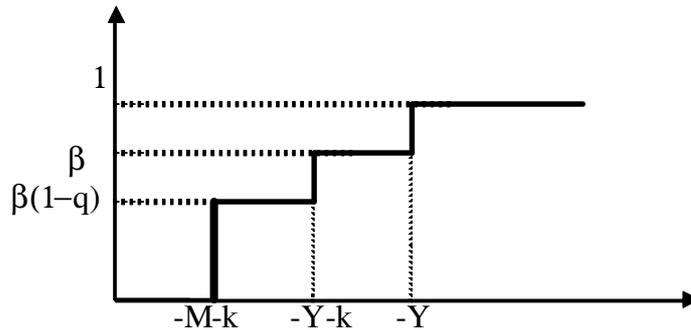
$$LME \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{coût} \quad \text{proba.} \\ \text{contesté avec proba. } \beta \left\{ \begin{array}{ll} \text{recours gagné} & -Y - k \quad q \\ \text{recours perdu} & -M - k \quad 1 - q \end{array} \right. \\ \text{accepté avec proba. } 1 - \beta \text{ et coût } -Y \end{array} \right.$$

où β est le taux des recours sur les licenciements économiques; ceci est représenté au graphique 8.



GRAPHIQUE 7

Nous discutons le rôle respectif de trois hypothèses centrales: Quelles sont les préférences des entreprises? Quels sont les coûts associés à la procédure de licenciement? Quelles sont les probabilités des différents événements?



GRAPHIQUE 8

On s'intéressera au préalable à la représentation des entreprises devant les tribunaux.

4.2 les coûts judiciaires: engagement stratégique ou investissement dans la qualité du dossier?

Les éléments statistiques disponibles sur la représentation des firmes devant les Prud'Hommes ne donnent pas d'information sur le montant des coûts judiciaires, mais sur la façon dont ces dépenses sont utilisées par les entreprises.

Les données du tableau 7 concernent la représentation des défendeurs cette fois (majoritairement,

les entreprises) sur les affaires au fond et en référé¹². Avec là aussi une structure et des ordres de grandeurs relativement stables en 10 ans, il apparaît clairement que les entreprises bénéficient de taux d'assistance sensiblement plus faibles que les salariés. Au fond, l'écart est de 10 points par rapport aux salariés, et de 5 points seulement en référé¹³. A noter également, qu'au fond, à peine plus de la moitié des défendeurs sont assistés d'un avocat, et moins du tiers en référé.

TABLEAU 7 - REPRESENTATION DU DEFENDEUR

<i>TYPE DE REPRESENTATION</i>	<i>AU FOND</i>	<i>EN REFERE</i>
ni représenté ni assisté	28,3%	56,1%
total représenté ou assisté	71,7%	43,9%
<i>dont:</i>		
avocat	53,7%	32,3%
représentant de la branche	11,4%	6%

SOURCE: Munoz-Perez et Serverin (2005)

Munoz-Perez et Serverin (p 38-39, 2005) montrent de façon particulièrement intéressante que les défendeurs/firmes comparaissent massivement et notamment de façon particulièrement marquées lors de décisions qui concluent à un rejet de la demande (au fond: 96,3%; en référé: 85,1%). Ainsi que les auteurs le disent "les employeurs ne laissent pas prendre de décisions en leur absence", "... [ce] qui n'est pas habituel dans les procédures orales".

En d'autres termes, l'utilisation de la dépense judiciaire côté entreprises pourrait être interprétée comme un comportement de prévention, au sens où elles utiliseraient la dépense judiciaire là où elle est utile et finalement engagée à moindre risque - bref en fonction de la qualité du cas à défendre.

4.3 Neutralité au risque, coûts judiciaires identiques

Nous chercherons à mettre en évidence, de façon séparée, l'incidence de la forme des préférences des entreprises, des taux de recours et de succès, puis des coûts directs et indirects des licenciement.

¹²Il s'agit toujours des affaires terminées en 2003.

¹³En outre, les mêmes tendances s'observent dans toutes les sections des CPH: agriculture, commerce, industrie y compris l'encadrement.

Nous discutons les configurations les plus favorables aux différentes thèses qui s'opposent à propos du "risque judiciaire", et leur plausibilité au égard aux informations statistiques disponibles. On fait d'abord l'hypothèse ici que les firmes sont neutres et qu'elles supportent des coûts de licenciement identiques entre les procédures, et comparables à ceux des salariés ($k \rightarrow c$).

4.3.1 probabilités des événements identiques

Envisageons une situation qui est *a priori* favorable à la thèse selon laquelle le licenciement économique est plus coûteux, voire plus risqué, que le licenciement pour faute du point de vue des entreprises. Pour cela, neutralisons l'incidence des taux de recours et des taux d'acceptation des demandes formulées par les salariés - dans l'hypothèse où les probabilités associées aux différents événements (chaque résultat) sont identiques:

$$\begin{aligned}\alpha p &= \beta q \\ \alpha(1-p) &= \beta(1-q) \\ 1-\alpha &= 1-\beta\end{aligned}$$

il est immédiat que le coût total espéré du licenciement est plus élevé sur le motif économique que sur le motif personnel; puisque $X < Y$, on aurait en effet:

$$\begin{aligned}C(LMP) &= \alpha p(X+k) + \alpha(1-p)(M+k) + (1-\alpha)X \\ C(LME) &= \alpha p(Y+k) + \alpha(1-p)(M+k) + (1-\alpha)Y \\ &\downarrow \\ C(LMP) &< C(LME)\end{aligned}$$

Ceci va dans le sens des arguments avancés habituellement par les économistes.

Toutefois, il apparaît que cette hypothèse d'égalité des probabilités des événements n'est pas plausible empiriquement. En effet, le taux de recours effectif sur le motif économique est nettement plus faible que sur le motif personnel ainsi que le montrent les chiffres relatifs aux demandes formulées auprès des Prud'Hommes (tableau 6 ci-dessus). Dans la période récente, il est approximativement dans un rapport de 1 à 10, après avoir connu dans le passé des écarts encore plus importants (1 à 30 voire 40).

Il est donc impossible dans ces conditions de trouver des valeurs pour p et q permettant d'obtenir des probabilités d'événements égales entre les deux motifs de licenciement. On peut donc d'emblée travailler à partir de configurations plus vraisemblables pour la valeur des probabilités suivantes:

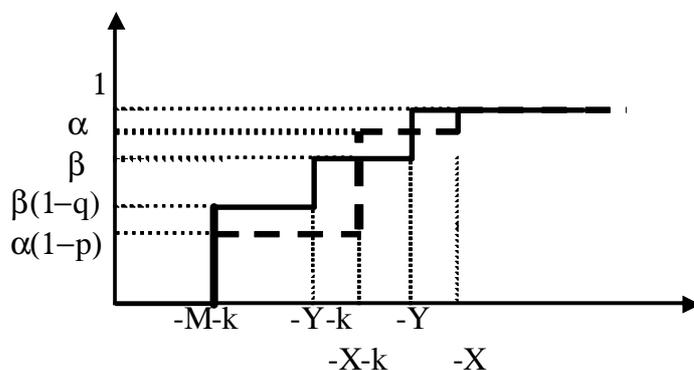
$$10\beta p \text{ et } \beta q$$

$$10\beta(1-p) \text{ et } \beta(1-q)$$

puisque les données relatives au comportement des salariés en matière de recours suggèrent que la probabilité que le licenciement économique soit accepté est supérieure à celle du licenciement personnel: $1 - 10\beta < 1 - \beta$. Sous cette condition, quelles configurations des paramètres permettraient de conclure que le licenciement économique est plus risqué que le licenciement pour faute (soit au sens de la DS1, soit au sens de la DS2)?

4.3.2 licenciement d'un salarié ayant moins de 10 ans d'ancienneté

Pour une ancienneté inférieure à 10 ans, on peut observer que les minima légaux (tableau 1) prévus pour chaque motif de licenciement vérifient $Y - X < 1$. Si l'on suppose que¹⁴ $k \geq 1$, ceci entraîne que $-Y > -X - k > -Y - k$.



GRAPHIQUE 9

Dans ces conditions, on pourrait conclure que le licenciement économique est plus risqué que le licenciement pour faute au sens de la relation de DS2 si la valeur des différents paramètres (notamment les valeurs de p et q) est compatible avec la représentation donnée au graphique 9, où la distribution

¹⁴ Avec $k \rightarrow 1$ si le coût judiciaire d'une entreprise est comparable à celui d'un salarié.

en trait plein (pointillé) est celle qui correspond au licenciement économique (respectivement, pour motif personnel).

S'il y a une telle relation de DS2 entre les distributions induites par les deux motifs de licenciements, alors on sait qu'une entreprise neutre au risque ou riscophobe préférerait le licenciement pour motif personnel au licenciement économique - en outre, ceci implique que le coût espéré d'un licenciement économique est le plus élevé que celui du motif personnel. Sachant qu'empiriquement on a $\alpha > \beta$, il reste alors à préciser les conditions pour obtenir cette relation de DS2. Par exemple, une condition nécessaire est que l'on ait:

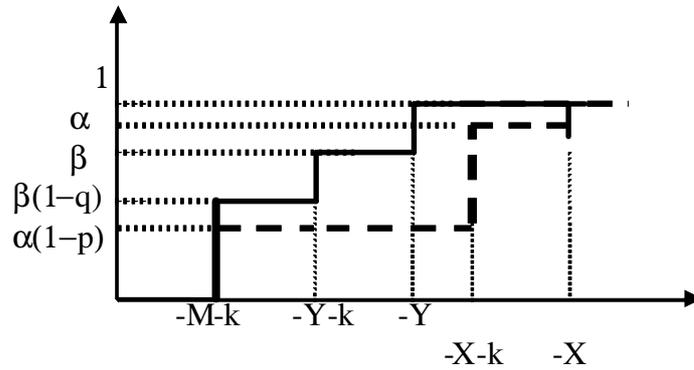
$$\alpha(1 - p) \leq \beta(1 - q)$$

Elle conduit à définir un ratio de risque limite (en reprenant les données de 2003: $\alpha = 26\%$ et $\beta = 2,6\%$): $\frac{1-q}{1-p} \geq \frac{\alpha}{\beta} \equiv 10$, signifiant que pour une entreprise, la probabilité de perdre le recours en cas de licenciement économique doit être au moins dix fois plus élevée que celle de perdre le recours pour un licenciement pour motif personnel. Un tel écart entre les probabilités complémentaires p et q est évidemment destiné à compenser 1/ l'écart entre le taux des recours constaté empiriquement (dans un rapport inverse de 1 à 10) et 2/ la structure des résultats, que l'on étudie maintenant - *de façon que la relation de DS2 existe*. Clairement, les informations apportées par le rapport Severin (2000) ne permettent pas de supposer l'existence d'un tel écart entre p et q . Il n'est pas possible de conclure que le licenciement économique est plus risqué au sens de la DS2 que le motif personnel, dans le cas d'un salarié ayant moins de 10 ans d'ancienneté.

4.3.3 licenciement d'un salarié ayant plus de 10 ans d'ancienneté

D'un autre côté, pour une ancienneté supérieure à 10 ans, on peut observer que les minima légaux prévus pour chaque motif de licenciement vérifient $Y - X > 1$. Si l'on suppose que k est proche de 1, ceci entraîne $-Y - k < -Y < -X - k$.

Dans cette perspective, on pourra conclure que le motif économique est plus risqué que le motif personnel au sens de la relation de DS1 cette fois dans la configuration de paramètres compatible avec la représentation au graphique 10. A nouveau, une condition nécessaire à ce résultat est que $\frac{1-q}{1-p} \geq \frac{\alpha}{\beta} \equiv 10$. La même conclusion que précédemment s'applique donc ici. Notons enfin qu'un changement dans l'ordre des résultats $-Y - k, -Y, X - k$ rendrait nécessaire la condition $\frac{1-q}{1-p} \geq \frac{\alpha}{\beta} \equiv 10$, de façon que le motif économique devienne plus risqué au sens de la relation de DS2.



GRAPHIQUE 10

4.4 Les coûts indirects des licenciements

Nous avons admis jusqu'à présent que le coût direct d'une procédure de licenciement pour une entreprise était composé d'un côté de l'indemnité de licenciement versée au salarié et de l'autre du coût judiciaire en cas de recours. Au-delà des tentatives d'estimation du coût global réalisées par les économistes, Blanchard et Tirole (2003) et Cahuc et Kramarz (2004) ont fait valoir qu'un élément important du coût d'un licenciement était un coût indirect, lié à la longueur de la procédure (coût du temps). Pour pouvoir introduire cet élément dans notre analyse, il serait nécessaire de disposer d'une base de comparaison minimale entre un licenciement économique et un licenciement pour motif personnel. Le rapport Muno-Perez et Serverin (2005) ne livre que quelques éléments concernant la durée des affaires en fonction de la juridiction finale qui doit statuer. Pour les demandes traitées par les Prud'Hommes, les auteurs distinguent quatre "filières":

- très rapide: affaires terminées en 9,6 mois - concernent 49% des demandeurs;
 - rapide: affaires terminées après une durée totale de 13,6 mois - concernent 23% des demandeurs;
 - longue: affaires poursuivies et conclues en appel, au bout de 32,9 mois au total - 24% des demandeurs;
 - très longue: durée totale de 53,3 mois, aboutie après un arrêt en cassation - 4% des demandeurs.
- dont il découle qu'une grande majorité d'affaires (72%) est solutionnée au bout de 9 à 13 mois.

Le coût du temps devrait intégrer aussi la période probatoire où le salarié est informé de son licenciement, puis la période de préavis avant que la décision finale ne lui soit notifiée sous la forme d'une lettre de licenciement. Durant cette période, on invoque généralement que le salarié ne pourra pas être remplacé à son poste, et qu'il aura une productivité plus faible que la normale - voire elle

sera nulle - d'où un manque à gagner pour l'entreprise. Les estimations empiriques du coût global des licenciements produisent un chiffre proche d'une année de salaire brut en moyenne (Gautié (2005), Kramark et Michaud (2005)), mais elles ne permettent pas de juger des écarts pouvant exister entre les motifs de licenciement.

Notre dernière simulation cherchera donc à évaluer l'impact des différences de coût entre le licenciement pour motif personnel et le licenciement économique - en supposant à priori que le motif économique correspond à un coût indirect plus élevé.

Supposons pour cela que les préférences de l'entreprise sont du type Von Neuman-Morgenstern, avec pour chaque résultat w , un indice de satisfaction donné par $u(w) = \frac{1}{1-a}w^{1-a}$. Le bien-être de la firme, *i.e.* la perception du coût ajusté du risque de recours, en cas de licenciement pour motif personnel est alors donné par:

$$U(LMP) = \frac{1}{1-a} (10\beta p(-X - k)^{1-a} + 10\beta(1-p)(-M - k)^{1-a} + (1 - 10\beta)(-X)^{1-a})$$

et en cas de licenciement économique par:

$$U(LME) = \frac{1}{1-a} (\beta q(-Y - k - K)^{1-a} + \beta(1-q)(-M - k - K)^{1-a} + (1 - \beta)(-Y)^{1-a})$$

où K est le coût additionnel associé au licenciement économique: nous imposons donc *a priori* ici comme condition que le coût indirect du licenciement pour motif économique est plus élevé que celui du motif personnel; l'hypothèse qui est testée est celle de savoir si le licenciement économique sera considéré comme plus risqué que le motif personnel par les entreprises - réduisant ainsi leur bien-être et les incitant à préférer le licenciement pour motif personnel. Le tableau 8 suivant donne une estimation de $U(LME)$ et $U(LMP)$.

On a calé la simulation avec $\alpha = 26$ et $\beta = 2.6$. Deux types d'ancienneté ont été considérées (20 et 5 ans), trois valeurs pour le taux de rejet de la demande du salarié (probabilité de gagner pour l'entreprise en cas de recours) ont été testées (0.1; 0.5; 0.9), ainsi que deux types d'écart de coûts entre les deux motifs de licenciements (1 et 12). Enfin, trois valeurs pour le paramètre d'aversion

au risque (-1, 0, 2) ont été retenues. Lorsque $a = 0$, on retrouve le cas de neutralité au risque et le niveau de bien-être calculé correspond (en valeur absolue) au *coût anticipé* d'un licenciement. La valeur $a = -1$ correspond à un cas d'entreprise riscophile. Enfin, pour $a = 2$, la firme a de l'aversion au risque.

TABLEAU 8 - EVALUATION DU BIEN-ETRE DES FIRMES
ASSOCIE AUX MOTIFS DE LICENCIEMENT

a) $a = 0$ - ancienneté : 20 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	-5.807	-4.524	-3.240
LME, $K = 1$	-5.579	-5.478	-5.377
LME, $K = 12$	-5.865	-5.764	-5.663

b) $a = 0$ - ancienneté : 5 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	-2.047	-1.475	-.903
LME, $K = 1$	-1.169	-1.117	-1.065
LME, $K = 12$	-1.455	-1.403	-1.351

c) $a = -1$ - ancienneté : 20 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	32.74	20.129	7.513
LME, $K = 1$	17.13	15.905	14.67
LME, $K = 12$	23.28	20.95	18.61

d) $a = -1$ - ancienneté : 5 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	5.854	3.423	.992
LME, $K = 1$	1.247	.9615	.6755
LME, $K = 12$	4.965	4.1075	3.249

e) $a = 2$ - ancienneté : 20 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	.299	.321	.343
LME, $K = 1$.185	.186	.187
LME, $K = 12$.1847	.1849	.1851

f) $a = 2$ - ancienneté : 5 ans

		p, q	
	0.1	0.5	0.9
LMP	1.530	1.585	1.639
LME, $K = 1$.9777	.9799	.9821
LME, $K = 12$.9754	.9756	.9758

Résultat 5:

A/ On observe que l'accroissement du taux de rejet du salarié réduit le bien-être de la firme, quelque soit la valeur de a , avec un impact plus important sur le LMP que sur le LME.

B/ Pour $a = 0$:

1- Avec 20 ans d'ancienneté et $K = 12$, le coût anticipé du licenciement économique est systématiquement plus élevé que pour le motif personnel, indépendamment du taux de rejet du salarié lors d'un recours. En revanche si $K = 1$, la valeur du taux de rejet de la demande du salarié est déterminante pour le classement entre les deux motifs de licenciement: le coût anticipé du licenciement pour motif personnel est plus élevé que celui du licenciement économique si le taux de rejet est faible (0.1); mais si la probabilité que le salarié perde le recours est plus élevée (0.5 et 0.9), le licenciement économique redevient plus coûteux que le licenciement personnel.

2- Avec 5 ans d'ancienneté, l'influence du coût indirect K est secondaire, et celle du taux de rejet du salarié en cas de recours est prépondérante. Le coût anticipé du licenciement économique est plus élevé que pour le motif personnel si le taux de rejet du salarié est élevé (0.9), et inversement plus faible dans les autres cas (0.5 et 0.1).

C/ pour $a = -1$ on remarque tout d'abord que l'ancienneté n'a pas d'influence ici sur la décision de l'entreprise, et que le classement dépend du taux de rejet du salarié en cas de recours ainsi que de K .

3- Si $K = 12$, un taux de rejet du salarié faible (0.1) rend le licenciement pour motif personnel préférable au licenciement économique; inversement, pour un taux de rejet plus important (0.5 et 0.9), le licenciement économique devient préférable au licenciement pour motif personnel.

4- Si $K = 1$, alors le licenciement pour motif personnel est toujours perçu comme préférable au licenciement économique, indépendamment du taux de rejet du salarié.

D/ Lorsque la firme a une aversion au risque "standard" ($a = 2$), son bien-être est toujours plus élevé en cas de licenciement pour motif personnel, indépendamment de l'ancienneté et du taux de rejet du salarié en cas de recours: la firme préférerait donc licencier pour ce motif plutôt que pour le motif économique.

Implications empiriques. Les résultats suggèrent que la thèse des économistes et celle des juristes sont renvoyées dos à dos. Ni l'écart important entre les taux α et β , ni l'existence d'un coût indirect (K) supporté en cas de licenciement économique, n'est en soi suffisante pour justifier l'une ou l'autre des thèses. Le cas où $a = 0$ montrent en particulier que la comparaison des coûts anticipés des deux motifs de licenciement est très sensible au choix des autres paramètres: taux de rejet du salarié en cas de recours, ancienneté du salarié et importance du coût indirect - ceci reflète qu'il n'existe pas de relation de dominance stochastique entre les distributions induites par les deux

motifs. La même instabilité des résultats apparaît si l'on suppose que les entreprises qui licencient sont riscophiles ($a = -1$).

En fait la thèse du "risque judiciaire" n'est confortée que si l'on admet que les entreprises ont une aversion pour le risque "standard" ($a = 2$): mais alors, ceci signifie que le fait que le licenciement pour motif personnel soit préféré systématiquement au motif économique (*i.e.* que le licenciement pour motif économique apparaisse comme toujours plus risqué que le motif personnel), indépendamment des autres paramètres, résulte uniquement de leur perception du risque de recours associé à chacun des motifs. En d'autres termes, cela apparaît comme un pur effet de perception du risque, conséquence de la "psychologie du risque" de l'entreprise.

5 SYNTHÈSE DES RESULTATS ET CONCLUSION

Rappelons que l'objectif était d'évaluer s'il existait, en France, une structure de risque caractéristique qui serait sous-jacente aux décisions en matière de licenciements (pour les firmes) et de recours aux Prud'Hommes (pour les salariés). Pour cela, nous avons utilisé des instruments d'analyse standard en économie du risque.

La grille de lecture de l'étude est la suivante: au regard des dispositifs légaux et des pratiques des tribunaux spécialisés en France, les critères statistiques les plus faibles de comparaison des perspectives risquées (DS1 ou DS2) ne permettent pas de conclure. Il est donc légitime d'utiliser des critères fondés économiquement, et par conséquent de chercher à se référer à la "psychologie du risque" des acteurs, salariés comme entreprises, pour interpréter les décisions prises en matière de licenciement et d'utilisation des dispositifs légaux.

Nous montrons que du côté des salariés:

1- la structure des risques définie implicitement au travers des minima légaux et/ou des comportements (effectifs) des juridictions spécialisées, n'est ni du type DS1 ni du type DS2, et fait que la décision d'accepter le motif de son licenciement ou de le contester est extrêmement dépendante des préférences du salarié - de sa sensibilité au risque: neutralité ou non neutralité au risque - et de son ancienneté; deux interprétations sont alors possibles:

2- soit admettre que les salariés ont de l'aversion au risque: cela conduit alors à un double paradoxe; d'un côté, on devrait s'attendre à des taux de contestation plus importants sur le motif économique, alors qu'empiriquement, ils sont nettement supérieurs sur le motif personnel; de l'autre, les salariés riscophobes semblent alors avoir peu d'incitation à contester le motif de leur licenciement, sauf s'ils

ont peu ou au contraire beaucoup d'ancienneté.

3- soit admettre que les salariés sont riscophiles, les prédictions étant dans ce cas compatibles avec la structure empirique des recours, qui est stable depuis 10 ans. Mais alors, il reste à justifier que face à des juridictions spécialisées telles que les Prud'Hommes, les salariés sont riscophiles.

4- enfin, l'engagement du côté salarié à n'être pas représenté (ni par un avocat, ni par un délégué ouvrier) est clairement une incitation à aller devant une juridiction spécialisée; à nouveau, compte tenu des minima légaux et/ou des comportements des juridictions spécialisées, cet engagement rend le recours toujours moins risqué pour le salarié.

Du côté entreprises, nous avons montré l'importance de développer des travaux empiriques très ciblés:

5- de nombreuses informations empiriques font défaut: comportement des juridictions spécialisées (taux de rejets des recours selon le motif de licenciement) et/ou coûts indirects supportés par les entreprises et qui sont associés aux différents types de licenciement; toutefois, les structures de risque impliquées par les décisions de licenciement ne sont comparables ni au sens de la DS1 ni au sens de la DS2;

6- d'un autre côté, la différence importante qui existe entre la fréquence empirique des recours selon le motif de licenciement n'est de toute évidence pas suffisante pour conclure, ni en faveur ni contre, la thèse du risque judiciaire;

7- dans toutes les variantes de nos simulations, l'estimation du coût anticipé d'un licenciement apparaît comme très dépendante des taux de rejet des salariés en cas de recours, de leur ancienneté et des coûts indirects associés aux différents motifs de licenciement. Il est donc difficile de conclure *a priori* que le coût anticipé du licenciement économique est toujours supérieur au coût anticipé du licenciement pour motif personnel;

8- le rôle de la "psychologie du risque" de l'entreprise est primordial dans sa perception de la prise de risque liée au choix du motif de licenciement. Seule l'hypothèse d'une aversion au risque modérée permettrait de justifier que les entreprises préféreraient toujours le licenciement pour motif personnel au motif économique. Si on les suppose neutres au risque, voire riscophiles, alors leur choix entre les deux motifs est fortement dépendant des autres paramètres (taux de rejet des salariés en cas de recours, ancienneté et coût indirect du licenciement). Par conséquent, il est aussi difficile de conclure que les entreprises ont une incitation nette à choisir le licenciement pour faute - et à déguiser certains licenciements économiques en licenciements pour faute.

L'intérêt de ces exercices de calibrage est de montrer finalement l'importance de nouvelles recherches empiriques, ciblées, concernant le comportement des juridictions spécialisées dans le droit du licenciement. Il est aussi d'insister sur le rôle fondamental mais complexe, voire ambigu, de la "psychologie du risque" des acteurs, salariés et entreprises, qui nécessite d'être approfondi. Il existe aujourd'hui de plus en plus de travaux aussi bien expérimentaux (Babcock et Loewenstein (1997), Farber et Bazerman (1987), Ichino et alii (2003), Rachlinski et alii (2007), Viscusi (2001)), empiriques (Marinescu (2005)) que théoriques (Farmer et Pecorino (2002,2004)) qui mettent l'accent sur l'existence de biais de perception par les acteurs du judiciaire. Les travaux expérimentaux en particulier montrent que les utilisateurs naïfs du droit autant que les professionnels présentent les biais de perception et les comportements de manipulation de l'information identiques à ceux qui sont observés dans les travaux consacrés à la théorie de la décision (Hey et Lambert (1990), Tversky et alii (1995,1974,1992,1995)). Les questions relatives à la perception et l'analyse du risque par les individus sont donc centrales dans le contexte judiciaire.

Cette sensibilité des résultats au paramétrage des préférences face au risque suggère que l'existence d'une troisième option de licenciement, avec la rupture conventionnelle du contrat de travail (ou "licenciement par consentement mutuel") introduite récemment en droit français, est de nature à accroître la complexité du système, et toute chose égale par ailleurs, accentuera la sensibilité de l'arbitrage entre les trois modalités de licenciement à la psychologie du risque des entreprises.

Signalons pour conclure les limites méthodologiques inhérentes à ce genre d'exercice. Il y en a principalement trois.

Tout d'abord, l'analyse proposée ici est purement statique. Les gains des différentes actions sont normalisés en nombre de mois de salaire, sans que soit prise en compte la temporalité des décisions et par conséquent, sans que soit explicité le "coût du temps". Celui-ci sera esquissé dans le cas des entreprises (coûts indirects associés aux différents motifs, en cas de recours du salarié devant les Prud'Hommes). Dans le cas du salarié, ceci nécessiterait de se pencher sur les décisions d'utilisation du temps entre le temps consacré à un recours et celui affecté à la recherche d'un nouvel emploi. Il serait alors nécessaire de développer un modèle d'équilibre partiel, ce qui dépasse l'objectif de l'étude, centrée sur le risque judiciaire.

D'autre part, nous considérons les indemnités minimales légales prévues pour chaque motif de licenciement, sans avoir une connaissance précise des indemnités compensatoires accordées en cas de jugements prud'homaux favorables aux salariés, et sans intégrer à l'analyse la possibilité que l'entreprise

et le salarié s'entendent en dehors du tribunal. Pourtant l'employeur qui choisit de licencier pourrait dissuader le salarié de déposer un recours en proposant une indemnité de départ avantageuse pour les deux parties, de façon à économiser les coûts directs et indirects d'un recours devant une juridiction spécialisée. Mais par définition, il est difficile d'estimer empiriquement la fréquence et le montant de tels arrangements amiables. Notons que dans le même temps les Prud'Hommes sont conduits fréquemment à valider les accords conclus entre les parties avant le jugement: ceux-ci représentent plus du quart des demandes déposées (Munoz-Perez et Serverin (2005)). Au demeurant, l'objectif ici était essentiellement d'évaluer les incitations directes qui découlent des minima légaux¹⁵.

Enfin, de même qu'il existe très peu de données sur les indemnités accordées par les Prud'Hommes en cas de recours gagné par le salarié, les coûts supportés par les parties en cas de recours sont mal connus. Le travail proposé ici est donc nécessairement exploratoire.

¹⁵L'absence de maxima est aussi un objet de débat. En soi, l'existence de minima et de maxima délimitent la zone des accords possibles en cas de négociation entre les deux parties

REFERENCES

- Abowd J. et Kramarz F. (2003), The costs of hiring and separations, *Labour Economics*, vol 10, pp 499-530.
- Babcock L. et Loewenstein G. (1997), "Explaining bargaining impasse: the role of self-serving bias", *Journal of Economic Perspective*, vol 11, n°1, pp 109-126.
- Blanchard O. et Tirole J. (2003), *Protection de l'emploi et procédures de licenciement*, Rapport pour le Conseil d'Analyse Economique, No 44, La Documentation Française.
- Cahuc P. et Kramarz F. (2004), *De la précarité à la mobilité: vers une assurance sociale professionnelle*, Rapport pour le Ministère de l'Emploi, du Travail et de la Cohésion Sociale.
- Eymard-Duvernay F. (2004), Le droit du travail est-il soluble dans les incitations?, *Droit Social*, No 9-10, pp 812-816.
- Farber H. et Bazerman M. (1987), Why is there disagreement in bargaining, *American Economic Review*, vol 77, No 2, pp 347-352.
- Farmer A. et Pecorino P. (1994), "Pretrial negotiations with asymmetric information on risk preferences", *International Review on Law and Economics*, vol 14 , n°3, pp 273-281.
- Farmer A. et Pecorino P. (2002), "Pretrial bargaining with self-serving bias and asymmetric information", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol 48, n°2, pp 163-176.
- Gautié J. (2005), Les économistes contre la protection de l'emploi: de la dérégulation à la flexicurité, *miméo*, Centre d'Etudes pour l'Emploi.
- Ichino A., Polo M. et Rettore E. (2003), "Are Judges Biased by Labor Market Conditions?", *European Economic Review*, vol 47, n°5, pp 913-944.
- Kramarz F. et Michaud M-L (2004), The shape of hiring and separation costs, *IZA DP No 1170*, Institute for the Study of Labor.
- Marinescu I. (2005), "Are Judges Sensitive to Economic Conditions? Evidence from UK employment tribunals", *Working paper*, London School of Economics.
- Munoz-Perez B. et Serverin E. (2005), *Le droit du travail en perspective contentieuse. 1993 à 2003*, rapport pour le Ministère de la Justice, Direction des Affaires Civiles et du Sceau, Cellule Etudes et Recherches.
- OCDE (1999), *Employment Outlook*, juillet.
- Rachlinski J., Guthrie C. et Wistrich H. (2007), "Heuristics and Biases in Specialized Judges :

The Case of Bankruptcy Judges", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, vol 163, No 1, pp 167-198.

Serverin E. (sous la direction de) (2000), *Les litiges du travail au temps du jugement prud'homal*, rapport pour le Ministère de la Justice.

Tversky A. et Fox C. (1995), Weighting risk and uncertainty, *Psychological Review*, vol 102, No 2, pp 269-283.

Tversky A. et Kahneman D. (1974), Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, *Science*, vol 185, pp 1124-1131.

Tversky A. et Kahneman D. (1992), Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty, *Journal of Risk and Uncertainty*, vol 5, pp 297-323.

Tversky A. et Wakker P. (1995), "Risk Attitudes and Decision Weights", *Econometrica*, vol 63, n°6, pp 1255-1280.

Viscusi K. (2001), "Jurors, judges and the mistreatment of risk by the courts", *Journal of Legal Studies*, vol 30, n°1, pp 107-142.

ANNEXE 1

Dans le cas d'un salarié ayant une **ancienneté de 20 ans**, on a d'après le code du travail et les données de l'OCDE: $Y = 5,3$; $X = 2,66$ et $M = 15$. Alors le salarié dépose un recours si le motif économique est invoqué dès que $1 - q > \frac{c}{M-Y} = \frac{1}{9,7}$ soit 10,3%; et si le motif personnel est invoqué dès que $1 - p > \frac{c}{M-X} = \frac{1}{12,34}$ soit 8%.

Dans le cas d'un salarié ayant **12 ans d'ancienneté**, on a $Y = 2,66$; $X = 1,33$ et $M = 6$. Alors le salarié dépose un recours si le motif économique est invoqué dès que $1 - q > \frac{c}{M-Y} = \frac{1}{3,34}$ soit 27%; et si le motif personnel est invoqué dès que $1 - p > \frac{c}{M-X} = \frac{1}{4,67}$ soit 21,27%.

Dans le cas d'un salarié ayant **5 ans d'ancienneté**, on a $Y = 1$; $X = 0,5$ et $M = 6$. Alors le salarié dépose un recours si le motif économique est invoqué dès que $1 - q > \frac{c}{M-Y} = \frac{1}{5}$ soit 20%; et si le motif personnel est invoqué dès que $1 - p > \frac{c}{M-X} = \frac{1}{5,5}$ soit 18,18%.

Dans le cas d'un salarié ayant **moins de 2 ans d'ancienneté**, on a $Y = 1$; $X = 0,5$ et $M = 0$. Le recours n'est donc jamais dominant, sauf si $c \rightarrow 0$.