institut du développement durable et des relations internationales – 6, rue du Général Clergerie – 75116 Paris – France – Tél. : 01 53 70 22 35 – iddri@iddri.org – www.iddri.org

idées
POUR LE DÉBAT

N° 06/2002 | GOUVERNANCE MONDIALE

(*ex*-Les séminaires de l'Iddri *n° 3*)

Assurance des catastrophes naturelles : faut-il choisir entre prévention et solidarité ?

Laure Latruffe (Inra, Rennes ; Thema)

Pierre Picard (Université Paris X – Nanterre ; Thema ; Cepremap)

Pierre Picard a présenté cette communication lors de la conférence qu'il a donnée, le 7 mai 2002 à Paris, dans le cadre du séminaire Economie de l'environnement et développement durable co-organisé par l'Iddri et le ministère de l'écologie et du développement durable.
Ce texte n'engage que ses auteurs.

Les séminaires de l'Iddri, n° 3

Assurance des catastrophes naturelles : faut-il choisir entre prévention et solidarité ?

Laure Latruffe
Inra (Rennes) et Thema

Pierre Picard
Université Paris X – Nanterre, Thema et Cepremap

Conférence de Pierre Picard donnée dans le cadre du séminaire Economie de l'environnement et du développement durable, coorganisé par l'Iddri et le Medd, Paris, 7 mai 2002.

Diffusion : 6, rue du Général Clergerie – 75116 Paris – France
Téléphone : 01 53 70 22 35 – iddri@iddri.org – www.iddri.org

Mise en pages : Ulys communication. Montpellier.

Sommaire

Avant-propos 5
Résumé 7
Introduction 9
Assurance avec tarification uniforme 13
Le dilemme entre équité et prévention 15
Le cas d'information imparfaite 25
Conclusion 33
Notes 35
Annexe. Démonstration des propositions 37
Bibliographie 44

Avant-propos

Les inondations qui, durant l'été 2002, ont dévasté les vallées du Danube et de l'Elbe, ainsi que de certains de leurs affluents, ont fait des dégâts qu'on évalue provisoirement à 20 milliards d'euros. Les indemnités que vont avoir à payer les sociétés d'assurance et de réassurance concernées ne dépasseront pas 2 milliards d'euros, car à peine 10 % des biens détruits étaient assurés.

Les sinistrés pourraient regretter de ne pas être français, car, en France, l'assurance contre les dégâts des inondations (et d'autres catastrophes naturelles) est obligatoire et donc universelle. Pour les particuliers, elle met même en œuvre un principe de solidarité qui déconnecte la prime payée des risques encourus. Cependant, ce système n'a pas que des avantages : il n'incite pas à la prévention, en particulier de la part des autorités locales, qui hésitent moins à autoriser des constructions en zones inondables.

Est-il possible de corriger cet effet tout en préservant la part essentielle et justifiée de la solidarité ? Laure Latruffe et Pierre Picard montrent que c'est possible et comment y parvenir. La clé est dans l'importance des réductions de dégâts, et donc d'indemnités à payer, que permet de réaliser un système efficace d'incitation à la prévention.

Sans les remboursements qu'en cas de dommages graves les institutions d'assurance et l'Etat versent aux sinistrés, particuliers ou entreprises, il ne peut y avoir de développement durable des régions affectées. Mais le développement durable a encore davantage besoin de politiques de prévention cohérentes, et donc de mesures qui y incitent efficacement.

Claude Henry

Résumé

Cet article est consacré à une étude du dilemme entre l'objectif de solidarité et les incitations à la prévention dans l'assurance des catastrophes naturelles. Notre réflexion part du système français d'indemnisation des catastrophes naturelles régi par la loi du 13 juillet 1982 : pour affirmer la solidarité de la collectivité envers les individus supportant des risques élevés, les assurés payent une prime « catnat » dont le montant est fixé par l'Etat et est indépendant des risques encourus, ce qui limite considérablement l'efficacité des incitations à la prévention. Nous mettons en évidence une condition sous laquelle une libéralisation du marché de l'assurance des catastrophes naturelles, associée à des transferts compensateurs entre classes de risques, permettrait d'améliorer la prévention sans sacrifier et même en accroissant la solidarité envers les individus à risque élevé. Nous montrons qu'il existe bien un dilemme entre prévention et solidarité, mais aussi que la solution de marchés concurrentiels avec transferts peut dominer au sens de Pareto la tarification uniforme. Nous montrons enfin que la condition de validité de ce résultat n'est pas affectée par l'existence d'une asymétrie d'information sur les risques entre les assurés d'une part, l'Etat et les assureurs d'autre part.

Assurance des catastrophes naturelles : faut-il choisir entre prévention et solidarité ?

Introduction

Les risques de catastrophes naturelles présentent plusieurs caractéristiques qui les rendent profondément différents des risques habituellement couverts par les systèmes d'assurance. D'abord, ils ne sont pas statistiquement indépendants : lorsque, dans une commune, un habitant est victime d'une inondation, ses voisins le sont aussi. A plus grande échelle, lorsque l'ouragan Andrew a dévasté la Floride en août 1992, il n'a épargné aucune construction dans la zone traversée. Par ailleurs, le risque encouru dépend largement de la localisation. Celle-ci étant, au moins pour certains, difficile à modifier, on en appelle alors au principe de solidarité qui viendrait en quelque sorte se substituer à celui de mutualisation. C'est ce principe de solidarité qui, en France, a conduit le législateur à organiser par la loi du 13 juillet 1982 un système original d'indemnisation des dommages de catastrophes naturelles qui donne une place importante à l'Etat[1] : il a la responsabilité de déclarer l'état de catastrophe naturelle, il apporte sa garantie à la Caisse centrale de réassurance (qui réassure, sans limitation, les compagnies pour les sinistres « cat nat ») et il fixe par arrêté le taux de prime additionnelle sur les contrats d'assurance dommage, qui finance les indemnisations ainsi que le montant des franchises. La surprime catnat est obligatoire et uniforme. Ce taux a été augmenté à plusieurs reprises : depuis le 1er septembre 1999, la surprime est égale à 12 % des primes afférentes aux contrats dommages aux biens hors assurance automobile.

Cependant, si le système français a permis de couvrir les dommages de catastrophes naturelles de manière tout à fait satisfaisante, du fait de son déséquilibre chronique, il lui est fréquemment reproché de ne pas inciter à des comportements de prévention, dans le domaine de la construction notamment, en raison de son mécanisme de base, qui au nom du principe de solidarité ne lie pas la prime payée à l'intensité du risque encouru[2].

La croissance du coût des catastrophes naturelles en France est donc préoccupante et, pour la première fois, en septembre 2000 la Caisse centrale de réassurance a fait jouer la garantie de l'Etat, pour un montant de plus de 150 millions d'euros.

Cette hausse a été rendue nécessaire par les coûts chroniques des sécheresses (associés au phénomène de subsidence), par ceux des inondations du sud de la France (du 12 au 14 novembre 1999) et des tempêtes Lothar et Martin (des 26 et 29 décembre 1999) et pour reconstituer les provisions d'égalisation afin d'être en mesure de faire face à un sinistre important.

Plusieurs mesures prises récemment ont précisément pour objectif de responsabiliser davantage les assurés et les élus locaux. En particulier, en septembre 2000, les franchises ont été accrues pour les communes non dotées d'un Plan de prévention des risques[3], et celles applicables aux sinistres sécheresse ont également été revalorisées. Toutefois, même si ces dispositions visent à inciter les élus locaux à prendre davantage en compte le risque de catastrophe naturelle dans leurs politiques d'aménagement et de lotissement, elles semblent bien timides face au mouvement de fond que constitue la croissance des coûts des catastrophes naturelles en France comme ailleurs.

Le rapport Sanson (2001) sur l'évaluation des dispositifs de secours et d'intervention mis en œuvre à l'occasion des tempêtes Lothar et Martin de 1999 note ainsi que *« la vulnérabilité financière de notre système de couverture de risques n'est pas assez compensée par une politique exigeante en matière de prévention »*, et il remarque aussi que *« les incitations sont trop peu nombreuses à l'encontre de chacun pour qu'il en aille différemment. Le caractère de "guichet trop ouvert" du système a souvent été déploré faute d'autodiscipline suffisante pour distinguer accidents courants et véritables catastrophes et faute de sanction du comportement des communes quasi abonnées au dispositif par l'absence de mesures de sécurisation de leur part. La modulation des franchises selon les communes qui vient d'intervenir constitue donc un progrès à cet égard. Mais il apparaît difficile d'aller très au-delà en matière de politique de tarification et d'indemnisation sans remettre en cause les fondements législatifs de ce régime. Toute segmentation de marché et logique d'antisélection y seraient contraires »*.

La prévention est bien le talon d'Achille du système français d'indemnisation des catastrophes naturelles[4]. Toutefois, la position exposée dans l'extrait du rapport Sanson repris ci-dessus suggère qu'inciter à la prévention par la segmentation tarifaire de l'assurance et respecter des exigences de solidarité envers les plus exposés seraient en quelque sorte des objectifs antagonistes et que ceci justifierait *ipso facto* de s'en tenir à une tarification uniforme.

Nous défendrons quant à nous l'idée que des mécanismes de marché, lorsqu'ils sont joints à des transferts compensateurs, permettent sous certaines conditions d'améliorer la prévention, tout en respectant et même en accroissant les exigences en termes de solidarité. Plus précisément, l'idée générale défendue dans cet article est la suivante. Des mécanismes de marché incitent à la prévention en faisant reposer le calcul des primes d'assurance sur l'évaluation probabiliste des risques : si mes coûts de prévention ne sont pas trop élevés, je suis incité à les supporter pour bénéficier de primes d'assurance moins onéreuses. Evidemment, au premier abord, cette logique de segmentation tarifaire rompt avec celle de la solidarité, puisqu'elle conduit les individus à coût de prévention élevé à supporter des primes d'assurance plus chères. Toutefois, l'accroissement de la prévention induit par la différentiation concurrentielle des primes d'assurance permet de dégager un surplus à l'échelle de la collectivité nationale, puisque les coûts totaux des catastrophes naturelles diminuent. Si cette réduction des coûts est suffisamment élevée – c'est-à-dire si les incitations à la prévention sont suffisamment fortes –, elle permet, par des mesures redistributives, de compenser les plus mal lotis de telle manière qu'ils ne pâtissent pas et même gagnent à cette introduction de mécanismes concurrentiels dans un système jusqu'alors exclusivement guidé par une logique de subventions croisées des bas risques vers les hauts risques sans incitation à la prévention. On conçoit cependant que ces transferts compensateurs réduisent l'impact initial de la différenciation tarifaire sur la prévention, puisqu'ils conduisent à taxer les contrats d'assurance à risque faible et à subventionner les contrats d'assurance à risque élevé. Nous montrerons, à l'aide d'une modélisation simple des choix de prévention, que cet effet en retour est dominé par l'effet initial de la segmentation tarifaire si la proportion d'individus initialement à risque élevé est suffisamment grande et s'il y a un nombre assez important de ces individus pour qui le coût de prévention est faible. La différenciation tarifaire concurrentielle des marchés d'assurance permet alors d'améliorer à la fois la prévention et la solidarité.

Nous montrerons en fait qu'il existe bien un dilemme entre équité (ou solidarité) et incitations à la prévention. En effet, avec des marchés d'assurance concurrentiels, améliorer la situation de ceux qui restent des risques élevés conduit à accroître les transferts redistributifs en taxant davantage les contrats d'assurance à bas risque et en subventionnant d'avantage les contrats d'assurance à haut risque et ceci réduit les incitations à la prévention. Toutefois, si ce dilemme existe bien (et quel que soit le compromis retenu), la solution de marché domine, au sens de Pareto, la tarification uniforme si les conditions indiquées ci-dessus sur la proportion de hauts risques et la distribution des coûts de prévention sont satisfaites. Dans la section 2, nous présenterons les données de base d'un modèle très rudimentaire du risque de catastrophe naturelle avec tarification uniforme, mais qui incorpore néanmoins la possibilité de dépenses de prévention. Le dilemme entre équité et prévention est présenté dans la section 3, en établissant les conditions sous lesquelles la solution de marché avec transferts compensateurs domine, au sens de Pareto, la tarification uniforme. Enfin, la section 4 montre que nos principaux résultats sont robustes quand est introduite une asymétrie d'information sur les risques entre assureurs et Etat d'un côté, et assurés de l'autre[5].

Le modèle devient alors équivalent à un modèle de marché d'assurance avec asymétrie d'information à la Rothschild-Stiglitz (1976), où les individus peuvent choisir leur classe de risque au prix de dépenses de prévention inobservables. Le modèle de la section 4 mêle donc antisélection et risque moral. La section 5 conclut. Les principales démonstrations sont en annexe.

Assurance avec tarification uniforme

On considère une population soumise à des risques de catastrophe naturelle. La population est initialement localisée dans deux types de zones où les risques sont différents :

– des zones de type H à haut risque, où la probablité de subir une catastrophe naturelle est π_H ; la proportion d'individus dans ces zones est λ,

– des zones de type B à bas risque, où la probabilité de subir une catastrophe est π_B et qui rassemblent une proportion $1 - \lambda$ des individus.

On a par hypothèse $0 < \pi_B < \pi_H < 1$ et $0 < \lambda < 1$. Pour simplifier, tous les individus ont la même richesse initiale W et ils subissent la même perte L en cas de catastrophe. Il y a un grand nombre de zones de type H et de type B. Les risques de catastrophes ne sont pas nécessairement indépendants à l'intérieur d'une même zone, mais ils sont indépendants entre les zones, ce qui permet leur mutualisation par l'assurance. Pour simplifier notre formulation, nous traitons l'ensemble des zones de type H comme une seule zone (appelée la zone H) et l'ensemble des zones de type B comme une seule zone (la zone dite B), mais il faut garder à l'esprit qu'il s'agit de la juxtaposition d'un ensemble de zones entre lesquelles les risques de catastrophes naturelles sont indépendants. C'est cette hypothèse qui permet d'appliquer les principes usuels de mutualisation des risques propres à l'assurance.

La population établie initialement en zone H peut réduire son exposition au risque en faisant des efforts de prévention, concrètement en déménageant en zone B. Les individus deviennent alors des individus à bas risque avec la probabilité de sinistre π_B. Ces efforts ont un coût c qui est variable entre les habitants de la zone H. On peut imaginer par exemple qu'un habitant de la zone H, souhaitant faire construire une nouvelle maison, soit relativement indifférent au choix de la localisation, même si plusieurs facteurs le poussent vers cette zone à risque : ses habitudes, son travail, la proximité de ses proches ou l'environnement aux abords d'une rivière sujette à débordement. Le coût incorpore ici une dimension de préférence personnelle pour la localisation, mais il sera exprimé en termes monétaires. Il n'en va pas de même de celui dont la famille habite depuis plusieurs générations en zone H et pour qui le déménagement en zone B serait un véritable déchirement. De même, une entreprise localisée en zone H peut décider, en subissant un surcoût modeste, de localiser en zone B une nouvelle usine, mais il lui serait beaucoup plus coûteux de déménager une usine déja en activité. Notre modèle vise donc à traduire cette hétérogénéité des coûts de prévention. Le coût de prévention c est distribué sur R^+ selon des fonctions de densité et de répartition notées respectivement $f(c)$ et $F(c)$.

Tous les habitants ont de l'aversion pour le risque affectant leur richesse finale W_f. Leur fonction d'utilité de von Neumann-Morgenstern s'écrit $u(W_f)$, avec $u' > 0$ et $u'' < 0$. Les contrats d'assurance catastrophes naturelles spécifient la prime payée P et le montant de l'indemnité I versée en cas de sinistre. Si un individu n'a pas engagé de dépense de prévention, c'est-à-dire s'il est resté dans sa zone de localisation initiale, on a $W_f = W - P$ si aucune catastrophe n'est à déplorer et $W_f = W - L - P + I$ en cas de catastophe. Si l'individu en question est passé de la zone H à la zone B en supportant un coût c pour réduire son exposition au risque, alors sa richesse finale devient $W_f = W - L - P + I - c$ ou $W_f = W - P - c$ selon qu'il a ou n'a pas subi de sinistre.

Dans la situation de référence, tous les individus bénéficient d'une assurance totale contre le risque d'inondation. Cette assurance est réglementée comme dans le système français actuellement en vigueur : la segmentation tarifaire en fonction du risque est interdite aux assureurs. En d'autres termes, les conditions d'assurance (prime et indemnité en cas de sinistre) sont indépendantes de la localisation et les assureurs ne peuvent sélectionner leur clientèle dans une zone particulière (la zone B en l'occurrence). Les individus de la zone H n'ont donc aucune incitation à déménager. Tous les individus paient la prime actuarielle calculée sur l'ensemble de la population dans la localisation initiale, c'est-à-dire

$$P = [\lambda\, \pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]\, L \qquad (1)$$

et ils sont pleinement indemnisés en cas de sinistre, c'est-à-dire $I = L$. Leur richesse finale est donc $W_f = W - P$ quelle que soit leur localisation et qu'ils aient ou non été victimes d'une catastrophe.

Le dilemme entre équité et prévention

Comment inciter les individus localisés dans la zone H et dont le coût c n'est pas trop élevé à déménager dans la zone L ? En d'autres termes, comment inciter à la prévention des risques lorsqu'elle n'est pas exagérément coûteuse ? On pense inévitablement à un système de libre tarification des contrats d'assurance, qui inciterait les individus à se délocaliser lorsque ce n'est pas trop onéreux afin de bénéficier de conditions d'assurance plus avantageuses. Toutefois, sans mesure d'accompagnement, une telle libéralisation du marché de l'assurance des catastrophes naturelles aurait inévitablement des conséquences dommageables en termes d'équité : elle favoriserait les individus de la zone H pour qui déménager n'est pas trop coûteux, ainsi que ceux qui sont déjà dans la zone B, aux dépens de ceux qui ne peuvent quitter la zone H. L'accroissement de la prévention par la libéralisation tarifaire se ferait à l'avantage de certains et au détriment des autres.

Pourtant, le régulateur public (l'Etat pour simplifier), soucieux à la fois d'efficacité et d'équité, dispose d'instruments redistributifs : il peut redistribuer la richesse des agents à bas risque (ou qui le deviennent) vers ceux qui restent à haut risque. Concrètement, s'il doit équilibrer ses comptes, l'Etat peut taxer les contrats d'assurance des catastrophes naturelles dans les zones à bas risque pour subventionner ceux des zones à haut risque. Mais ces transferts ne suppriment-ils pas l'effet incitatif initialement attendu de la libéralisation tarifaire ? La suite de cet article montre qu'il n'en est rien et qu'en général la libéralisation tarifaire, jointe à un système de transferts redistributifs, permet d'inciter à la prévention tout en se donnant des objectifs d'équité et qu'elle domine en général le système d'assurance réglementée avec tarification uniforme.

L'Etat envisage donc de taxer les bas risques pour subventionner les hauts risques, tout en laissant les assureurs fixer les primes par le libre jeu de la concurrence. L'Etat ainsi que les assureurs peuvent distinguer sans coût le type de chaque individu, c'est-à-dire s'il est localisé en zone B ou H. On note t_B la taxe payée sur les contrats d'assurance par les individus résidant dans la zone B et t_H la subvention attribuée à chaque contrat d'assurance souscrit en zone H, avec t_B, $t_H \geq 0$. Ces taxes et subventions sont forfaitaires et ne dépendent donc pas du montant de couverture choisi. En supposant, pour simplifier, qu'il n'y a pas de coût de transaction et donc pas de chargement par les assureurs, la concurrence conduit à proposer des contrats avec une prime $P_B = \pi_B I_B + t_B$ aux résidents de la zone B, I_B désignant le montant de l'indemnité payée en cas de sinistre. Les individus ayant de l'aversion pour le risque, le contrat le plus avantageux correspondra à une couverture totale des dommages, c'est-à-dire à $I_B = L$, si t_B n'est pas trop élevée. Pour des valeurs suffisamment importantes de la taxe, les individus localisés en zone B pourraient préférer ne pas s'assurer. Nous excluons ce cas dans ce qui suit. De même, les mécanismes de la concurrence conduisent les assureurs à demander une prime $P_H = \pi_H I_H - t_H$ aux résidents de la zone H, où I_H représente le montant de l'indemnité. Ici encore, on a $I_H = L$ à l'équilibre du marché. Les individus sont donc pleinement assurés et on a

$$P_B = \pi_B L + t_B \tag{2}$$

$$P_H = \pi_H L - t_H \tag{3}$$

Des individus préalablement à haut risque engageront les dépenses de prévention c pour devenir à bas risque si leur richesse en allant dans la zone B est supérieure à celle qu'ils garderaient en restant dans la zone H. Ce sera le cas lorsque

$$W - P_B - c > W - P_H \qquad (4)$$

En tenant compte des conditions (2) et (3), la condition (4) est équivalente à $c < c^*$ où

$$c^* = (\pi_H - \pi_B)\, L - (t_B + t_H) \qquad (5)$$

Le coût c^* représente donc un seuil : seuls les individus dont le coût de prévention est inférieur à c^* deviendront à bas risque. Ils représenteront une proportion $F(c^*)$ des individus initialement localisés dans la zone H. En revanche, les individus dont le coût de prévention est supérieur à c^* resteront dans la zone H.

Trois conditions doivent être vérifiées pour que ce nouveau système d'assurance apporte des améliorations au sens de Pareto, et donc qu'il ne pénalise personne, tout en étant budgétairement réalisable.

1. Les individus à haut risque qui ne peuvent devenir bas risques (parce que leur coût de prévention est supérieur à c^*) ne doivent pas être pénalisés. Leur prime P_H dans le nouveau système ne doit pas augmenter et donc doit être au maximum égale à celle de l'ancien système, P. On doit donc avoir $P_H \leq P$, ce qui s'écrit plus explicitement

$$\pi_H L - t_H \leq [\lambda\, \pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]L \qquad (6)$$

et impose une valeur minimale à la subvention des hauts risques

$$t_H \geq (1 - \lambda)\, (\pi_H - \pi_B)L$$

Si la condition (6) est vérifiée, alors *a fortiori* les individus (pour lesquels $c < c^*$) qui passent du statut de haut risque à celui de bas risque y gagnent, puisqu'ils le font justement parce qu'ils y ont un avantage en termes de richesse.

2. Les individus qui sont déjà dans la zone à bas risque ne doivent pas être pénalisés non plus et leur prime ne doit donc pas s'accroître. Ceci s'écrit $P_B \leq P$, c'est-à-dire

$$\pi_B L + t_B \leq [\lambda \, \pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]L$$

ce qui donne une borne supérieure à la taxe sur les bas risques

$$t_B \leq \lambda \, (\pi_H - \pi_B)L \qquad (7)$$

3. Enfin, l'Etat est soumis à une contrainte d'équilibre budgétaire qui impose que les dépenses publiques occasionnées par les subventions aux hauts risques (c'est-à-dire à ceux qui le restent) soient couvertes par le produit des taxes sur les bas risques (ceux qui le sont déjà et ceux qui le deviennent). Ceci s'écrit

$$t_H \, [\lambda(1 - F(c^*)] = t_B[(1 - \lambda) + \lambda \, F(c^*)]. \qquad (8)$$

En résumé, une politique de transfert est définie par le couple (t_H, t_B). Elle est budgétairement équilibrée si l'équation (8) est satisfaite, où le seuil c^* est défini par (5). Elle dominera la tarification uniforme au sens de Pareto si les inéquations (6) et (7) sont vérifiées, l'une d'entre elles au moins n'étant pas saturée.

Proposition 1

Si $\lambda > \lambda^*$ où

$$\lambda^* = \frac{1}{1 + (\pi_H - \pi_B)Lf(0)},$$

il existe un ensemble de politiques de transfert (t_H, t_B) budgétairement réalisables avec libre fixation des tarifs d'assurance, qui dominent la tarification uniforme au sens de Pareto.

La proposition 1 donne une condition suffisante pour que la tarification uniforme soit dominée au sens de Pareto par une politique de libre fixation des tarifs d'assurance accompagnée de transferts redistributifs des bas risques vers les hauts risques. Cette condition exprime qu'une fraction suffisamment importante des individus est initialement localisée dans la zone H, c'est-à-dire que λ est suffisamment grand. Le seuil minimal imposé à cette fraction λ est d'autant plus faible que $f(0)$ est grand, et donc qu'il y a un nombre important d'individus à haut risque pouvant devenir à bas risque en supportant un coût de prévention peu élevé.

L'intuition de la proposition 1 peut être donnée par le raisonnement suivant. Notons k l'accroissement de richesse finale (c'est-à-dire la réduction de prime d'assurance) dont bénéficient les individus qui restent dans la zone H, lorsqu'on compare la nouvelle situation avec libéralisation du marché de l'assurance et transferts compensateurs à la situation initiale avec tarification uniforme. On a donc

$$k = [\lambda \pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]L - [\pi_H L - t_H],$$

c'est-à-dire

$$k = t_H - (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L.$$

Pour que ces individus ne perdent pas à la libéralisation des tarifs d'assurance, il faut que k soit positif. En utilisant la définition de c^* donnée par (5), nous pouvons réécrire la condition (6) sous la forme

$$t_B = \lambda(\pi_H - \pi_B)L - c^* - k \qquad k \geq 0. \quad (9)$$

Cette condition représente le lien qui existe entre le seuil du coût de prévention c^* (au dessous duquel les individus de la zone H déménageront en zone B) et la taxe sur les bas risques t_B, pour une valeur k du surplus accordé à ceux qui restent à haut risque. Elle correspond donc à l'équilibre migratoire entre les zones H et B. Si cette condition d'équilibre migratoire est satisfaite pour $k \geq 0$ et $c^* \geq 0$, alors nécessairement la situation des individus initialement localisés dans la zone B ne se détériore pas (et elle s'améliore même dès que $k > 0$ ou $c^* > 0$) lors de la libéralisation du marché accompagnée de transferts redistributifs. On le voit directement puisque (9) implique (7). Plus concrètement, si on incite certains individus localisés initialement dans la zone H à déménager dans la zone B (ce qui sera le cas lorsque $c^* > 0$) alors qu'en restant en H ils bénéficieraient d'un accroissement de leur richesse finale d'un montant k, c'est que ces individus y gagnent. C'est donc aussi le cas de ceux qui étaient déjà dans la zone B, puisque la richesse nette de ces derniers est la même que celle de ceux qui ont déménagé, qu'elle soit évaluée avant ou après la libéralisation, à l'exception des coûts de prévention que les habitants déja localisés en *B* n'ont pas supportés. En conséquence, lorsque l'équilibre migratoire est réalisé avec $k > 0$ ou $c^* > 0$, les habitants de la zone *B* tirent avantage de la nouvelle politique. En d'autres termes, si les habitants de la zone *H* bénéficient de la libéralisation, alors nécessairement ceux de la zone *B* en bénéficient aussi.

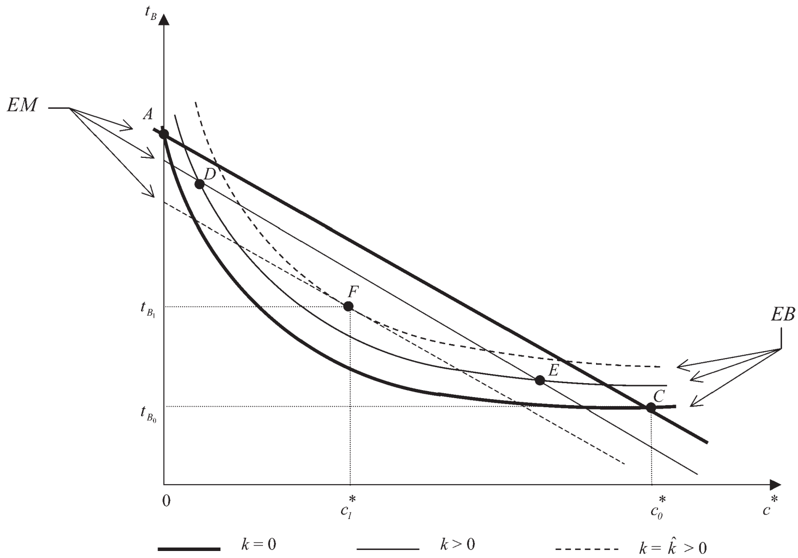
Sur la figure 1, l'équilibre migratoire est représenté par les droites décroissantes *EM* dans le plan c^*, t_B pour des valeurs données de k. Le fait que la pente de ces droites soit négative est intuitif : plus on veut inciter à la prévention, c'est-à-dire plus on vise une valeur élevée de c^*, moins il faut taxer les contrats d'assurance à bas risque en zone *B*.

De même, la définition de k permet de réécrire la contrainte budgétaire (8) sous la forme

$$t_B = \frac{\lambda[(1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k](1 - F(c^*))}{1 - \lambda + \lambda F(c^*)}. \quad (10)$$

Cette condition représente la liaison entre c^* et t_B – ici encore pour une valeur donnée de k – qui est compatible avec l'équilibre budgétaire de l'Etat. En effet, si la migration de *H* vers *B* s'accroît, c'est-à-dire si c^* augmente, on peut équilibrer le budget de l'Etat en accroissant les subventions à ceux qui restent dans la zone *H* et/ou en réduisant les taxes payées par les résidents (anciens et nouveaux) de la zone *B*, puisqu'il y a plus d'habitants en *B* et moins en *H*. Si on fixe au niveau k le surplus de ceux qui restent en *H*, un accroissement de c^* autorise une baisse de t_B. L'équilibre budgétaire se traduit donc bien par une relation décroissante entre c^* et t_B, pour une valeur donnée de k et est représenté sur la figure 1 par des courbes décroissantes non-linéaires *EB*. La forme concave ou convexe de ces courbes dépend de la distribution des coûts de prévention entre les habitants de la zone *H*. Une condition suffisante (mais pas nécessaire) pour que les courbes *EB* soient convexes est que la fonction de répartition $F(c)$ soit (faiblement) concave, c'est-à-dire que la densité $f(c)$ soit non-croissante. Dans le raisonnement qui suit, illustré par la figure 1, nous supposons que les courbes *EB* sont convexes, mais les

Figure 1



résultats obtenus seront également valables lorsque cette hypothèse n'est pas vérifiée.

Lorsque k = 0, c'est-à-dire lorsque la nouvelle politique ne modifie pas la richesse finale de ceux qui restent dans la zone H, aucune migration n'est réalisée (c^* = 0) si $P_B \geq P$, c'est-à-dire si la situation des habitants de la zone B ne s'améliore pas non plus. Inversement, les individus localisés en zone H et dont le coût de prévention est proche de zéro choisiront de se déplacer en zone B, si $P_B <$ P. Comme $P_B = P$ quand $t_B = \lambda(\pi_H - \pi_B)L$, il est donc logique que l'on ait $t_B = \lambda(\pi_H - \pi_B)L$ sur la droite d'équilibre migratoire quand $c^* = 0$ et $k = 0$, comme le montre l'équation (9). Si $P_B = P$, l'équilibre du budget de l'Etat impose $P_H = P$ et donc $k = 0$ si aucune migration n'a lieu, c'est-à-dire si $c^* = 0$. En conséquence, lorsque $k = 0$, l'équilibre migratoire et l'équilibre budgétaire sont simultanément réalisés dans une position de *statu quo* où aucune migration n'a lieu et où personne ne perd ni ne gagne à la nouvelle politique. C'est le point A sur la figure 1. Toutefois, toujours en maintenant $k = 0$, un certain niveau de prévention (une valeur postive de c^*) permettrait de dégager un surplus de richesse nette. Ceci ne peut se faire qu'en réduisant la taxe t_B de manière à inciter les individus de la zone H dont le coût de prévention est suffisamment faible à déménager dans la zone B. Cette réduction de t_B ne bénéficie pas seulement à ceux qui déménagent mais à tous les habitants de la zone B, les anciens et les nouveaux. Si le nombre d'individus localisés initialement dans la zone B n'est pas trop grand (c'est-à-dire si λ est assez grand) et s'il y a un nombre important d'habitants de la zone H dont le coût de prévention est faible (mathématiquement si $f(0)$ est grand), alors la rente dont bénéficieront les anciens habitants de la zone B sous forme de réduction de taxe sera inférieure au surplus créé par le déplacement de certains habitants de la zone H. Cette réduction de taxe sera donc budgétairement réalisable. Lorsqu'il en est ainsi (ce qui est le cas sous la condition donnée dans la proposition 1), il est possible d'accroître la prévention par des mesures incitatives accompagnées de transferts compensateurs qui bénéficient à ceux qui sont situés en zone B, ou qui s'y délocalisent, sans que ceci se fasse au détriment de ceux qui restent en zone H. C'est ce qu'exprime la proposition 1.

Lorsque $\lambda > \lambda^*$, la courbe EB a en fait une pente supérieure à 1 (en valeur absolue) en $c^* = 0$ pour $k = 0$. Il existe alors une valeur positive du seuil de prévention notée c_0^* pour laquelle l'équilibre migratoire et l'équilibre budgétaire sont tous deux réalisés. C'est le point C sur la figure 1. On a alors $t_B = t_{B_0}$ et $t_H = t_{H_0} = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L$.

Si on veut accorder un surplus de richesse finale à ceux qui restent à haut risque, c'est-à-dire si on veut augmenter k, tout en incitant aux mêmes comportements de prévention, c'est-à-dire, sans changer c^*, il faut réduire la taxe t_B. Ainsi, la droite d'équilibre migratoire se déplace vers le bas lorsque k devient positif. A l'opposé, la courbe d'équilibre budgétaire se déplace vers le haut, car à migration donnée (c'est-à-dire pour une valeur fixée de c^*), un accroissement de richesse attribué aux habitants de la zone H sous forme de subvention ne peut être financé que par une hausse de la taxe dans la zone B. Ainsi lorsque k est positif mais pas trop grand, la droite d'équilibre migratoire et la courbe d'équilibre budgétaire ont deux points d'intersection, notés D et E sur la figure 1. Le point E domine le point D au sens de Pareto, puisque la taxe t_B est plus faible en E qu'en D et que la subvention t_H a la même valeur aux deux points. Pour $k = \hat{k} > 0$, la droite d'équilibre migratoire et la courbe d'équilibre budgétaire sont tangentes en un point F. On a alors $c^* = c_1^*$, $t_B = t_{B_1}$ et $t_H = t_{H_1} = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + \hat{k}$, avec $c_1^* < c_0^*$, $t_{B_1} > t_{B_0}$ et $t_{H_1} > t_{H_0}$. L'ensemble des équilibres (migratoires et budgétaires) qui dominent le *statu quo* associé à la tarification uniforme est décrit en faisant varier k de 0 à $\hat{k}$. On passe alors à des situations où les taxes et subventions s'accroissent respectivement de t_{B_0} à t_{B_1} et de t_{H_0} à t_{H_1} avec de moins en moins de prévention, c'est-à-dire de délocalisation, au fur et à mesure que les transferts s'accroissent. La démonstration donnée en annexe montre que ce résultat, résumé dans la proposition 2, reste en fait valable si les courbes *EB* ne sont pas convexes, et donc sans restriction sur $F(c)$[6].

Proposition 2

Si $\lambda > \lambda^*$, l'ensemble des politiques de transfert Pareto-optimales est décrit par le couple (c^*, t_B) où c* *varie de manière décroissante de c_0^* à c_1^* et t_B varie de manière croissante de t_{B_0} à t_{B_1} quand k varie de 0 à $\hat{k}$, avec $c_1^* < c_0^*$, $t_{B_1} > t_{B_0}$ et $\hat{k} > 0$. Simultanément t_H varie de t_{H_0} à t_{H_1}, avec $t_{H_1} > t_{H_0}$.*

Il existe bien un dilemme entre équité et prévention au sens où un accroissement de la prévention se fait au détriment des individus de la zone *H* qui ne peuvent se délocaliser, car leur coût *c* est trop élevé, tandis que les habitants initialement localisés en zone *B* bénéficient des allègements fiscaux (moins de taxe en zone *B* et moins de subvention en zone *H*) nécessaires pour inciter à la prévention. Toutefois, cette opposition entre équité et prévention doit être définie de manière précise. D'abord, elle ne signifie pas que le passage d'une situation de réglementation de l'assurance des catastrophes naturelles avec tarification uniforme à une situation de liberté tarifaire nuirait nécessairement aux habitants pour qui les coûts de prévention seraient prohibitifs. Bien au contraire. Nous avons caractérisé l'ensemble des allocations équilibrées en termes migratoires et budgétaires qui dominent, au sens de Pareto, l'allocation réglementée et il apparaît que cet ensemble est non-vide lorsque $\lambda > \lambda^*$. En d'autres termes, on peut inciter à la prévention par une tarification actuarielle qui reflète la réalité des risques subis, sans pour autant désavantager les individus qui ne peuvent mettre en place des mesures de prévention à coût acceptable. Il suffit pour cela d'accompagner la libéralisation du marché de mesures redistributives adéquates.

En second lieu, les conséquences redistributives de la libéralisation du marché de l'assurance des catastrophes naturelles doivent distinguer trois catégories d'individus et non deux. Le premier groupe d'individus rassemble tous ceux qui étaient localisés initialement dans la zone *B*. Il est clair que ces individus sont favorisés par une incitation à la prévention sous la forme d'une réduction des taxes en zone *B* et des subventions en zone *H*. Le second groupe correspond à l'ensemble des individus de la zone *H* dont le coût de prévention *c* est tellement élevé qu'ils ne peuvent envisager de se délocaliser en zone *B*. Ces individus sont dans une situation symétrique de celle du premier groupe, puisqu'ils bénéficient de l'accroissement des subventions : ils sont donc défavorisés par un accroissement de la prévention. Enfin, le troisième groupe rassemble les individus de la zone *H* qui décident de se délocaliser en zone *B*. La frontière entre le deuxième et le troisième groupe varie avec l'intensité des mesures fiscales, mais les individus du troisième groupe bénéficient de l'accroissement des mesures fiscales d'incitation à la prévention.

Le dilemme entre incitations à la prévention et équité apparaît de manière particulièrement claire en écrivant la richesse finale des individus localisés initialement en *B* ou en *H* en fonction du paramètre *k* que l'on peut prendre comme indicateur d'intensité de la redistribution. On peut réunir en un seul groupe les individus localisés en *B* et ceux localisés initialement en *H* et se déplaçant en *B*, tout en considérant que $c = 0$ pour les premiers. Pour ce groupe on a

$$\begin{aligned} W_f &= W - P_B - c \\ &= W - P + \lambda\,(\pi_H - \pi_B)L - t_B(k) - c \end{aligned}$$

où $t_B(k)$ désigne la taxe sur les contrats d'assurance dans la zone *B* lorsque le paramètre de redistribution est égal à *k*. $t_B(k)$ est une fonction croissante telle que $t_B(0) = t_{B_0}$ et $t_B(1) = t_{B_1}$.

Pour les individus qui restent dans la zone *H*, on a

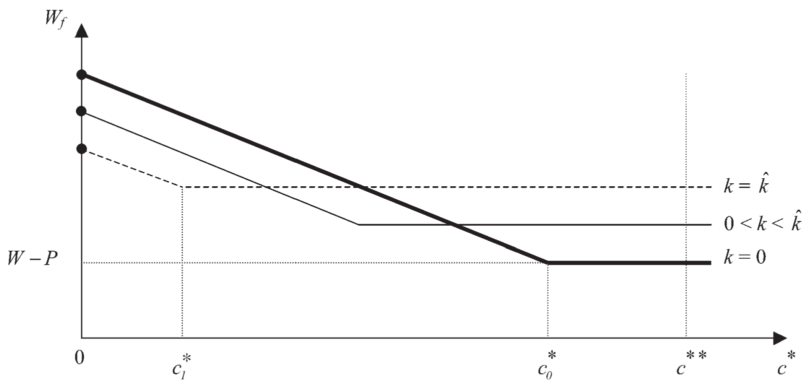
$$\begin{aligned} W_f &= W - P_H \\ &= W - P + k. \end{aligned}$$

La figure 2 représente la relation entre c et W_f pour $k = 0$, $k \in (0, \hat{k})$ et $k = \hat{k}$. On remarquera notamment que

$$c_1^* < c_0^* < c^{**}$$

où $c^{**} = (\pi_H - \pi_B)L$ désigne le seuil de coût en dessous duquel il conviendrait de déplacer les individus de H à B, si on se souciait uniquement de maximiser la richesse nette totale de l'ensemble de l'économie. Du fait de la nécessité de fournir des incitations à la prévention et de ne pas désavantager les individus qui restent dans la zone H, on ne peut dépasser le seuil c_0^*[7].

Figure 2



S'il se soucie uniquement de la maximisation de la richesse agrégée sur l'ensemble de l'économie, l'Etat devrait choisir $k = 0$, puisque ce choix conduit à un niveau de prévention certes insuffisant mais qui se rapproche le plus possible de c^{**}. Si, au contraire, on prend une perspective *rawlsienne* qui conduirait à maximiser la situation du plus mal loti, alors c'est $k = \hat{k}$ qui est optimal. Mais, même dans ce cas, la libéralisation du marché de l'assurance des catastrophes naturelles assortie de transferts redistributifs domine la tarification uniforme.

Le cas d'information imparfaite

Cette section étend nos résultats au cas où les individus ont une information privée sur leur probabilité de subir un sinistre dû à une catastrophe naturelle. Dans le modèle utilisé, ceci revient à supposer que ni les assureurs, ni l'Etat ne sont en mesure de vérifier à faible coût si un individu est localisé en zone H ou en zone B. En d'autres termes, il existe des hauts risques et des bas risques, mais Etat et assureurs sont dans l'incapacité de les distinguer les uns des autres. On est donc dans un cadre analogue à celui envisagé par Rothschild et Stiglitz (1976) dans leur analyse d'un marché d'assurance avec asymétrie d'information. Il existe néanmoins une différence importante entre le problème envisagé ici et celui de Rothschild et Stiglitz. Nous supposons ici qu'un individu initialement à haut risque peut devenir à bas risque s'il fait les efforts de prévention suffisants, c'est-à-dire s'il se délocalise de la zone H à la zone B, alors que dans le modèle de Rothschild et Stiglitz le niveau de risque d'un individu est une donnée ne pouvant pas être modifiée. En d'autres termes, le modèle développé dans cette section combine risque moral et antisélection.

Pour des décisions de prévention données – c'est-à-dire pour une certaine localisation de l'ensemble des individus –, un équilibre du marché de l'assurance sera défini, comme dans le modèle de Rothschild et Stiglitz (1976), par un couple de contrats (P_H, I_H) et (P_B, I_B) tel que les hauts risques choisissent (P_H, I_H) et les bas risques choisissent (P_B, I_B), et qui a deux propriétés :

1. chaque contrat fait un profit positif ou nul ;

2. il n'existe pas d'autre contrat qui, s'il était proposé en plus des deux contrats précédents, ferait un profit strictement positif.

Comme pour le modèle de Rothschild et Stiglitz lui-même, un tel équilibre peut être interprété comme un équilibre parfait d'un jeu en deux étapes : dans une première étape, chaque assureur offre un contrat d'assurance ; dans une seconde étape, chaque individu choisit le contrat qui lui convient le mieux dans l'ensemble des contrats proposés. En effet, à l'équilibre de Rothschild-Stiglitz, chaque contrat proposé fait un profit nul, faute de quoi il existerait d'autres contrats qui attireraient les individus tout en étant profitables et la seconde condition ne serait pas vérifiée[8]. A l'équilibre de Rothschild-Stiglitz, il n'existe donc pas de déviation profitable pour les assureurs à la première étape, compte tenu de la réaction des assurés à la seconde étape dans le jeu décrit ci-dessus.

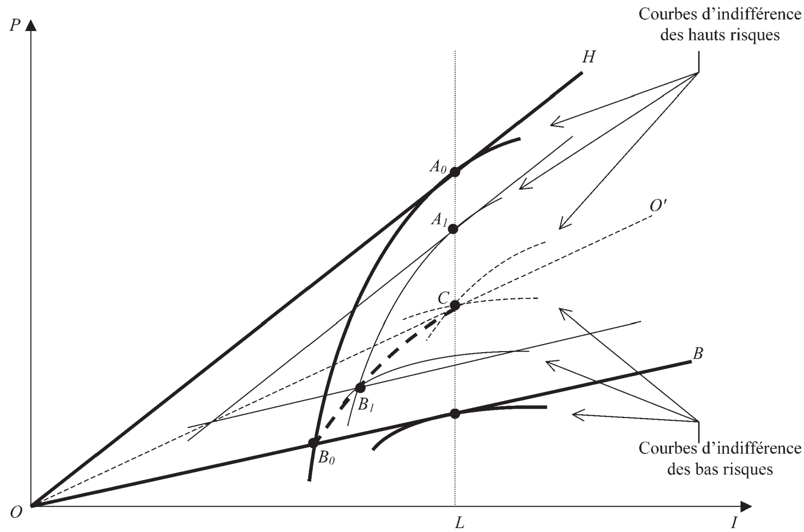
Par ailleurs, on sait qu'il n'existe pas d'équilibre *pooling*[9] dans le modèle de Rothschild-Stiglitz et que l'équilibre, s'il existe, est constitué d'un couple de contrats (P_H, I_H) et (P_B, I_B) tel que

$$I_H = L \; ; \; P_H = \pi_H L$$
$$I_B < L \; ; \; P_B = \pi_B I_B$$

et tel que les hauts risques sont indifférents entre (P_H, I_H) et (P_B, I_B), tandis que les bas risques préfèrent strictement (P_B, I_B) à (P_H, I_H). Un tel équilibre est dit séparateur, car hauts risques et bas risques choisissent des contrats différents. Le contrat choisi par les hauts risques leur garantit une assurance totale à prime actuarielle, tandis que celui des bas risques est un contrat d'assurance partielle également à prime actuarielle. Enfin, un équilibre n'existe que si la proportion des hauts risques est suffisamment grande, faute de quoi, partant du couple de contrats séparateurs, il serait possible de réaliser un profit positif en proposant un contrat à subventions croisées qui attirerait l'ensemble des individus : la seconde condition qui définit l'équilibre au sens de Rothschild et Stiglitz ne serait donc pas satisfaite.

La situation que nous envisageons ici diffère toutefois de celle décrite par Rothschild et Stiglitz sur un deuxième point (en plus de la possibilité de prévention). Comme nous l'avons fait dans la section précédente, l'Etat peut en effet effectuer des transferts des bas risques vers les hauts risques en taxant les contrats choisis par les premiers et en subventionnant ceux des seconds. Nul besoin pour celà que l'Etat soit en mesure d'identifier hauts risques et bas risques, ce qui serait contraire à nos hypothèses. L'Etat peut cependant taxer d'un montant t_B les contrats (P_B, I_B) et accorder une subvention t_H aux contrats (P_H, I_H) dès que $(P_B, I_B) \neq (P_H, I_H)$. Taxer ou subventionner les contrats est donc un substitut à des transferts directs entre les individus qui les choisissent. L'Etat peut aussi taxer ou subventionner tout autre contrat d'assurance (P, I) qui serait offert en deviation par rapport à l'équilibre. Notre objectif est de montrer que, sous certaines hypothèses, il existe des politiques de transfert qui conduisent à un équilibre concurrentiel meilleur au sens de Pareto que la situation de tarification uniforme réglementée décrite dans la

Figure 3



section 2, et ceci malgré le contexte d'asymétrie d'information. Pour y parvenir, nous restreignons la politique de subvention, en posant que tout contrat (P, I) offert en déviation par rapport à l'équilibre est taxé au taux t_B.

L'équilibre qui se réalise pour des valeurs données de t_H et t_B est décrit sur la figure 3 dans le plan (I, P). En l'absence de subvention, les contrats à prime actuarielle destinés aux hauts risques sont localisés sur la droite actuarielle OH d'équation $P = \pi_H I$. Lorsque ces contrats font l'objet d'une subvention unitaire t_H, l'équation de la droite de profit nul pour les hauts risques devient

$$P = \pi_H I - t_H$$

et elle s'obtient en translatant vers le bas la droite précédente. De même, lorsque les contrats destinés aux bas risques sont taxés d'un montant t_B, l'équation de la droite de profit nul pour ces contrats devient

$$P = \pi_B I + t_{B,}$$

ce qui correspond à une translation vers le haut de la droite actuarielle OB d'équation $P = \pi_B I$.

L'espérance d'utilité d'un individu à haut risque qui dispose d'un contrat (P, I) s'écrit

$$Eu_H = (1 - \pi_H)u(W - P) + \pi_H u(W - P - L + I).$$

Les courbes d'indifférence des hauts risques sont donc croissantes, concaves et leur pente est égale à π_H quand $I = L$.

L'espérance d'utilité d'un individu à bas risque qui dispose d'un contrat (P, I) taxé au taux t_B et qui a réalisé des dépenses de prévention c s'écrit

$$Eu_B = (1 - \pi_B)u(W - c - P) + \pi_B u(W - c - P - L + I)$$

et on a $c = 0$ lorsque l'individu en question était localisé initialement en zone B et $c > 0$ lorsqu'il a engagé des dépenses de prévention et qu'il s'est délocalisé de la zone H à la zone B. Les courbes d'indifférence des bas risques sont croissantes, concaves et leur pente est égale à π_B quand $I = L$.

Considérons d'abord le cas où aucune prévention n'est possible. Tous les individus localisés en zone B sont donc tels que $c = 0$. Les individus à haut risque et à bas risque sont en proportions λ et $1 - \lambda$ de la population totale. La droite actuarielle moyenne OO' d'équation $P = \pi I$, avec $\pi = \lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B$, représente l'ensemble des contrats à espérance de profit nulle lorsque ces contrats sont choisis par l'ensemble des individus quel que soit leur risque. Les points A_0 et B_0 correspondent à l'équilibre de Rothschild et Stiglitz habituel, c'est-à-dire sans taxe ni subvention : lorsque $t_H = t_B = 0$, le contrat (P_H, I_H) choisi par les hauts risques est au point A_0 avec une couverture totale, tandis que le contrat (P_B, I_B) des bas risques est en B_0 avec une couverture partielle. Lorsqu'on subventionne à un taux t_H le contrat de pleine assurance et qu'on taxe au taux t_B le contrat d'assurance partielle, ainsi que tout autre contrat qui serait offert en déviation, les contrats d'équilibre sont positionnés comme aux points A_1 et B_1 avec des transferts des bas risques vers les hauts risques. Le budget de l'Etat est équilibré lorsque la droite parallèle à OH qui passe par A_1 et la droite parallèle à OB qui passe par B_1 se coupent sur OO'. La politique de taxe-subvention a accru le bien-être des individus à haut risque et elle a détérioré celui des individus à bas risque. Lorsque t_H et t_B s'accroissent tout en respectant l'équilibre budgétaire de l'Etat, le point A_1 se déplace verticalement de A_0 à C et le point B_1 décrit une courbe qui conduit de B_0 à C[10]. Le point C est atteint lorsque

$$t_H = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L \qquad (11)$$

et

$$t_B = \lambda\,(\pi_H - \pi_B)L. \qquad (12)$$

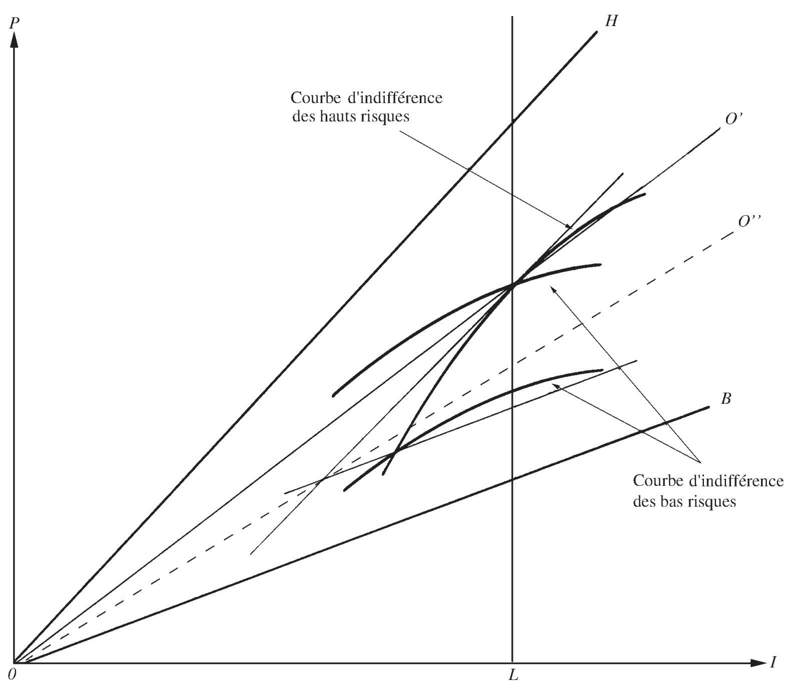
Il correspond au régime d'assurance complète avec tarification uniforme envisagé dans la section 2. On a alors

$$P_H = P_B = [\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]L.$$

Notons que la courbe B_0C et la droite OO' sont tangentes en C[11].

Envisageons maintenant la situation où les individus initialement localisés en zone H peuvent décider de se délocaliser en zone B si la tarification de l'assurance les y incite. Partons de la situation où t_H et t_B sont définies par (11) et (12). Les primes d'assurance payées par les deux catégories d'individus sont alors égales et il n'y a aucune incitation à la prévention : les individus localisés en zone H n'ont aucune incitation à supporter des coûts pour se délocaliser en zone B. L'équilibre est donc au point C. Supposons que l'Etat réduise

Figure 4



légèrement t_B, c'est-à-dire la taxe supportée par les contrats les moins chers, sans modifier t_H. La droite d'équation $P = \pi_B I + t_B$ qui définit les contrats à profit nul pour les bas risques se déplace vers le bas[12] et elle coupe en un point D la courbe d'indifférence des hauts risques qui passe par C, comme le montre la figure 4. Les points C et D correspondent à un couple de contrats séparateurs où les individus restés en zone H choisissent C (ils sont en fait indifférents entre C et D) et où les individus localisés en zone B (initialement ou après s'être délocalisés) choisissent D[13].

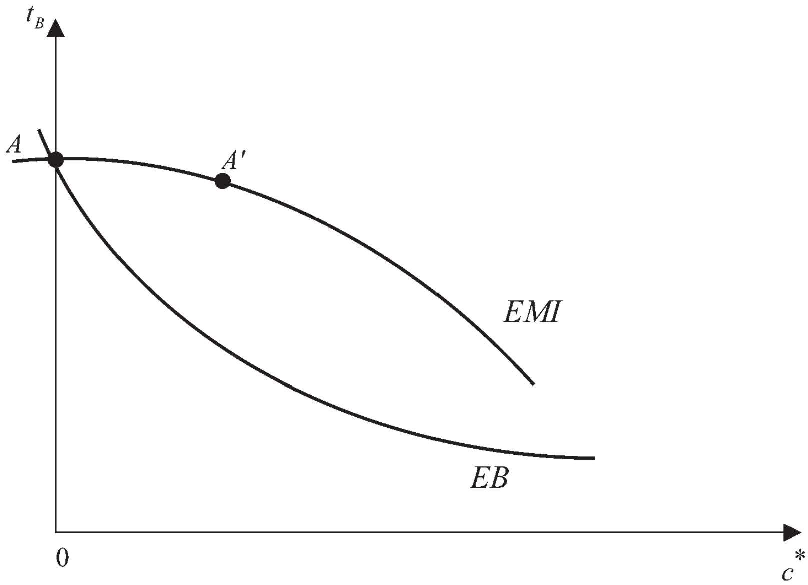
Cet équilibre séparateur sera financièrement réalisable si la réduction de la taxe t_B est compensée par un mouvement de délocalisation suffisamment important de zone H en zone B. Ce mouvement se traduit en effet par un déplacement de la droite actuarielle moyenne qui passe de OO' à OO''. Sur la figure 4, nous avons considéré le cas où la délocalisation permet de financer exactement la réduction de la taxe t_B, t_H restant inchangée. On aurait pu également accroître t_H et donc améliorer simultanément le bien-être des individus qui étaient ou deviennent à bas risque et celui de ceux qui restent à haut risque. La proposition suivante affirme qu'une telle amélioration parétienne est possible sous les mêmes conditions que dans le cas où l'information sur les risques était symétrique.

Proposition 3

Lorsque ni l'Etat ni les assureurs ne peuvent identifier hauts risques et bas risques, si $\lambda > \lambda^*$, il existe un ensemble de politiques de transfert (t_H, t_B) budgétairement réalisables avec libre fixation des tarifs d'assurance qui dominent la tarification uniforme au sens de Pareto. A l'équilibre du marché de l'assurance, les individus à haut risque achètent une assurance avec couverture complète qui est subventionnée, tandis que ceux qui étaient ou deviennent à bas risque choisissent une assurance partielle qui est taxée.

La proposition 3 est illustrée par la figure 5. La courbe *EMI* représente l'équilibre migratoire incitatif pour $k = 0$, c'est-à-dire l'ensemble des couples (c^*, t_B) qui sont compatibles avec les décisions de prévention des individus, compte tenu de l'offre de contrats d'assurance à l'équilibre du marché. Cette courbe passe par le point A de coordon-

Figure 5



nées $c^* = 0$, $t_B = \lambda(\pi_H - \pi_B)L$. La courbe *EB* représente l'équilibre du budget de l'Etat. C'est la même que dans le cas d'information parfaite et elle est définie par l'équation (10). Lorsque la pente de *EB* est plus grande que celle de *EMI* au point *A*, alors il existe des valeurs de (c^*, t_B) – comme au point *A*' par exemple – pour lesquelles c^* est strictement positif et le solde taxes-subventions est positif. Tous les individus qui se situent en zone *B* (soit initialement, soit après migration) ont un niveau de bien-être supérieur à ceux qui sont restés en zone *H*. Ces derniers ayant une satisfaction inchangée par rapport à la situation de départ avec tarification uniforme, le passage de *A* à *A*' définit donc une transformation apportant des améliorations au sens de Pareto.

La démonstration de la proposition 3 montre que la pente de la courbe *EMI* est égale à -1 en $c^* = 0$, ce qui correspond à la pente de la droite d'équilibre migratoire du cas d'information parfaite. La pente de *EB* sera donc plus grande (en valeur absolue) que celle de *EMI* au point *A* si $\lambda > \lambda^*$. En d'autres termes, la condition obtenue à la section 3 est robuste quant est introduite une information imparfaite sur les risques.

L'intuition de ce résultat est la suivante. Comme dans le cas d'information parfaite, réduire la fiscalité sur les contrats choisis par les individus à bas risque incite certains individus à se délocaliser en zone *B*. Toutefois, les individus à haut risque ne pouvant pas être distingués de ceux à bas risque, le contrat choisi par ces derniers doit correspondre à une indemnisation partielle en cas de sinistre, ce qui réduit l'avantage initial qui leur avait été accordé, mais dissuade les individus à haut risque de le choisir également. Au voisinage de la situation de tarification uniforme avec assurance totale, c'est-à-dire au voisinage du point *C* sur la figure 3, la réduction de bien-être imposée aux bas risques du fait de cette indemnisation partielle n'est que du second ordre par rapport à l'effet du premier ordre dû à la réduction de prime qu'ils ont à payer. Tout se passe donc comme si les conséquences défavorables de l'indemnisation partielle pouvaient être négligées. On retrouve donc naturellement la condition obtenue dans le cas d'information parfaite. Si la proportion d'individus à haut risque est supérieure à λ^*, la liberté tarifaire assortie de transferts compensateurs domine au sens de Pareto la tarification uniforme et la proportion minimale λ^* est d'autant plus faible qu'il y a un nombre important d'individus à haut risque dont le coût de prévention est faible.

Conclusion

Opposer les objectifs de solidarité et de prévention dans l'assurance des catastrophes naturelles n'est donc qu'en partie justifié. Il est vrai qu'il existe un dilemme entre l'accroissement de la solidarité envers les individus à haut risque et la recherche d'une prévention plus active, mais il est faux d'en déduire que ceci disqualifie les mécanismes de marché et qu'une tarification uniforme de l'assurance est le meilleur garant de la solidarité. En corrigeant les inégalités auxquelles conduit la segmentation concurrentielle des marchés d'assurance par des tranferts compensateurs, on peut, dans certains cas, faire mieux à la fois en termes de solidarité et de prévention. La question demeure cependant de savoir si sont satisfaites les conditions qui garantissent que nous sommes dans une telle configuration. Comme on l'a vu, toutes choses égales par ailleurs, ce sera le cas s'il existe une fraction suffisamment importante d'individus à haut risque susceptibles de se transformer en individus à bas risque pour des coûts modérés. C'est en définitive une question qui, pour être tranchée, nécessiterait une quantification précise. Les exemples répétés de situations catastrophiques dues à des comportements inconséquents suggèrent toutefois que les gains d'une prévention plus efficace seraient très importants en France. On peut d'ailleurs opposer ici le cas de l'assurance des catastrophes naturelles à la couverture du risque maladie par la Sécurité sociale. Sans négliger les gains en bien-être associés à une meilleure prévention du risque santé, il semble peu probable que ceci puisse justifier le passage à une tarification concurrentielle sans mettre en péril l'objectif de solidarité, qui est le fondement même de la Sécurité sociale. C'est sans doute la raison pour laquelle rares sont ceux qui mettent en cause le système français de sécurité sociale au motif qu'il inciterait peu à la prévention. Il n'en va pas de même des risques associés aux catastrophes naturelles et ceci d'autant plus que leur coût ne cesse de croître dans tous les pays occidentaux.

Le modèle qui a été utilisé ici est, à bien des égards, extrêmement rudimentaire. En particulier, nous avons passé totalement sous silence les phénomènes de corrélation des risques à l'échelle d'une région ou d'un pays, qui sont un problème majeur pour leur assurabilité. Pour ce qui concerne la question de la prévention, qui était ici notre principal sujet d'étude, notre modèle est certainement trop élémentaire pour prétendre la traduire avec réalisme. En particulier, si ce sont bien les individus ou les entreprises qui pâtissent des catastrophes naturelles, ceux-ci partagent la responsabilité de la prévention avec l'ensemble des collectivités publiques, et notamment les communes. La déresponsabilisation du système français exerce aussi, et peut-être principalement, ses effets à ce niveau. Si les agents économiques dont nous avons parlé peuvent correspondre à l'agent représentatif d'une commune[14] il n'en reste pas moins que c'est le processus de décision propre aux collectivités publiques territoriales qui est alors au coeur du problème de la prévention.

Notes

1. Le régime d'indemnisation des catastrophes naturelles institué par la loi du 13 juillet 1982 n'est en fait qu'un élément de l'ensemble des dispositifs d'indemnisation des dommages causés par les aléas de la nature en France. Les dommages considérés comme assurables (tempêtes, grêle, poids de la neige sur les toitures, gel) relèvent de garanties contractuelles et ne font donc pas partie du champ d'application de la loi de 1982. C'est la raison pour laquelle la majeure partie des dommages résultant des tempêtes de décembre 1999 n'ont pas bénéficié de ce régime. Par ailleurs, le Fonds national de garantie des calamités agricoles, créé en 1964, couvre les dommages non assurables subis par les exploitations agricoles. Enfin, le Fonds de prévention des risques naturels majeurs, créé en 1995, permet d'indemniser les personnes lorsqu'une menace grave de mouvement de terrain, avalanche ou crue torrentielle conduit à les exproprier. Pour une description du système français d'indemnisation des catastrophes naturelles proprement dit, voir Bidan (2000).

2. Voir Gollier (2000) sur la notion de niveau de prévention optimal et les raisons pour lesquelles le système français d'indemnisation des catastrophes naturelles n'y conduit pas.

3. Plus précisément, si la commune ne dispose pas d'un plan de prévention des risques, la franchise applicable sera doublée au troisième arrêté de catastrophe naturelle, triplée au quatrième arrêté et quadruplée pour les arrêtés suivants.

4. La récent rapport de la commission d'enquête du Sénat (2001) sur les inondations de la Somme vient opportunément nous le rappeller.

5. Le mécanisme d'antisélection est souvent présenté comme un argument de défense du système français d'assurance des catastrophes naturelles ; voir CCR (2001, p. 4). Apprécier la robustesse de nos résultats à la présence d'une asymétrie d'information sur les risques est donc important.

6. Lorsque $F(c)$ est faiblement concave, les courbes *EB* sont convexes et dans l'ensemble des politiques conduisant à des allocations optimales au sens de Pareto, le couple (c^*, t_B) varie continûment avec k. Sans restriction sur $F(c)$, la fonction qui associe (c^*, t_B) à k peut avoir des points de discontinuité.

7. Sur la figure 2, les points sur les courbes de richesse finale en $c = 0$ rappellent qu'il y a une masse de probabilités correspondant aux individus localisés initialement en zone B, tandis que c est distribué continûment sur $(0, + \infty)$ selon la distribution $F(c)$.

8. Ce point, apparemment anodin, nécessite en fait une argumentation précise pour être démontré, car une petite modification rendant un contrat plus avantageux pour les assurés peut modifier la population des individus qui le choisissent. Voir Kreps (1990, p. 639).

9. Un tel équilibre serait tel que $(P_H, I_H) = (P_B, I_B)$.

10. La courbe B_0C – ou plus précisément une partie de cette courbe qui part de C et peut s'arrêter avant B_0 – correspond à l'ensemble des *optima* de Pareto de second rang de cette économie. L'expression « second rang » renvoie à l'existence de contraintes d'autosélection, qui limitent les allocations possibles. Voir Dionne, Doherty et Fombaron (2000).

11. Voir Pannequin (1992) et Dionne et Fombaron (1996).

12. Elle passait initialement par le point C.

13. La propriété de croisement unique des courbes d'indifférence des individus à haut risque et des individus à bas risque qui n'ont pas de coût de prévention (c'est-à-dire qui étaient localisés initialement en zone B) garantit que ces derniers préfèrent strictement D à C. C'est aussi vrai de ceux qui se sont délocalisés puisqu'ils ont engagé des dépenses de prévention précisément dans la perspective de bénéficier ultérieurement d'un contrat d'assurance moins onéreux, qui correspond au point D. Une fois ces dépenses de prévention réalisées, ils préfèrent évidemment le contrat D au contrat C qu'ils auraient pu avoir sans dépenses de prévention et qui prévoit une couverture complète. La forme exacte des courbes d'indifférence des individus qui se sont délocalisés en zone B dépend des coûts de prévention c qu'ils ont dû engager, à cause d'un effet de richesse. Cet effet de richesse ne disparaît que dans le cas particulier où les individus ont des fonctions d'utilité à indice absolu d'aversion pour le risque constant. Quoi qu'il en soit, partant du point D, tout autre contrat qui attirerait des individus à bas risque (quelles que soient leurs dépenses de prévention préalables) en supportant la taxe t_B attirerait aussi les hauts risques et ne serait donc pas profitable. Par ailleurs, les contrats offerts hors équilibre (c'est-à-dire en plus des contrats C et D) sont supposés taxés au taux t_B, mais toute autre valeur du taux de taxe supérieure à t_B convient également. Si ce taux de taxation est suffisamment élevé, partant des contrats séparateurs C et D, il n'existe pas de contrat qui serait profitable en attirant l'ensemble des individus quelle que soit leur localisation. Le couple de contrats (C, D) définit donc bien un équilibre au sens de Rothschild et Stiglitz.

14. La « délocalisation » de zone H en zone B n'a alors plus d'interprétation géographique.

Annexe
Démonstration des propositions

Démonstration de la proposition 1

Les politiques de transfert budgétairement équilibrées correspondent à des valeurs de t_B et c^* qui vérifient la condition d'équilibre migratoire (9) et la condition d'équilibre budgétaire (10) pour une valeur donnée de k. On déduit alors t_H par

$$t_H = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k \qquad (13)$$

Une telle politique domine au sens de Pareto la tarification uniforme si, et seulement si, $k \geq 0$ et $c^* \geq 0$, l'une de ces égalités n'étant pas saturée. On notera que, dans ce cas, la condition (7) est vérifiée comme une inégalité stricte.

Dans le plan (c^*, t_B), (9) et (10) sont représentées respectivement par les droites EM et par les courbes EB, pour une valeur de k donnée. L'équation (10) se réécrit

$$t_B = \lambda\, [(1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k]G(c^*) \qquad (14)$$

où

$$G(c) = \frac{1 - F(c)}{1 - \lambda + \lambda F(c)}$$

On a

$$G(0) = \frac{1}{1 - \lambda},\ G(\infty) = 0$$

$$G'(c) = \frac{-f(c)}{[1 - \lambda + \lambda F(c)]^2} < 0$$

$$G''(c) = \frac{-f'(c)[1 - \lambda + \lambda F(c)] + 2\lambda f(c)^2}{[1 - \lambda + \lambda F(c)]^3}$$

Les courbes *EB* sont donc décroissantes et elles coupent l'axe des ordonnées pour une valeur de t_B égale (supérieure) à l'ordonnée à l'origine de la droite *EM* si $k = 0$ ($k > 0$). Une condition suffisante pour qu'il existe c^*, t_B et k tels que (9) et (10) soient vérifiées avec $k > 0$ est donc que la pente à l'origine de la courbe *EM* soit inférieure à – 1, soit

$$\lambda\,[(1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k]G'(0) < -1$$

c'est-à-dire $\lambda > \lambda^*$ où

$$\lambda^* = \frac{1}{1 + (\pi_H - \pi_B)Lf(0)}$$

Démonstration de la proposition 2

D'après (9) et (10) – cette condition étant transformée en inégalité –, les valeurs de k et c^* compatibles avec l'équilibre migratoire et un budget de l'Etat non déficitaire sont données par

$$\Psi\,(c^*, k) \leq 0,$$

où la fonction Ψ est définie par

$$\Psi\,(c^*, k) = c^*\,(1 - \lambda) + \mathrm{k} - \lambda\, F(c^*)[(\pi_H - \pi_B)\mathrm{L} - c^*]$$

On a donc

$$\Psi\,(0, 0) = 0$$

et

$$\frac{\partial \Psi}{\partial c}\ (0{,}0) < 0 \quad \text{si } \lambda > \lambda^*.$$

Par rapport à la tarification uniforme, le gain des individus qui restent localisés en zone *H* est égal à *k*. Celui de ceux qui sont localisés en zone *B* – qui y étaient déjà ou qui s'y déplacent – est égal à $k + c^* - c$, avec $c = 0$ si l'individu était initialement localisé en zone *B* et $0 < c < c^*$ pour ceux qui se sont délocalisés. Pour *k* fixé, le gain des individus localisés en zone *B* sera donc d'autant plus grand que c^* sera grand.

Les allocations optimales au sens de Pareto dans l'espace (k, c^*) correspondent à l'ensemble des valeurs maximales de c^* qui vérifient $\Psi\ (c^*, k) \leq 0$, *k* variant de 0 à $\hat{k}$, où $\hat{k}$ est défini par

$$\text{Inf}\{\Psi\ (\text{c}, \hat{k}), c \in R^+\} = 0.$$

Sous l'hypothèse $\lambda > \lambda^*$, on a $\hat{k} > 0$.

Pour $0 \leq k \leq \hat{k}$, une allocation Pareto-optimale vérifie donc

$$c^* = \ \text{Sup}\ \{\text{c} \in R^+ \mid \Psi\ (c, k) \leq 0. \qquad (15)$$

Comme Ψ est une fonction continue et qu'elle est croissante en *k*, la relation (15) définit c^* comme fonction décroissante de *k*. Quand *k* varie de 0 à $\hat{k}$, c^* défini par (15) varie de c_0^* à c_1^*. Simultanément, d'après (13) et (9), t_H varie de $t_{H_0} = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L$ à $t_{H_1} = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + \hat{k}$ et t_B varie de $t_{B_0} = \lambda\ (\pi_H - \pi_B)L - c_0^*$ à $t_{B_1} = \lambda\ (\pi_H - \pi_B)L - c_1^* - \hat{k}$. On a donc $t_{H_1} > t_{H_0}$. De plus, on a

$$\Psi\ (c_0^*, 0) = \Psi\ (c_1^*, \hat{k}) = 0$$

ce qui permet de montrer aisément que $c_0^* - c_1^* > \hat{k}$. On a donc $t_{B_1} > t_{B_0}$.

Démonstration de la proposition 3

A l'équilibre du marché, les individus à haut risque bénéficient d'une assurance totale ($I_H = L$) en payant une prime P_H, tandis que les individus à bas risque achètent un contrat (P_B, I_B) avec une assurance partielle. On a donc $I_B < L$.

Un individu initialement localisé en zone H et dont le coût de prévention est égal à c décidera de migrer en zone B si

$$u(W - P_H) \leq \pi_B u(W - P_B - c - L + I_B) + (1 - \pi_B)u(W - P_B - c) \qquad (16)$$

La condition de profit nul sur le contrat des hauts risques s'écrit

$$P_H = \pi_H I_H - t_H = \pi_H L - t_H.$$

En notant ici encore k l'accroissement de richesse finale de ceux qui restent en zone H par comparaison avec la situation de tarification uniforme, on a

$$t_H = (1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k$$

et donc

$$P_H = [\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B]L - k. \qquad (17)$$

Par ailleurs la condition de profit nul sur le contrat des individus à bas risque s'écrit

$$P_B = \pi_B I_B + t_B \qquad (18)$$

(16), (17) et (18) donnent alors

$$\begin{aligned} &u(W - (\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B)L + k) \\ &\leq \pi_B u(W - c - L + (1 - \pi_B)I_B - t_B) \quad (19) \\ &+ (1 - \pi_B)u(W - c - \pi_B I_B - t_B). \end{aligned}$$

Notons $\Phi_1(I_B, k, t_B)$ la valeur de c pour laquelle l'inégalité (19) est saturée, c'est-à-dire

$$\begin{aligned} &u(W - (\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B)L + k) \\ &= \pi_B u(W - \Phi_1 - L + (1 - \pi_B)I_B - t_B) \quad (20) \\ &+ (1 - \pi_B)u(W - \Phi_1 - \pi_B I_B - t_B). \end{aligned}$$

On a $\Phi_1(L, 0, \lambda(\pi_H - \pi_B)L) = 0$ et $\partial\Phi_1/\partial k < 0$, $\partial\Phi_1/\partial t_B < 0$ quand (I_B, k, t_B) est dans un voisinage de $(L, 0, \lambda(\pi_H - \pi_B)L)$. On a aussi $\partial\Phi_1/\partial I_B > 0$ si $I_B < L$ et $\partial\Phi_1/\partial I_B < 0$ si $I_B > L$. L'inégalité (19) s'écrit

$$c \leq \Phi_1 (I_B, k, t_B). \qquad (21)$$

D'autre part, la condition d'autosélection indique que les individus à haut risque choisissent le contrat de pleine assurance à prime P_H de préférence au contrat (P_B, I_B).

Cette contrainte étant saturée à l'équilibre du marché, on a donc

$$u(W - P_H) = \pi_H u(W - P_B - L + I_B) + (1 - \pi_H)u(W - P_B)$$

ce qui se réécrit, en tenant compte des relations (17) et (18)

$$u(W - (\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B)L + k) = \pi_H u(W - L + (1 - \pi_B)I_B - t_B) + (1 - \pi_H)u(W - \pi_B I_B - t_B) \qquad (22)$$

L'inégalité (21) définit le seuil du coût de prévention c^* en dessous duquel les individus initialement localisés en zone H décident de migrer en zone B, avec

$$c^* = \Phi_1(I_B, k, t_B) \qquad (23)$$

et l'égalité (22) définit la couverture d'assurance des bas risques à l'équilibre du marché de l'assurance, en fonction de k et t_B. Il s'agit de l'équation de la courbe d'équilibre migratoire incitatif *EMI* sur la figure 5. Notons

$$I_B = \Phi_2(k, t_B) \qquad (24)$$

cette relation. On remarque que $\Phi_2(0, \lambda(\pi_H - \pi_B)L) = L$ et que $\partial\Phi_2/\partial k > 0$ et $\partial\Phi_2/\partial t_B > 0$ quand (k, t_B) est dans un voisinage de $(0, \lambda(\pi_H - \pi_B)L)$. Les relations (23) et (24) constituent un système d'équations qui déterminent simultanément c^* et I_B en fonction de k et t_B. Quand $k = 0$ et $t_B = \lambda (\pi_H - \pi_B)L$, ce système admet $c^* = 0$ et $I_B = L$ comme solution. On est alors dans la situation de tarification uniforme où tous les individus bénéficient de la même assurance à couverture totale, quelle que soit leur localisation, et où aucune migration n'a lieu.

Notons $c^* (t_B, k)$ la valeur seuil du coût de prévention considérée comme fonction de k et t_B. On a

$$\frac{\partial c^*}{\partial t_B} = \frac{\partial \Phi_1}{\partial I_B} \frac{\partial \Phi_2}{\partial t_B} + \frac{\partial \Phi_1}{\partial t_B} \qquad (25)$$

$$\frac{\partial c^*}{\partial k} = \frac{\partial \Phi_1}{\partial I_B}\frac{\partial \Phi_2}{\partial k} + \frac{\partial \Phi_1}{\partial k} \qquad (26)$$

et

$$\frac{\partial \Phi_1}{\partial I_B} = \frac{\pi_B(1 - \pi_B)}{D_1}[u'(W - \Phi_1 - L + (1 - \pi_B)\Phi_2 - t_B) - u'(W - \Phi_1 - \pi_B\Phi_2 - t_B)] \qquad (27)$$

$$\frac{\partial \Phi_1}{\partial k} = -\frac{1}{D_1}u'(W - (\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B)L + k) \qquad (28)$$

$$\frac{\partial \Phi_1}{\partial t_B} = -1 \qquad (29)$$

où

$$D_1 = \pi_B u'(W - \Phi_1 - L + (1 - \pi_B)\Phi_2 - t_B) + (1 - \pi_B)u'(W - \Phi_1 - \pi_B\Phi_2 - t_B)$$

et

$$\frac{\partial \Phi_2}{\partial k} = \frac{1}{D_2} u'(W - (\lambda\pi_H + (1 - \lambda)\pi_B)L + k) \qquad (30)$$

$$\frac{\partial \Phi_2}{\partial t_B} = \frac{1}{D_2} [\pi_H u'(W - L + (1 - \pi_B)\Phi_2 - t_B) + (1 - \pi_H)u'(W - \pi_B\Phi_2 - t_B)] \qquad (31)$$

où

$$D_2 = \pi_H(1 - \pi_B)u'(W - L + (1 - \pi_B)\Phi_2 - t_B) - \pi_B(1 - \pi_H)u'(W - \pi_B\Phi_2 - t_B).$$

On en déduit

$$\frac{\partial \Phi_1}{\partial I_B} = 0 \text{ et } \frac{\partial \Phi_2}{\partial t_B} = \frac{1}{\pi_H - \pi_B}$$

si $k = 0$ et $t_B = \lambda\ (\pi_H - \pi_B)L$. En ce même point, on a donc d'après (25)

$$\frac{\partial c^*}{\partial t_B} = -1.$$

Pour une valeur de k donnée, la relation qui à t_B associe $c^*\ (t_B, k)$ définit le seuil du coût de prévention en fonction de la taxe sur l'assurance des individus à bas risque. Les individus dont le coût de prévention est inférieur à ce seuil choisissent de se déplacer en zone B, compte tenu des conditions d'assurance disponible.

La contrainte d'équilibre budgétaire impose que l'équation (14) soit vérifiée. Il y a un surplus budgétaire positif lorsque

$$t_B > \lambda\ [(1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L + k]G(c^*). \qquad (32)$$

On en déduit qu'il existe $c^* > 0$ et $t_B < \lambda\ (\pi_H - \pi_B)L$ tels que (32) est vérifiée si

$$\lambda\ [(1 - \lambda)(\pi_H - \pi_B)L]G'(0) < -1$$

c'est-à-dire si $\lambda > \lambda^*$. Dans un tel cas, il existe des valeurs de c^* et t_B qui dominent au sens de Pareto la tarification uniforme.

Bibliographie

Bidan P., 2000. Indemnisation des catastrophes naturelles : de la naissance à l'âge adulte. Risques, 42, 2000, 80-88.

CCR, 2001. Les catastrophes naturelles en France.

Dionne G., Doherty N. et Fombaron N., 2000. Adverse selection in insurance markets. *In* : Handbook of Insurance, G. Dionne, Kluwer Academic Publishers, 185-243.

Dionne G. et Fombaron N., 1996. Non-convexities and the efficiency of equilibria in insurance markets with asymetric information. Economics Letters, 52, 31-40.

Gollier C., 2000. Robinson Crusoé, l'assureur et le petit père du peuple. Risques, 42, 102-106.

Kreps D.M., 1990. A course in microeconomic theory. Harvester Wheatsheaf.

Pannequin F., 1992. Théorie de l'assurance et de la Sécurité sociale. Thèse de doctorat, université Paris I.

Rothschild M. et Stiglitz J., 1976. Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information. Quarterly Journal of Economics, 90, 629-650.

Sanson G., 2001. Evaluation des dispositifs de secours et d'intervention mis en œuvre à l'occasion des tempêtes des 26 et 28 décembre 1999. Rapport complémentaire de la mission interministérielle.

Sénat, 2001. Rapport de la commission d'enquête sur les inondations de la Somme. Réf. : 409010034.