

YANNICK MACÉ

**Effet des mesures de prévention : un paradoxe
lié l'antisélection**

Journal de la société française de statistique, tome 144, n° 3 (2003),
p. 43-52

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_2003__144_3_43_0

© Société française de statistique, 2003, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société française de statistique » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

EFFET DES MESURES DE PRÉVENTION : UN PARADOXE LIÉ L'ANTISÉLECTION

Yannick MACÉ*

RÉSUMÉ

L'analyse des sinistres vol sur les contrats habitation met en exergue un paradoxe. Les assurés ayant volontairement équipé leur habitation de systèmes de protection sont associés, toutes choses égales par ailleurs, à une probabilité de sinistres plus élevée. Une investigation économétrique plus poussée a été menée. Cette approche montre que ce paradoxe peut s'interpréter comme la conséquence d'un phénomène d'antisélection. Ainsi, dans certains cas, le choix non contraint de mise en place de mesures de prévention aboutit à révéler une information utile à l'assureur sur le niveau de risque aggravé du souscripteur.

ABSTRACT

An analysis of theft claims on household insurance policies underlines a paradox. Insureds who have installed a protection system (anti-theft device) have, everything equal, a higher theft claims probability. A more sophisticated econometric investigation was performed. This approach shows that the paradox can be interpreted as a consequence of adverse selection phenomenon. Therefore, in some cases and from the insurer viewpoint, the fact that a policyholder has made the choice of installing a protection system reveals an additional information about his higher level of risk.

1. Introduction

La prévention fait partie intégrante du métier d'assureur. Elle peut revêtir différents aspects : une activité de conseil, d'information, des incitations, voire des obligations qui impliquent les assurés dans des actions effectives.

Le but recherché est toujours d'influencer le comportement de l'assuré de manière à réduire le risque : sa réalisation ou ses conséquences. Dans un contexte d'aléa moral, les mesures de prévention proposées ou imposées par les assureurs ont pour objet de concourir à une diminution de la probabilité de survenance des sinistres.

Les mesures de prévention représentent très souvent un coût pour l'assuré : soit un coût monétaire direct, soit un coût en terme de diminution de « bien être », ou d'utilité pour reprendre la terminologie de la microéconomie. De manière

* GROUPAMA, 5-7 rue du Centre, 93 199 Noisy-le-Grand.
E-mail : ymace@groupama-ccama.tm.fr

à inciter leurs clients à les mettre en pratique, les assureurs y associent, dans certains cas, des réductions tarifaires. D'une façon générale, pour un agent économique donné, les déterminants du comportement de prévention relèvent à la fois du degré d'aversion au risque et du niveau d'exposition au risque.

La présente approche s'intéresse aux mesures de prévention contre le vol assorties aux contrats habitation.

Dans ce domaine les assureurs recommandent souvent la mise en place de dispositifs de sécurité contre l'intrusion (serrure agréée aux portes, volets ou barreaux aux fenêtres de rez-de-chaussée, portes blindées, systèmes d'alarme, télésurveillance, ...). Ces mesures de prévention présentent des coûts de mise en œuvre qui ne sont pas négligeables.

L'objet de l'article consiste à décrire, à partir de données empiriques, la liaison entre la fréquence vol et la présence de moyens de protection au domicile de l'assuré conditionnellement aux variables de tarification observables par l'assureur.

2. Les données utilisées

Les données utilisées pour mener à bien l'approche statistique proviennent de fichiers individualisés où chaque contrat en portefeuille est repéré et décrit :

- par chacune des variables de tarification,
- par la variable décrivant les moyens de protection,
- par la présence ou non, sur le contrat, de sinistre vol au cours de l'exercice.

L'étude a porté sur un portefeuille de 764.000 contrats habitation de GROU-PAMA Assurances.

L'ensemble des variables explicatives pris en compte recouvre les critères classiques de tarification en assurance habitation : nombre de pièces, nature de l'habitation (maison, appartement, résidence principale ou secondaire), zone géographique, statut de l'occupant, niveaux de couverture (franchise et plafond de garantie).

Dans certains cas, les modalités des variables ont été regroupées de manière à générer sur chaque croisement un effectif de contrats-année de taille suffisante.

Les moyens de protection qui ont fait l'objet d'une analyse sont ceux qui présentent un niveau élevé de protection avec un degré certain de fiabilité. Ils seront qualifiés de protection renforcée. Il peut s'agir, par exemple, de l'installation d'une alarme ou d'une porte blindée.

De plus, pour le besoin de la réflexion, ont été dissociés les moyens de protection mis en place à la suite d'une exigence de l'assureur (condition de souscription) de ceux relevant d'un choix volontaire de l'assuré.

3. Un premier constat

Une première analyse de la probabilité² de survenance d'un sinistre vol a été menée. Il s'agit de modéliser la probabilité d'un sinistre vol en fonction de l'ensemble des variables de tarification et de la variable décrivant le niveau de protection retenu. Ce type de modélisation permet d'apprécier l'effet d'une variable, toutes choses égales par ailleurs.

La modélisation utilisée, le modèle de Poisson simple, décrit un nombre de sinistres qui suit une loi de Poisson.

Soient : Y = variable de comptage des sinistres vol ($Y = 1$ présence de sinistre(s) au contrat, $Y = 0$ pas de sinistre au contrat),

(X_i) = les six variables de tarification ($i = 1$ à 6). Pour des raisons de confidentialité, les modalités des variables de tarification ne seront pas détaillées.

La variable Z qui décrit les moyens de protection mis en œuvre est composée des modalités suivantes :

- Z_1 : protection renforcée imposée par l'assureur,
- Z_2 : protection renforcée choisie par l'assuré,
- Z_3 : absence de protection renforcée.

La probabilité de survenance d'un sinistre s'écrit alors :

$$P(Y = 1/X, Z) = \exp(a_0 + \sum a_i X_i + cZ) \quad (1)$$

Pour mémoire, si l'on avait retenu une modélisation par une régression logistique, la probabilité de survenance d'un sinistre s'écrirait :

$$P(Y = 1/X, Z) = \frac{\exp(a_0 + \sum a_i X_i + cZ)}{1 + \exp(a_0 + \sum a_i X_i + cZ)}$$

L'estimation des paramètres des modèles de Poisson et Logistique, par la méthode du maximum de vraisemblance, aboutit aux résultats suivants (tableau 1).

Tout d'abord, comme on pouvait s'y attendre, on remarquera que les coefficients estimés (\hat{a}, \hat{c}) , sur le modèle de Poisson et sur le modèle Logistique, sont pratiquement équivalents. Ce résultat était prévisible du fait que la probabilité sur laquelle se fondent les estimations est petite (autour de 1%) et que le nombre d'observations est « grand ».

Pour la suite des analyses, les commentaires portent uniquement sur l'estimation du modèle de Poisson.

C'est ainsi que, sur ce modèle, chacune des variables explicatives X apparaît significative³. La variable « protection renforcée choisie par l'assuré » ressort

2. nombre de sinistres rapporté au nombre de contrats-année (prorata temporis).

3. niveau de significativité associé au test de Wald < 5%.

EFFET DES MESURES DE PRÉVENTION

TABLEAU 1. – Les résultats des modèles de Poisson et Logistique

Variables explicatives	Modèle de Poisson Déviance : 1 033.06 Déviance/Degrés de liberté : 1.149 Log-vraisemblance : – 804 500.6			Modèle logistique
	Coefficient estimé (\hat{a} , \hat{c})	Écart type estimé	Niveau de significativité*	Coefficient estimé (\hat{a} , \hat{c})
Constante	– 5.4559	0.0545	0.0001	– 5.4565
X _{1.1}	1.1508	0.0381	0.0001	1.1704
X _{1.2}	0.9124	0.0337	0.0001	0.9257
X _{1.3}	0.0000	0.0000	.	0.0000
X _{2.1}	–0.3015	0.0304	0.0001	–0.3059
X _{2.2}	0.3282	0.0346	0.0001	0.3320
X _{2.3}	0.0000	0.0000	.	0.0000
X _{3.1}	0.8864	0.0405	0.0001	0.9014
X _{3.2}	0.0000	0.0000	.	0.0000
X _{4.1}	0.3863	0.0516	0.0001	0.3921
X _{4.2}	0.0000	0.0000	.	0.0000
X _{5.1}	0.4612	0.0320	0.0001	0.4676
X _{5.2}	0.0000	0.0000	.	0.0000
X _{6.1}	0.1654	0.0304	0.0001	0.1674
X _{6.2}	0.0000	0.0000		0.0000
Z ₁ : protection renforcée imposée	0.1085	0.1053	0.3029	0.1149
Z ₂ : protection renforcée choisie par l'assuré	0.1974	0.0962	0.0402	0.2025
Z ₃ : absence de protection renforcée	0.0000	0.0000		0.0000

* associé au test de Wald

aussi significative. Seule la variable « protection renforcée imposée » n'est pas du tout significative.

La situation de référence correspond au cœur du portefeuille, c'est la combinaison de caractéristiques la plus fréquemment rencontrée dans le portefeuille.

Sur le cœur du portefeuille, les assurés ayant opté pour une protection renforcée alors que leur assureur ne les y obligent pas, présentent une probabilité supérieure à celle des assurés qui ne mettent en place aucune protection. Au niveau de signification de 5 %, cet écart peut être considéré comme significatif.

Lorsque les probabilités sont petites, une approximation du Odds-ratio, φ , rapport de probabilités entre les deux catégories d'assurés, est donnée par :

$$\varphi \approx \frac{\exp(\hat{a}_0 + \hat{c} * Z)}{\exp(\hat{a}_0)} = \exp(\hat{c} * Z) = \exp(0.1974) = 1.22$$

L'estimation des écarts-types $\sigma()$ associés à chacun des coefficients estimés permet de calculer les intervalles de confiance autour du odds-ratio selon la formule suivante :

$$[\exp(\hat{c} * Z - 1.96 * \sigma(\hat{c})) ; \exp(\hat{c} * Z + 1.96 * \sigma(\hat{c}))]$$

L'intervalle de confiance (à 95 %) autour du odds-ratio s'établit ici à $[\exp(0.1974 + / - 1.96 * 0.0962)]$, soit : [1.01 ; 1.47].

Considérant, comme il a été rappelé en introduction, que les moyens de prévention visent à réduire la réalisation du risque, un tel résultat peut sembler paradoxal. Non seulement les moyens de prévention n'apparaissent pas efficaces mais en plus ils semblent aggraver le risque potentiel.

Le recours à la théorie microéconomique permet d'interpréter ce paradoxe à la lumière du concept d'antisélection dans un cadre d'asymétrie d'information entre assureurs et assurés. Non pas que l'installation de moyens de protection facilite la tâche des voleurs! Plutôt, le choix volontaire d'un moyen de protection, par ailleurs coûteux pour l'assuré, révèle une exposition potentielle au risque plus importante que ne permettent de l'appréhender les seuls critères de tarification de l'assureur. Ce déséquilibre sur le niveau d'information peut être lié, par exemple, au fait que l'assuré ait eu connaissance de la survenance récente de vols dans le voisinage immédiat de son domicile ou bien aussi à l'historique de la sinistralité du client (qui n'est pas prise en compte par l'assureur).

Afin de vérifier la pertinence empirique de cette explication, une modélisation économétrique spécifique a été menée. Il s'agit de mesurer plus précisément la présence du phénomène et son intensité. Cette approche privilégie l'analyse de l'effet de l'antisélection sur la probabilité de survenance d'un sinistre. Elle est par nature différente d'un autre type d'approche qui permettrait, par exemple, de tester l'hypothèse d'indépendance entre survenance du risque et choix d'un moyen de protection, conditionnellement aux variables de tarification (méthodes proposées par Chiappori et Salanié [3]).

4. Mesure de la présence et de l'intensité de l'antisélection

L'approche économétrique spécifique qui a été menée permettra de conclure sur la présence éventuelle d'un effet antisélection. Il s'agit de la méthode proposée par Gouriéroux [9]. Cette approche permet de mesurer l'effet de la variable candidate à l'antisélection sur la sinistralité. Elle peut donc fournir une indication quant à l'intensité du phénomène.

4.1. Une méthodologie en deux étapes

La méthode consiste à évaluer l'existence d'antisélection en tenant compte de la possible présence d'effets non linéaires des variables de tarification.

Les résultats du modèle (1) ont montré que l'estimateur lié aux moyens de protection renforcée imposés par l'assureur se révèle non significatif. C'est la raison pour laquelle la variable Z qui décrit le niveau de protection a été redéfinie selon les modalités suivantes :

- protection renforcée choisie par l'assuré ($Z = 1$),
- autres cas de protection ($Z = 0$).

Dans ce cadre, le modèle à estimer peut s'écrire alors, selon une formulation plus générale, de la manière suivante :

$$P(Y = 1/X, Z) = F(aX + bE(Z/X) + cZ)$$

avec : Y = variable de comptage des sinistres vol,

X = les variables de tarification y compris la constante,

Z = le niveau de protection.

Pour un modèle de Poisson, la fonction F choisie correspond à la fonction exponentielle.

L'estimation se réalise en deux étapes.

Étape n°1 : modèle Probit

Il s'agit d'estimer une fonction de choix d'un type de protection par l'assuré conditionnellement aux variables de tarification.

$$P(Z = 1/X) = F(a'X)$$

avec F : fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Ce premier modèle permet d'estimer $F(a'X)$, la probabilité de choix de moyens de protection renforcée par l'assuré : $F(\hat{a}'X)$.

Étape n°2 : modèle de Poisson

Au cours de la deuxième étape, la modélisation de la sinistralité intégrera, parmi les variables explicatives, la probabilité estimée de choix d'un moyen de protection renforcée ainsi que sa réalisation. L'intégration du correctif $F(\hat{a}'X)$ permettra de tenir compte de la présence éventuelle d'effets non linéaires dus aux variables de tarification et ainsi d'isoler la véritable antisélection résiduelle.

Le modèle à estimer devient :

$$P(Y = 1/X, Z) = \exp(aX + bF(\hat{a}'X) + cZ)$$

L'analyse des coefficients estimés \hat{c} et \hat{b} permet de conclure ou non à la présence d'un effet d'antisélection. La significativité de \hat{c} permet de conclure à la présence d'antisélection résiduelle. La significativité de \hat{b} traduit l'existence d'effets croisés des variables exogènes.

4.2. Étape n°1 : modèle Probit de choix d'un moyen de protection

L'estimation du modèle Probit donne les résultats suivants (tableau 2) :

TABLEAU 2. – Les résultats du modèle Probit

Variables explicatives	Modèle Probit		
	Coefficient estimé (\hat{a}')	Écart type estimé	Niveau de significativité*
Constante	-2.7423	0.0344	0.0001
$X_{1.1}$	0.7471	0.0164	0.0001
$X_{1.2}$	0.7873	0.0125	0.0001
$X_{1.3}$	0.0000	0.0000	.
$X_{2.1}$	-0.2333	0.0141	0.0001
$X_{2.2}$	0.6652	0.0119	0.0001
$X_{2.3}$	0.0000	0.0000	.
$X_{3.1}$	0.5837	0.0160	0.0001
$X_{3.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{4.1}$	-0.7402	0.0128	0.0001
$X_{4.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{5.1}$	-0.2077	0.0143	0.0001
$X_{5.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{6.1}$	0.3985	0.0132	0.0001
$X_{6.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{7.1}$	0.5916	0.0323	0.0001
$X_{7.2}$	0.5655	0.0333	0.0001
$X_{7.3}$	0.0000	0.0000	.

* associé au test de Wald

Une variable supplémentaire a été ajoutée dans l'ensemble X des variables explicatives. Toutes les variables exogènes apparaissent explicatives⁴ de la décision de choix, par l'assuré, de mettre en place des mesures de protection renforcée à son domicile. Les paramètres \hat{a}' permettent de calculer la probabilité estimée : $F(\hat{a}'X)$.

4. niveau de significativité associé au test de Wald < 5%.

4.3. Étape n°2 : modèle de Poisson de mesure de l'antisélection

Le modèle de Poisson testé intègre, en plus des variables de tarification et de la variable candidate à l'antisélection, la probabilité estimée à l'aide du probit précédent : $F(\hat{a}'X)$. Les résultats sont les suivants (tableau 3) :

TABLEAU 3. - Les résultats du modèle de Poisson de mesure de l'antisélection

Variables explicatives	Modèle de Poisson		
	Coefficient estimé ($\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}$)	Écart type estimé	Niveau de significativité*
Constante	-5.5171	0.0640	0.0001
$X_{1.1}$	1.1305	0.0401	0.0001
$X_{1.2}$	0.8751	0.0394	0.0001
$X_{1.3}$	0.0000	0.0000	.
$X_{2.1}$	-0.2922	0.0309	0.0001
$X_{2.2}$	0.2955	0.0391	0.0001
$X_{2.3}$	0.0000	0.0000	.
$X_{3.1}$	0.8576	0.0435	0.0001
$X_{3.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{4.1}$	0.4507	0.0624	0.0001
$X_{4.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{5.1}$	0.4724	0.0323	0.0001
$X_{5.2}$	0.0000	0.0000	.
$X_{6.1}$	0.1489	0.0315	0.0001
$X_{6.2}$	0.0000	0.0000	.
Z_1 : protection renforcée choisie par l'assuré	0.1898	0.0962	0.0485
Z_2 : autre cas de protection	0.0000	0.0000	.
Probabilité estimée : $F(\hat{a}'X)$	1.2369	0.6618	0.0616

* associé au test de Wald

Au niveau de signification de 5 %, le coefficient \hat{c} peut être considéré comme significatif⁵. Il y a donc présence d'antisélection résiduelle. De plus, on notera que l'introduction du correctif n'a que légèrement diminué la valeur de \hat{c} et sa significativité par rapport au modèle (1).

L'écart de probabilités estimées, entre les assurés ayant opté pour un moyen de protection renforcée et les autres, s'élève à 21 %. L'intervalle de confiance autour du odds-ratio n'est que très peu modifié : il se situe à [1.00 ; 1.46].

Le coefficient \hat{b} apparaît moins significatif : au niveau de 5 % il ne peut pas être considéré comme significatif. En revanche, il le serait au niveau de 10 %. Ainsi, malgré tout, il semble qu'il y ait une légère présence d'effets joints liés aux variables explicatives.

5. Conclusion

Un premier paradoxe lié à l'utilisation des moyens de prévention a été mis en lumière par Briys et Schlesinger [1]. Leur approche microéconomique montre que, dans certains cas, la mise en place de moyens de prévention ne réduit pas systématiquement le risque (au sens de la variance de la richesse finale). Ce résultat provient du fait suivant : même si l'on suppose que la prévention diminue la probabilité de réalisation du risque, cette même prévention peut nécessiter un investissement d'installation qui impacte d'autant la richesse finale si malgré tout le sinistre se réalise. C'est pourquoi, dans certains cas, un degré plus élevé d'aversion au risque peut entraîner de moindres efforts d'investissements en prévention.

Une approche empirique d'analyse de la fréquence vol en assurance habitation met en exergue un deuxième paradoxe. Les moyens de protection *a priori* les plus efficaces, mis en place sur l'initiative de l'assuré, sont associés à une survenance plus fréquente de sinistres vol que le fait de ne pas installer de moyens de protection toutes choses égales par ailleurs.

Une procédure d'estimation économétrique spécifique a été mise en œuvre pour déceler la présence éventuelle d'un effet d'antisélection. Cette approche aboutit à conclure à la présence d'une certaine « quantité » d'antisélection provenant du choix volontaire de mise en place de moyens de protection renforcée par l'assuré. L'antisélection génère un différentiel de probabilité potentielle face au risque de l'ordre de 21 %.

Ainsi, même si pour un individu donné les moyens de prévention sont considérés comme efficaces – dans le sens où ils diminuent la probabilité potentielle de sinistre de l'individu – ces derniers doivent aussi s'interpréter comme critère d'antisélection. C'est pourquoi au final, tous effets confondus, du point de vue de l'assureur, c'est-à-dire lorsque le risque est diversifié sur l'ensemble des assurés, les mesures de prévention restent liées à un niveau de fréquence élevé. Comme l'ont montré les estimations précédentes, la probabilité associée à l'ensemble des assurés mettant en place les moyens de prévention ressort alors à un niveau supérieur à celui de l'ensemble des individus qui ne mettent pas en place ces moyens de prévention. Tel est le deuxième paradoxe mis en évidence par cette approche économétrique.

On conclura que les assurés qui font la démarche d'installer des moyens de protection à leur domicile ne font pas ce choix au hasard. Ils le font parce qu'ils

5. niveau de significativité associé au test de Wald.

se savent potentiellement en situation de risque aggravé. De la sorte, leur choix en matière d'action de prévention révèle une information utile à l'assureur. On attend des mesures de prévention qu'elles concourent à diminuer la survenance du risque. L'analyse économétrique montre que, dans certains cas, notamment si elles se révèlent coûteuses pour l'assuré et si elles procèdent d'un choix de sa part, les actions de prévention peuvent aussi apparaître comme un indicateur d'antisélection et pas seulement comme un indicateur d'aversion au risque.

Bien évidemment, ce résultat est obtenu eu égard aux critères de tarification et aux données techniques à la disposition de l'assureur. L'effet antisélection mesuré, pour partie, peut aussi être un indicateur de variable manquante au regard des variables de tarification mises en place par l'assureur. Il est vrai aussi qu'une investigation plus précise qui discernerait, par exemple, les véritables vols des tentatives de vols permettrait d'approfondir le sujet. Toutefois, de telles recherches sont souvent limitées par les contraintes sur le contenu des données disponibles.

Bibliographie

- [1] BRIYS E., SCHLESINGER H. (1991), *Aversion au risque et prévention*. Risques n°4, janvier 1991.
- [2] CHIAPPORI P.-A. (2000), *Econometric Models of Insurance under Asymmetric Information*. MIMÉO, University of Chicago.
- [3] CHIAPPORI P.-A., SALANIÉ B. (2000), Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets. *Journal of Political Economy*, Volume 108, Number 1, February 2000.
- [4] DIONNE G., DOHERTY N., FOMBARON N. (2000), *Adverse Selection in Insurance Markets*. THEMA n°2000-21, Université de Cergy-Pontoise, Université de Paris X-Nanterre.
- [5] DIONNE G., GAGNE R. (2000), *Replacement Cost Endorsement and Opportunistic Fraud in Automobile Insurance*. THEMA n°2000-06, Université de Cergy-Pontoise, Université de Paris X-Nanterre.
- [6] DIONNE G., GOURIÉROUX C., VANASSE C. (2001), Testing for Evidence of Adverse Selection in the Automobile Insurance Market : A Comment. *Journal of Political Economy*, Volume 109, Number 2, April 2001.
- [7] EECKHOUDT L. (1991), *Théorie de la Prévention*. Risques n°4, janvier 1991.
- [8] GOLLIER C. (2000), *Robinson Crusoe, l'assureur et le petit père du peuple*. Risques n°42, juin 2000.
- [9] GOURIÉROUX C. (1999), *Statistique de l'assurance*. Economica, Paris.
- [10] JELEVA M., VILLENEUVE B. (1997), *Insurance Contracts with Imprecise Probabilities and Adverse Selection*. CREST, Document de travail n°9716.
- [11] TENENHAUS M. (1992-1993), *La régression Logistique, La régression de Poisson*. MAD numéros 3 et 4.
- [12] SALANIÉ B. (1994), *Théorie des contrats*. Economica.