

L'introduction d'un stimulus dissuasif pour contrer la majoration excessive des réclamations à l'assurance : prévention de la délinquance ou règlement différentiel ?

Jean-Luc Bacher et Étienne Blais

Volume 73, numéro 1, 2005

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/1107006ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/1107006ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Faculté des sciences de l'administration, Université Laval

ISSN

1705-7299 (imprimé)

2371-4913 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Bacher, J.-L. & Blais, É. (2005). L'introduction d'un stimulus dissuasif pour contrer la majoration excessive des réclamations à l'assurance : prévention de la délinquance ou règlement différentiel ? *Assurances et gestion des risques / Insurance and Risk Management*, 73(1), 55–77. <https://doi.org/10.7202/1107006ar>

Résumé de l'article

Cet article vise à évaluer l'impact d'un stimulus dissuasif sur la propension des assurés à majorer leurs réclamations. Notre recherche, suivant en cela un design quasi expérimental, prévoit l'envoi d'une lettre aux fins d'augmenter, chez les assurés en position de faire une réclamation des suites d'un vol résidentiel, leurs perceptions des risques de la majoration. Les résultats démontrent que les assurés appartenant au groupe contrôle demandent un montant plus élevé, mais la différence n'est pas significative. Les résultats indiquent plutôt que les régleurs pratiquent un règlement différentiel et que les différences seraient fonction du groupe auquel appartient l'assuré, du montant réclamé par lui et des doutes que peuvent avoir les régleurs quant à la justesse de la réclamation.

Assurances et gestion des risques, vol. 73(1), avril 2005, 55-77

Insurance and Risk Management, vol. 73(1), April 2005, 55-77

L'introduction d'un stimulus dissuasif pour contrer la majoration excessive des réclamations à l'assurance: prévention de la délinquance ou règlement différentiel?

par Jean-Luc Bacher et Étienne Blais

RÉSUMÉ

Cet article vise à évaluer l'impact d'un stimulus dissuasif sur la propension des assurés à majorer leurs réclamations. Notre recherche, suivant en cela un design quasi expérimental, prévoit l'envoi d'une lettre aux fins d'augmenter, chez les assurés en position de faire une réclamation des suites d'un vol résidentiel, leurs perceptions des risques de la majoration. Les résultats démontrent que les assurés appartenant au groupe contrôle demandent un montant plus élevé, mais la différence n'est pas significative. Les résultats indiquent plutôt que les régleurs pratiquent un règlement différentiel et que les différences seraient fonction du groupe auquel appartient l'assuré, du montant réclamé par lui et des doutes que peuvent avoir les régleurs quant à la justesse de la réclamation.

Mots clés : fraude à l'assurance, dissuasion, approche expérimentale, montant réclamé.

ABSTRACT

This paper assesses the impact of a dissuasive stimulus on the propensity of insurance holders to boost their claims. Our research, following a quasi-experimental design, foresees the sending of a letter in order to enhance, among the insurance holders in position to formulate a claim following a residential thief, their risk perception of the illegal increase. The results show that insurance holders who are members of the control group tend to ask higher amounts but not in significant terms. The results support more the hypothesis of a differential settlement and that these differences would be function of the group membership of the insurance holder, of the amount claimed by the latest and of the suspicions of the insurance expert regarding the accuracy of the claim.

Keywords: insurance fraud, deterrence, experimental approach, claims.

Les auteurs :

Jean-Luc Bacher, Ph. D., est professeur agrégé à l'École de criminologie de l'Université de Montréal et chercheur au Centre International de Criminologie Comparée, Université de Montréal; Étienne Blais, M. Sc. est étudiant de doctorat à l'École de criminologie de l'Université de Montréal et assistant de recherche au Centre International de Criminologie Comparée, Université de Montréal.

Remerciements : Cet article fut rendu possible grâce à une subvention du Bureau d'assurance du Canada (BAC) et une subvention du CRSH.

I. INTRODUCTION

Selon des études récentes, la fraude est un phénomène en pleine expansion et cela serait spécialement le cas de la fraude à l'assurance. (Tremblay, Clermont et Massé, 1992 et Clarke, 1992). D'un sondage mené auprès de compagnies d'assurance du Québec et publié en 1992, par Tremblay et al., il ressort que la majoration excessive des réclamations est considérée comme la principale forme de fraude et qu'elle est, elle aussi, à la hausse. Globalement, on estimait, il y a déjà près de dix ans, les pertes résultant de la fraude à environ 1,3 milliard de dollars par année (Janhevich, 1996).

Malgré l'ampleur perçue et apparemment bien réelle du phénomène de la fraude à l'assurance, fort peu de recherches empiriques lui ont été consacrées en criminologie. Pour chercher à expliquer l'ampleur du phénomène, il convient de considérer les avantages et les inconvénients (risques) que les fraudeurs potentiels associent à la réalisation de fraudes. Et cela même quand il en va de fraudes par simple gonflement de la réclamation, soit de fraudes qui sont réputées peu planifiées et peu préméditées, mais largement opportunistes.

Pour comprendre la nature et la très relative rigueur des réactions que les compagnies d'assurance opposent à la fraude, il faut saisir le dilemme devant lequel elles sont placées : soit elles élucident et dénoncent les fraudes à la police pour minimiser les pertes et obtenir que les fraudeurs soient punis, soit elles s'abstiennent de réagir pour préserver, auprès du public, leur image de compagnie compréhensive et accommodante, ce qui est de nature à attirer de nouveaux clients potentiels et à retenir les anciens. Entre la répression des cas de fraude et la tolérance tacite du phénomène, il existe toutefois un autre type de réaction susceptible d'être adopté par les compagnies d'assurance : la prévention par la dissuasion. À la différence de la répression, elle peut se pratiquer autrement qu'au cas par cas et elle peut être pratiquée à grande échelle. Contrairement à la tolérance tacite, elle tend à contrer la fraude, ou du moins, à en contenir l'ampleur.

La recherche, dont nous présentons ici les résultats, relève précisément de la prévention par la dissuasion. Pour explorer (générer plus de connaissances sur) les possibilités de dissuader les assurés de pratiquer la fraude par gonflement, nous avons procédé à une expérimentation lors de laquelle nous avons examiné les effets d'un stimulus dissuasif, soit d'une lettre, que nous avons envoyée à un certain nombre d'assurés qui s'apprêtaient à formuler une réclamation d'assurance des suites d'un vol résidentiel. La lettre visait à renforcer la perception, chez les destinataires, des risques qu'il y a à gonfler

frauduleusement sa réclamation d'assurance. Ainsi, le stimulus avait pour but de faire baisser la propension des assurés à gonfler leurs réclamations. Comme notre recherche est de nature quasi-expérimentale et qu'elle a lieu sur le terrain plutôt qu'en laboratoire, il nous est impossible de neutraliser l'éventuelle influence de toutes les variables susceptibles de modifier ou de masquer la relation entre la variable expérimentale (le stimulus) et la variable dépendante. Nous songeons surtout à l'attitude de l'agent d'assurance dont il y a lieu de craindre qu'elle soit aussi fonction de l'administration ou non du stimulus et qu'elle influence grandement le règlement du sinistre. Il reste que l'éventuel effet de tierces variables peut et doit être pris en considération dans l'analyse des résultats.

Dans ces conditions, nous poursuivons un double objectif. Le premier est de mesurer l'effet dissuasif du stimulus épistolaire qui cherche à mettre en garde les assurés contre les conséquences négatives d'une majoration de leur réclamation à l'assurance. L'hypothèse que nous formulons, quant à cet objectif de la recherche, est que la lettre dissuasive fait baisser le montant moyen réclamé par le groupe expérimental. Notre second objectif est d'analyser l'issue du règlement des cas de sinistre. Là, il s'agit de prendre en considération des éléments relatifs aux réclamations qui sont théoriquement susceptibles d'influer sur l'issue du règlement. Nous pensons en particulier à la présence d'un doute dans l'esprit de l'agent quant à la justesse de la réclamation. Nous formulons donc l'hypothèse qu'entre le moment où le montant est réclamé et le moment où le chèque est versé, il y a des facteurs qui agissent à la baisse sur le ratio montant octroyé/montant réclamé.

2. LA THÉORIE DE LA DISSUASION

La théorie de la dissuasion est une contribution importante à la criminologie contemporaine du passage à l'acte (Gassin, 1998). Dès les origines de la criminologie, Beccaria (1764) a soutenu la thèse que la peine doit occasionner au condamné des privations et des inconvénients proportionnels aux avantages que lui procure le crime, pour être dissuasive, donc utile et par là même juste. Il a dégagé trois éléments centraux dans sa théorisation de la dissuasion, soit la sévérité, la certitude et la célérité de la peine. Autrement dit, les vertus dissuasives des peines dépendent de la probabilité qu'elles soient infligées, de leur sévérité et de la célérité avec lesquelles elles sont appliquées (Beccaria, 1764). Des observations faites depuis

lors, il ressort que ces trois éléments ne sont pas d'égale importance. En effet, les recherches empiriques nous indiquent que c'est la certitude qu'une peine intervienne qui est la plus déterminante. Viennent ensuite en deuxième et troisième place, la célérité et la sévérité des peines. Cela dit, la recherche a voué relativement peu d'attention jusqu'ici à ces deux facteurs. Ces dernières années, les études sur la dissuasion ne se sont pas basées sur les mêmes unités d'analyse : les unes ont porté sur des individus et les autres sur des groupes (populations). Quand il en va d'individus, l'effet dissuasif de la peine s'apprécie au travers des perceptions qu'ont les sujets des risques encourus. Tandis que, quand il en va de populations, les effets dissuasifs des sanctions s'apprécient sans tenir compte des perceptions de la population.

La théorie de la dissuasion des individus postule que plus la perception du risque d'être appréhendé pour un crime est (élevée) forte, plus les individus se conformeront à la loi. Dans notre recherche, l'introduction du stimulus vise à faire prendre conscience aux assurés des risques d'être poursuivis pour une majoration de leurs réclamations. En effet, la lettre dissuasive leur rappelle le caractère criminel du gonflement et la nature des sanctions prévues par le code. De plus, elle leur indique la volonté de la compagnie de contrer la fraude par gonflement et fait aussi appel à un certain sens du conformisme des destinataires de la lettre en invoquant l'honnêteté de la majorité des assurés québécois.

Dans une recherche portant sur un groupe d'étudiants, Paternoster (1988) évalue, en trois temps, l'impact de la perception du risque sur la prévalence de trois formes de crime : la consommation de marijuana, les larcins et les chèques sans provision. Paternoster voulait valider l'importance de la perception du risque sur la délinquance en veillant à ce que la mesure de cette perception soit bel et bien antérieure à l'occurrence des crimes pris en considération. Paternoster (1988) fait alors le constat d'une relation attendue, soit négative, entre la perception des risques et l'occurrence des crimes, mais il s'agit d'une relation faible et variable. Ainsi, il démontre par exemple, que la relation (négative) entre la perception du risque de sanction et la consommation de marijuana prévaut seulement du temps 2 au temps 3. Quant à la faiblesse de la relation, Paternoster l'explique par la présence d'autres formes de contrôle social, informelles, dont les effets couvrent l'impact potentiel de la perception du risque. « *In other words, when other sources of social control are weak, sanction threats may serve as an effective deterrent* » (Paternoster, 1988). Au nombre de ces autres formes de contrôle, mentionnons en particulier la supervision parentale, les croyances

morales et l'exemple donné par les pairs. Toutefois, il ne faut pas en déduire, pour autant, qu'une faible menace de sanctions informelles permet nécessairement à la menace de sanctions formelles de déployer des effets dissuasifs. En effet, quand les sujets observés s'adonnent à la consommation de marijuana, il y a, chez eux, désensibilisation aux menaces de sanctions aussi bien formelles qu'informelles; il y a, autrement dit, baisse de leurs inhibitions résultant des deux types de contrôle.

Stafford et Warr (1993) proposent une conceptualisation théorique de la dissuasion qui tient compte à la fois des expériences directes et indirectes aussi bien de la punition que de l'impunité. Selon ces auteurs, la distinction entre la dissuasion générale et la dissuasion spéciale n'a pas lieu d'être. La dissuasion générale prétend s'adresser aux individus qui, parce qu'ils n'ont pas encore commis de crime, sont encore susceptibles d'être dissuadés. Les auteurs notent toutefois qu'il s'agit là d'une population fictive dès lors que la quasi-totalité des individus a déjà commis l'une ou l'autre forme de crime. Qu'il suffise de songer à l'écrasante majorité des automobilistes qui se sont rendus coupables de l'une des nombreuses formes d'infractions routières. Quant à la dissuasion spéciale, elle tend à éviter la récidive et s'adresse donc à des individus ayant déjà passé à l'acte. Ainsi, Stafford et Warr mettent en question la théorie traditionnelle, selon laquelle les deux types de dissuasion s'adresseraient à des populations distinctes. Stafford et Warr (1993) mettent, en outre, l'accent sur l'importance des expériences d'impunité. En effet, les individus qui commettent des actes criminels sans avoir à vivre d'expérience punitive seront incités à récidiver. En définitive, qu'il expérimente la sanction ou l'impunité, l'individu, dans sa relative rationalité, procédera à une évaluation des avantages et des inconvénients que comportent, à ses yeux, les différents gestes qu'il se propose de poser.

Testant le modèle théorique de Stafford et Warr (1993) avec la conduite en état d'ébriété, Piquero et Paternoster (1998) démontrent que les individus, percevant un certain risque d'arrestation ou de sanction, sont effectivement moins nombreux que les autres à projeter un futur passage à l'acte. Toutefois, l'effet des expériences personnelles et vicariantes ne va pas forcément dans le sens attendu. En effet, les expériences directes ou indirectes de sanctions n'augmentent pas nécessairement la perception du risque et n'agissent pas forcément à la baisse sur la projection d'une future infraction. Symétriquement, les expériences directes ou indirectes d'impunité n'entraînent pas nécessairement une baisse des risques perçus et n'augmentent pas forcément l'inclination à conduire à l'avenir en

état d'ébriété (Stafford et Warr, 1993; Paternoster et Piquero, 1995; Piquero et Paternoster, 1998).

En réalité, les résultats des recherches sur la dissuasion ne nous permettent pas de tirer de conclusion univoque et définitive. De fait, les effets dissuasifs mesurés dans la recherche ne sont ni constants, ni prévisibles. Ils varient au gré des modèles utilisés et des échantillons mis à profit. Soulignons, entre autres, l'impact sur la dissuasion de facteurs comme les expériences vicariantes et personnelles (Stafford et Warr, 1993; Paternoster et Piquero, 1995; Piquero et Paternoster, 1998), les comportements des pairs, les croyances morales (Paternoster, 1985, 1986 et 1988) et le degré de criminalisation des populations à l'étude (Piliavin, Gartner, Thornton et Matsueda, 1986). À ce propos, Silberman (1976) et Tittle (1977) avancent que la dissuasion ne fonctionne qu'auprès de populations relativement criminalisées.

Malgré les difficultés à interpréter les résultats des recherches sur la dissuasion, elles font ressortir l'importance de prendre en compte la double influence des contrôles formels et informels. Il peut en effet y avoir des effets d'interaction ou de synergie entre les deux types de contrôle. Autrement dit, les deux types de contrôles peuvent diversement se combiner entre eux (addition, multiplication, etc.). Alors que pour Matza (1964) le contrôle formel ne déploie d'effets que si le contrôle informel reste faible, Zimring et Hawkin (1973) sont d'avis que les deux formes de contrôle sont interdépendantes : « *official actions can set off societal reactions that may provide the potential offenders with more reason to avoid conviction than the officially imposed unpleasantness of punishment* ».

L'interprétation des résultats, produits jusqu'ici par la recherche, contribue surtout à expliquer pourquoi les effets dissuasifs connaissent d'importantes fluctuations et pas tant pourquoi ces effets restent généralement si faibles. Tremblay et al. (2000) proposent une explication méthodologique à cela. Ils avancent que les recherches traitent plutôt d'une dissuasion abstraite ou fictive que d'une dissuasion réelle. Dans la plupart des recherches sur la dissuasion, les sujets sont placés dans des situations hypothétiques où ils risquent de minimiser les risques d'arrestations et les conséquences qui peuvent en découler. L'efficacité des risques perçus demeure relativement insaisissable tant et aussi longtemps que les sujets à l'étude ne sont pas placés en réelle situation de prise de risques. Il y a donc avantage à opter pour une stratégie méthodologique de type quasi-expérimental, stratégie plus apte à mesurer la réelle efficacité dissuasive des sanctions [Sherman (1992); Sherman et Rogan (1995); Sherman et Smith (1992); Sherman et Berk (1984)].

S'étant intéressés à la prévention de la récidive en matière de violence conjugale, Sherman et Berk (1984) et Sherman et Smith (1992) ont utilisé les données des rapports de policiers s'étant rendus sur les lieux de violences conjugales. Dans ces recherches, les policiers sont intervenus différemment selon la consigne qui leur avait été donnée : soit par un avertissement verbal, soit en demandant au sujet de quitter les lieux, soit par une arrestation suivie d'une brève détention. Celle-ci a produit des effets différentiels. Les individus ayant un intérêt professionnel à demeurer dans la légalité récidivent moins que ceux qui n'en ont pas (Sherman et Smith, 1992). Concrètement, les individus ayant un emploi et étant mariés sont plus enclins à se conformer aux lois, car ils ont plus à perdre que les autres.

Dans le domaine de la fraude, trois recherches criminologiques ont opté pour un design quasi-expérimental : celle de Green (1985), celle de Fox et Tracy (1989) et celle de Tremblay, Bacher, Tremblay et Cusson (2000). Green (1985) a examiné l'impact dissuasif d'une lettre envoyée à des clients d'une compagnie de câble qui profitaient d'un branchement clandestin. La lettre faisait mention des peines qui sont encourues pour branchement illégal et annonçait que la compagnie allait procéder à une vérification à domicile dans les deux semaines à venir. La lettre disait aussi que tout abonné rapportant sa situation irrégulière à la compagnie pourrait bénéficier d'un pardon inconditionnel (sans sanction) de la part de celle-ci. Dans l'étude de Green (1985), 65 % des abonnés en infraction se sont rapportés à la compagnie. Quant à eux, Tracy et Fox (1989) ont cherché à déterminer si l'annonce au garagiste, du fait qu'une assurance allait couvrir les frais de la réparation projetée, avait une influence sur le montant de l'estimé établi par le garagiste. Après avoir soumis quelques voitures comparables à un grand nombre de garagistes différents, les chercheurs sont arrivés à la conclusion que l'estimation des réparations à effectuer sur les véhicules prétendument assurés était significativement plus élevée qu'autrement.

De leur côté, Tremblay et al. (2000) entendaient mesurer l'effet d'un stimulus épistolaire dissuasif sur les montants réclamés par des assurés des suites d'un vol. En règle générale, les assurés exposés au stimulus dissuasif demandaient un montant inférieur aux autres. Cela dit, l'analyse des résultats de la recherche menée par Tremblay et al. (2000) se base sur le montant octroyé aux assurés et non sur le montant réclamé. Ces résultats doivent donc être interprétés avec prudence, car l'analyse fait abstraction des événements qui, survenant entre la réclamation et le règlement final, peuvent avoir de l'influence sur le montant ultimement octroyé. Notons enfin que Tremblay et ses collègues (2000) ont omis de prendre en considération l'impact possible des caractéristiques sociodémographiques des assurés.

3. PROBLÉMATIQUE

Les recherches sur la dissuasion ont produit des résultats hétéroclites. L'interprétation de ces résultats permet assez bien de comprendre pourquoi ils divergent entre eux. Il est plus difficile toutefois d'expliquer pourquoi les effets dissuasifs restent généralement faibles, voire insignifiants. Comme nous l'avons relevé à ce sujet, la plupart des recherches empiriques portent sur une forme de dissuasion plutôt abstraite. D'où l'intérêt d'avoir recours à une méthodologie quasi-expérimentale comportant l'administration d'un stimulus dissuasif.

Notre recherche est, en quelque sorte, une réplique de celle qu'a menée Tremblay et al. (2000). Conscients des limites de leur recherche, nous introduisons des variables supplémentaires susceptibles d'influencer le montant réclamé. Bien que ne disposant que de peu d'informations sur le statut des assurés, nous cherchons tout de même à opérationnaliser leur intérêt relatif à se conformer aux exigences légales et à en mesurer l'effet, comme l'avait fait avant nous Sherman à propos de la violence conjugale.

De plus, nous cherchons à faire ressortir l'effet de certaines caractéristiques des assurés dont il est dit, dans une recherche de 1992, qu'elles sont en lien avec la propension des assurés à gonfler leurs réclamations. En effet, Tremblay, Massé et Clermont rapportent que, toute proportion gardée, les 25-34 ans, les individus sans diplôme secondaire ou universitaire et les individus gagnant moins de 25 000 \$ sont moins portés que les autres à considérer les gonflements de réclamation comme malhonnêtes. Selon les chercheurs, il en va de même des hommes, des anglophones et des habitants de Montréal.

Contrairement à Tremblay et al. (2000), notre variable dépendante est le montant réclamé et non le montant octroyé. Bien que les deux soient fortement corrélés, une série d'événements susceptibles d'influencer le règlement surviennent entre le moment où l'individu reçoit la lettre dissuasive et le moment où il est indemnisé par la compagnie d'assurance. En prenant le montant réclamé comme indicateur de la propension à gonfler, nous parvenons à mesurer l'effet du stimulus dissuasif immédiatement après son administration, soit avant que les événements subséquents n'en modifient l'impact. Nous nous intéressons, dans un deuxième temps, seulement à l'issue du règlement, tout comme Tremblay et al. (2000). Cependant, nous avons jugé bon de créer une échelle d'adversité pour tester l'hypothèse selon laquelle certains événements sont susceptibles d'inciter l'expert en sinistre de la compagnie à réduire la prestation d'assurance par rapport à celle qui est réclamée.

4. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Cette recherche est fondée sur un échantillon de 80 réclamations adressées à une compagnie d'assurance dont le siège social est situé au Québec. Sans exception aucune, les demandes d'indemnisation résultaient de vols perpétrés dans des résidences ou dans des véhicules automobiles et elles étaient donc faites en vertu de polices habitation. Pour conserver une bonne homogénéité entre les cas, seules les réclamations de particuliers entrent dans notre échantillon.

Pour satisfaire aux exigences du design quasi-expérimental, les réclamations des assurés ont été acheminées aux enquêteurs de manière aléatoire, de façon à former deux groupes équivalents. Seuls des enquêteurs externes ont participé à l'expérience afin de maximiser le potentiel dissuasif du stimulus (voir Tremblay et al., 2000). Les membres du groupe expérimental se sont vu envoyer une lettre par la poste, les avisant des conséquences que pouvait entraîner un gonflement malhonnête de leurs réclamations. Cette lettre faisait aussi appel au conformisme des assurés auxquels il était dit que la majorité des assurés québécois tiennent le gonflement des réclamations d'assurance pour malhonnête. La lettre parvenait à l'assuré au moment même où il était appelé à remplir son formulaire de réclamation de manière à ce qu'il y ait proximité temporelle optimale entre l'administration du stimulus dissuasif et l'opportunité de fraude. Sans être personnalisée, la lettre comportait l'en-tête de la compagnie, la signature d'un de ses dirigeants et celle du directeur du BAC. Avec la lettre, les assurés recevaient un formulaire de réclamation qui faisait mention, en dessous de l'espace réservé à la signature de l'assuré, des sanctions pénales prévues par l'article 380 pour fraude. Si l'on fait exception de la lettre, les assurés dissuadés se voyaient au demeurant traités comme d'habitude par la compagnie. Au total, 43 des 80 réclamations de l'échantillon ont été précédées du stimulus dissuasif.

Les variables relatives à l'intégration sociale sont dichotomiques. Il s'agit, d'une part, du fait d'être propriétaire ($n = 55$) ou locataire (25), et, d'autre part, du fait d'avoir un emploi ($n = 68$) ou d'être sans emploi ($n = 12$). Les variables susceptibles d'être corrélées avec une certaine propension à tolérer la fraude par majoration sont : le sexe, l'appartenance à la classe d'âge des 25-34 ans, le fait d'être ou non anglophone et le fait d'être ou non de Montréal. Il s'agit de variables binaires de type 0, 1. La valeur 1 est donnée aux hommes, aux individus entre 25 et 34 ans, aux anglophones et aux Montréalais. Faute de disposer d'indicateurs à son sujet, nous avons omis de considérer le niveau d'éducation. La dernière variable que nous avons

créée est une échelle d'adversité où viennent s'additionner les doutes de l'expert en sinistre quant à la justesse de la demande, le fait d'appartenir au groupe contrôle (absence de stimulus), l'inexistence d'un rapport de police relatif au vol et l'ouverture d'une enquête par la compagnie d'assurance. Cette échelle varie entre 0 et 4¹.

Pour mesurer l'effet du stimulus, deux variables dépendantes ont été retenues, soit le montant réclamé par l'assuré et un ratio exprimant l'issue du règlement (montant octroyé/montant réclamé). Le besoin de retenir deux variables tient au fait que le stimulus peut, en réalité, influencer non seulement le comportement des assurés mais aussi celui des experts en sinistre. Une première série d'analyses des distributions des montants réclamés a permis de déceler deux valeurs extrêmes, de 100 \$ et 25 000 \$, qui ont été retirées de l'échantillon pour réduire la variation entre les unités d'analyse. De surcroît, pour pallier aux fortes variations de la présente distribution, les valeurs ont été regroupées en catégories. Comme en fait mention le tableau 1, les montants réclamés ont été classés en 8 catégories afin de ramener, aux deux bornes, les montants les plus et les moins élevés. En théorie, si un effet dissuasif est produit par le stimulus épistolaire, une proportion plus importante d'assurés appartenant au groupe contrôle devrait exiger des montants parmi les plus élevés.

Le tableau 1 permet de visualiser la distribution des montants réclamés. En moyenne, lorsque les deux cas extrêmes sont éliminés, les assurés réclament 3 815,66 \$. Ce montant, assez éloigné de la médiane, témoigne de la présence de variations importantes entre les réclamations (écart-type = 3 290,21). Les indices de symétrie et d'aplatissement permettent d'avancer que les données se concentrent autour de la médiane de 2 428,55 \$ (indice d'aplatissement = 0,98), mais que des valeurs plus élevées viennent influencer la moyenne (indice de symétrie = 1,29). Les variations entre les observations nous mettent en garde contre les risques de biais lors d'analyses subséquentes; d'où l'importance de s'assurer du respect des postulats d'utilisation des méthodes statistiques employées.

5. ANALYSES

Pour atteindre notre premier objectif, il nous faut procéder à la comparaison des montants moyens respectivement réclamés par les deux groupes. Le tableau 2 indique que le groupe contrôle réclame en moyenne 4 228,81 \$, tandis que le groupe expérimental ne réclame que 3 442,82 \$. Malgré une marge de près de 800 \$, le test F ne

TABLEAU I
DISTRIBUTION DES MONTANTS RÉCLAMÉS ET
DE LA PROPORTION DU MONTANT OCTROYÉ/
MONTANT RÉCLAMÉ

	Montant réclamé brut	Montant réclamé épuré	Catégories	Montant réclamé en 8 catégories
Moyenne	4 034,02	3 815,66	0 à 1 000 \$	10,1 %
Médiane	2 428,55	2 428,55	1 001 à 1 200 \$	12,7 %
Écart-type	4 044,58	3 290,21	1 201 à 1 400 \$	10,1 %
Indice de symétrie	2,37	1,29	1 401 à 2 400 \$	17,7 %
Indice d'aplatissement	8,36	0,98	2 401 à 5 000 \$	19,0 %
Nombre valide	80	78	5 001 à 6 500 \$	12,7 %
			6 501 à 9 000 \$	7,6 %
			9 001 \$ et plus	10,1 %

permet pas de dire que cette différence est significative. Cela tient vraisemblablement aux fortes variations intra et extra groupes des valeurs des réclamations. Afin de respecter le postulat d'homogénéité de variance entre les deux groupes, un test de moyenne a été effectué sur la variable ordinale. Bien que les variances intra et extra groupes soient alors meilleures, le montant réclamé varie indépendamment du groupe. En dernier lieu, des tests non paramétriques de rang et de médiane ont été réalisés, mais aucune différence significative n'a été observée entre le montant réclamé et le groupe d'appartenance. Cela indique qu'il y a donc absence de relation entre le stimulus et le montant réclamé, absence non attribuable à la méthode statistique employée.

Cependant, si l'effet potentiel de la lettre dissuasive ne s'est pas avéré à l'échelle de tout le groupe ayant reçu cette lettre, il se pourrait bien qu'il agisse sur un sous-groupe de destinataires de la lettre. Tremblay et al. (1992), qui avaient sondé la population québécoise, ont trouvé que les individus favorables à la majoration des réclamations étaient surreprésentés dans certaines couches de la population.

**TABLEAU 2 – COMPARAISON DES GROUPES
AU NIVEAU DU MONTANT RÉCLAMÉ ÉPURÉ ET
DE LA DISTRIBUTION AU SEIN DES CATÉGORIES
DE MONTANTS RÉCLAMÉS**

	Groupe contrôle	Groupe expérimental
Montant réclamé épuré		
Moyenne	4 228,81	3 442,82
Écart-type	3 657,50	2 915,32
Valeur du test F	1,11	
Seuil de signification	0,30	
Eta	0,12	
Montant réclamé en 8 catégories		
Moyenne	4,62	4,24
Écart-type	2,60	2,14
Valeur du test F	0,66	
Seuil de signification	0,42	
Eta	0,09	

Il est donc possible que, conjointement, ces caractéristiques influencent le montant réclamé à la hausse, mais que cet effet est atténué par le stimulus introduit. Pour tester cette hypothèse, le montant réclamé fut régressé avec un ensemble de caractéristiques sociodémographiques présumément associées à une certaine tolérance du gonflement. Pour que l'hypothèse se trouve validée, on doit, dans un premier temps, observer un effet significatif des variables sociodémographiques, puis, dans un deuxième temps, une diminution de cet effet suite à l'introduction du stimulus. Dans le modèle du tableau 3, les variables locataires et sans-emploi sont nos indicateurs de l'intérêt à la conformité (Sherman et Smith, 1992).

Les deux premières colonnes du tableau 3 présentent les résultats des analyses de régression pour l'ensemble des sujets. Le fait d'être un homme, d'être âgé entre 24 et 35 ans, d'être anglophone et locataire, ont un effet qui va dans le sens attendu. Ils agissent à la hausse sur le montant réclamé. Cependant, la relation entre ces variables et le montant réclamé est faible et, dans tous les cas, non

significative. L'introduction du stimulus dissuasif n'affecte en rien le pouvoir explicatif des premières variables et le stimulus comme tel apporte une amélioration marginale du pouvoir explicatif du modèle. Il demeure que les résultats vont dans le sens attendu, sauf en ce qui concerne les variables montréalais et sans-emploi, qui selon Tremblay et al. (1992), auraient dû être positivement corrélées au montant réclamé.

Lorsque l'analyse de régression est effectuée pour le groupe contrôle, les résultats demeurent constants. Aucune variable n'est significativement associée au montant réclamé, quoique le fait d'être locataire soit proche du seuil marginal de significativité ($b = 0,34$; $p = 0,112$). Le même constat s'impose pour le groupe expérimental : le montant réclamé n'est pas influencé par les caractéristiques des assurés. Néanmoins, le fait d'être anglophone et locataire sont les deux variables, positivement associées au montant réclamé, qui se rapprochent le plus du seuil de significativité.

Si le stimulus dissuasif n'a pas d'impact significatif sur le montant réclamé, il n'est pas impossible qu'il en ait un sur l'issue

TABLEAU 3 – RÉGRESSION DES CATÉGORIES DE MONTANTS RÉCLAMÉS SUR LES CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES ET LE STIMULUS

	Tous les sujets		Groupe contrôle	Groupe expérimental
	<i>b</i>	<i>b</i>	<i>b</i>	<i>b</i>
Caractéristiques sociodémographiques				
• Homme	0,05	0,04	0,06	0,03
• 25-34 ans	0,02	0,03	0,03	0,02
• Anglophone	0,19	0,18	0,16	0,20
• Montréalais	-0,15	-0,14	-0,19	-0,10
Intérêt à la conformité				
• Locataire	0,22	0,20	0,34	0,06
• Sans-emploi	-0,11	-0,11	-0,01	-0,21
Stimulus dissuasif	—	-0,05	—	—
Constante	4,14	4,25	3,94	4,35
R2	8,7 %	8,9 %	11,5 %	10,4 %

du règlement. Il est en effet possible que les assurés ne réagissent pas à la lettre, mais que les régleurs attribuent une proportion plus ou moins importante du montant réclamé selon que l'assuré a ou non reçu une lettre. Ainsi, la deuxième série d'analyses que nous avons effectuées a pour but de vérifier s'il y a traitement différentiel des assurés, par les experts, en fonction de l'administration ou non du stimulus. S'il est possible d'identifier certaines des caractéristiques sociodémographiques des assurés qui sont les plus favorables à la fraude, nous ne savons rien des caractéristiques qui seraient associées à l'attitude des experts en sinistre vis-à-vis de la fraude. Tremblay et al. (1992) ont bien démontré que les régleurs se faisaient une certaine image du fraudeur type. Et il est donc raisonnable de postuler que l'attitude des régleurs varie en fonction du degré de ressemblance qu'il peut y avoir entre l'assuré et le fraudeur type. Cela dit, les assureurs reconnaissent moins de traits caractéristiques² au gonfleur type qu'à l'auteur de fraudes plus graves. À cela s'ajoute, qu'en l'occurrence, nous ne disposons pas de données relatives aux dites caractéristiques.

Une comparaison des ratios (montant réclamé/montant octroyé) moyens des deux groupes ne révèle aucune différence significative. Le groupe expérimental reçoit en moyenne 80 % du montant réclamé et le groupe contrôle 78,9 %. Tout comme c'est le cas pour le montant réclamé, le stimulus ne semble avoir aucun effet. Cependant, il est probable que le stimulus, s'il agit, n'agisse pas seul. Dans cette hypothèse, il y aurait addition de divers facteurs contribuant à ce que le règlement du sinistre soit plus ou moins favorable à l'assuré. Pour tester cette hypothèse, nous avons construit une échelle d'adversité. Dans notre régression, nous avons introduit le montant réclamé³, l'adversité et aussi la forme quadratique du montant réclamé⁴. En effet, lors de l'analyse des courbes, nous avons constaté que la relation entre le montant réclamé et le ratio s'était avérée significative au niveau quadratique. Et une analyse bivariée nous avait montré que plus le montant réclamé augmentait, moins le ratio était favorable et que cet effet était décuplé passé un certain seuil.

Cette relation ressort aussi des analyses de régression multiple. En introduisant uniquement dans la régression le montant réclamé sous ses deux formes et l'échelle d'adversité, il s'avère en effet qu'il y a une relation négative entre le montant réclamé au carré et le ratio. En introduisant ensuite l'effet du stimulus, le pouvoir prédictif du modèle est amélioré d'un peu plus de 13 % : le r-carré passe de 16,2 % à 18,7 %. L'ajout du stimulus fait aussi mieux ressortir l'effet de l'adversité et démontre justement que les soupçons sont un bon prédictif mais uniquement lorsque les assurés sont séparés sur la

TABLEAU 4 – RÉGRESSION DU RATIO MONTANT OCTROYÉ/MONTANT RÉCLAMÉ SUR LE MONTANT RÉCLAMÉ, L'ADVERSITÉ ET LE STIMULUS

	Tous les sujets		Groupe contrôle	Groupe expérimental
	<i>b</i>	<i>b</i>	<i>b</i>	<i>b</i>
Montant réclamé	0,10	0,21	-0,13	0,39
Montant réclamé ²	-0,40*	-0,41*	-0,26	-0,29
Adversité	-0,20	-0,38*	-0,32	-0,19
Stimulus	—	0,23	—	—
Constante	0,88	0,86	0,93	0,86
R²	16,2 %	18,7 %	34,2 %	7,4 %

* $p < 0,05$.

base des groupes expérimental et de contrôle. Autrement dit, plus les raisons de se méfier de l'assuré augmentent, moins le ratio lui est favorable ($b = -0,38$; $p = 0,04$), mais uniquement quant aux assurés du groupe contrôle.

Finalement, les deux dernières colonnes du tableau 4 présentent les résultats des analyses de régression lorsque l'effet des trois premières variables indépendantes est mesuré pour le ratio de chacun des deux groupes. Bien qu'aucun coefficient n'atteigne le seuil de significativité, deux éléments sont à tirer de ces analyses. Dans un premier temps, en comparant les r-carré, il appert que la variance expliquée par les variables est de loin supérieure au sein du groupe contrôle. Lors du règlement, les experts en sinistre accorderaient une importance moindre aux caractéristiques de la réclamation pour le groupe expérimental, alors que ces mêmes caractéristiques auraient un rôle plus important dans la détermination de l'indemnisation des assurés du groupe contrôle. Difficile à tester, l'hypothèse selon laquelle l'introduction de la lettre amène les experts en sinistre à avoir un plus haut niveau de confiance envers les assurés appartenant au groupe expérimental demeure intéressante pour expliquer la divergence entre les r-carré des deux groupes. En second lieu, les coefficients beta observés à l'intérieur des deux dernières colonnes du tableau prennent des directions différentes en fonction du groupe. Si le montant réclamé élevé au carré demeure constamment un indicateur de règlement moins optimal (peu importe le groupe, les réclamations

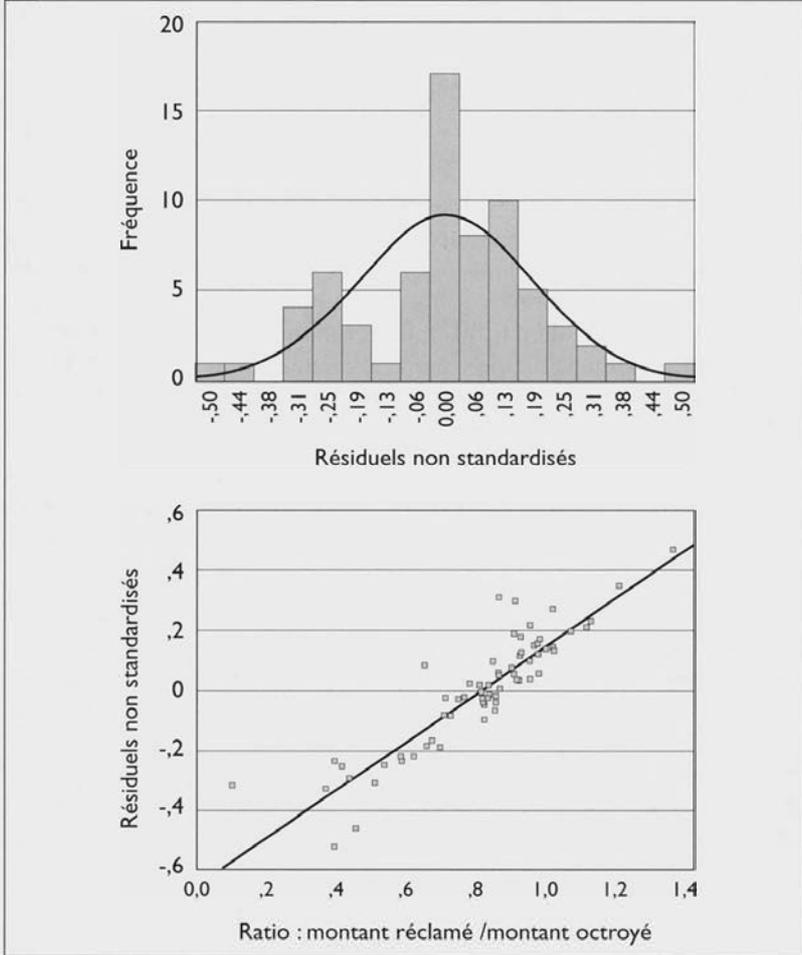
démessurées sont toujours pénalisées en matière de règlement), il en va autrement pour le montant réclamé conservé sous sa forme brute. Plus le montant réclamé brut augmente, moins le règlement s'avère avantageux pour les sujets du groupe contrôle; cette relation s'inverse pour les assurés du groupe expérimental. D'un autre côté, les individus du groupe expérimental essuient moins les soupçons des enquêteurs comme en témoigne un beta de $-0,19$ comparativement à un coefficient $-0,32$ pour le groupe contrôle.

En raison de la configuration des distributions initiales des variables, nous nous sommes assurés d'un strict respect des postulats d'utilisation de la régression. Bien que le ratio soit constitué d'un terme qui est également une variable indépendante du modèle, nous avons pu constater que le ratio et son terme ne sont pas corrélés significativement et qu'ils expriment bien deux réalités différentes. À propos des possibles corrélations entre variables du modèle, nous pouvons préciser que nous n'avons décelé aucun problème de colinéarité. Finalement, la figure 1 témoigne de la robustesse du modèle. L'histogramme révèle une distribution plutôt normale des termes d'erreur. Quant à la distribution, elle montre, qu'outre six observations qui se détachent un peu de la droite, les termes d'erreur demeurent constants indépendamment de la valeur du ratio. En moyenne, il n'y a une variation que de 10 % entre le ratio observé et la valeur prédite.

6. DISCUSSION

L'objectif principal de ce papier était de mesurer l'impact potentiel d'un stimulus dissuasif sur le comportement, plus ou moins frauduleux, de l'assuré qui fait une demande d'indemnisation à son assurance et sur celui du régleur qui accorde une indemnité plus ou moins généreuse. L'impact sur l'assuré a été mesuré à l'aide d'une comparaison entre le montant moyen réclamé par le groupe contrôle et le montant du groupe expérimental. L'hypothèse d'un effet dissuasif sur l'assuré doit être infirmée, car aucune différence significative n'a été observée entre les deux groupes. Il ressort en effet des analyses de régressions effectuées sur le montant réclamé, qu'aucune variable n'arrive à prédire significativement le montant qui sera demandé par l'assuré. Ces résultats sont différents de ceux de Tremblay et al. (2000) qui, pour leur part, démontraient que le stimulus dissuasif occasionnait une réduction significative du montant réclamé.

FIGURE I
DISTRIBUTION DES TERMES D'ERREUR



En ce qui concerne l'issue du règlement, les deux groupes obtiennent des indemnités comparables, soit environ 80 % du montant réclamé initialement. Cependant, lorsque tous les cas de vols sont regroupés à des fins d'analyse, un certain nombre d'événements contribuent à prédire l'issue du règlement. En effet, quand l'assuré fait l'objet d'une enquête, lorsqu'il suscite des doutes dans l'esprit de l'expert en sinistre, omet de présenter un rapport de police ou fait partie du groupe contrôle, il va au devant d'un règlement moins avantageux pour lui qu'autrement. Plus l'assuré réunit de conditions parmi ces quatre, moins il a de chances d'obtenir la totalité du mon-

tant demandé. Ainsi, si le stimulus dissuasif ne semble pas produire d'effet significatif isolément, il semble déployer un effet qui devient significatif en s'additionnant aux effets d'autres facteurs baissiers. À cela s'ajoute apparemment que les experts en sinistre ont tendance, en général, à concéder une proportion plus importante de ce qui est demandé par l'assuré à mesure que le montant réclamé augmente. Ce résultat va de pair avec l'étude menée par Tremblay et al. (2000) qui observait une relation positive entre le montant octroyé et le ratio. Toutefois, là où nos résultats divergent de ceux de Tremblay et al. (2000), c'est en ce qu'ils démontrent que, au-delà d'un certain seuil, soit quand la réclamation atteint un montant assez volumineux, le ratio montant octroyé/montant réclamé a tendance à diminuer.

La sélection de certaines variables contrôles dans les modèles de régression nous a permis de prendre en considération la notion d'intérêt à la conformité (Sherman et Smith, 1992). Ce faisant, nous avons d'ailleurs donné suite à certains des résultats du sondage mené par Tremblay et al. (1992). Pour mettre à l'épreuve la thèse de Sherman et Smith (1992) selon laquelle les individus qui ont le plus de choses à perdre ont plus d'intérêt à la conformité, soit une plus faible propension à commettre des crimes, nous avons retenu deux variables : le fait d'être locataire et le fait d'être sans-emploi. Dans notre échantillon, les deux variables n'ont pas atteint le seuil de significativité, ce qui suscite un questionnement sur la réelle influence du « *stake in conformity* » sur les différentes formes de crimes, particulièrement sur les délits de nature économique. Cela dit, la faiblesse de ces relations peut s'expliquer de deux manières. Premièrement, le statut de sans-emploi va de pair avec une situation économique précaire. Cela a pour effet que les réclamations légitimes des sans-emploi sont assez modestes, et qu'ils peuvent se permettre des majorations plus importantes sans risquer d'attirer l'attention de l'expert en sinistre. Car même avec un important gonflement, la réclamation demeure relativement modeste. Gonflant ainsi leurs réclamations dans de plus grandes proportions, les assurés les plus pauvres peuvent s'avérer finalement plus réceptifs à la dissuasion que les assurés les plus riches, qui gonflent dans de moindres proportions. Et ce, même si en chiffres absolus, ils majorent plus considérablement leurs réclamations. Deuxièmement, la précarité économique est corrélée à un faible niveau d'éducation. Or, les individus dont la formation est courte sont moins susceptibles de comprendre à quel point il est difficile aux assureurs de prouver le gonflement. Les assurés les plus défavorisés sont donc plus faciles à impressionner que les autres par des menaces de contrôles et de sanctions. C'est peut-être là une raison pour laquelle ils ont aussi bien réagi au stimulus que les assurés les plus nantis.

Quant à l'incidence des caractéristiques sociodémographiques de ceux qui sont, selon les résultats du sondage de Tremblay et de ses collègues, les moins portés à considérer le gonflement des réclamations comme malhonnête, elle n'est pas non plus démontrée par nos analyses de régression. Le seuil de significativité ne fut atteint pour aucune des caractéristiques analysées. Et il est même arrivé que la relation observée s'avère contraire à celle que les sondages permettaient de prédire. Ces résultats peuvent s'interpréter aussi de deux manières.

Premièrement, il y a sans doute un certain décalage entre les idées que des individus se font du gonflement et les actes que leur inspirent ces idées, quand l'occasion s'offre à eux. Et il y a fort à parier que ce décalage varie entre individus et groupes d'individus, notamment parce que la faculté de recourir à la neutralisation n'est pas uniformément répartie dans la population. Sachant, comme nous l'avons mentionné plus haut, qu'il peut y avoir d'importantes différences entre les réactions d'un sujet placé dans une situation purement hypothétique et celles du même individu placé en situation réelle de commettre un crime, nous devons nous attendre à ce que certains individus qui se disent favorables au gonflement s'abstiennent de passer à l'acte quand, en situation réelle, ils soupèsent le pour et le contre. À l'inverse, il y a, à l'évidence, une certaine proportion d'individus qui, bien qu'étant défavorables par principe au gonflement des réclamations passent tout de même à l'acte quand l'occasion leur en est donnée. En définitive, les individus qui sont présumés les plus sympathiques au gonflement ne sont pas forcément ceux qui sont les plus susceptibles de le pratiquer, le moment venu. Autrement dit, les caractéristiques sociodémographiques dont nous avons analysé l'incidence sont peut-être plus révélatrices d'une incohérence accrue que d'une propension différentielle à gonfler les réclamations d'assurance.

Deuxièmement, il est légitime de se questionner sur la représentativité de notre échantillon. Bien que ce dernier ait été constitué de manière aléatoire, il l'a été sur la base de la clientèle d'une compagnie parmi tant d'autres. Or, les compagnies d'assurance n'ont pas toutes les mêmes politiques commerciales et ne visent pas toutes les mêmes parts du marché. Autrement dit, la clientèle de la compagnie participante n'est pas forcément représentative de la population québécoise des assurés. Il se pourrait donc que certaines des caractéristiques de la clientèle de la compagnie participante soient à l'origine de comportements frauduleux différents de ceux de la population québécoise dans son ensemble ou à l'origine de réactions différentes devant le stimulus dissuasif.

Une dernière question centrale de notre contribution porte sur l'influence que peut avoir le stimulus sur les experts en sinistres. Il ressort notamment de nos analyses que les variables « montant réclamé » et « adversité » prédisent beaucoup plus efficacement l'issue du règlement accordé au groupe contrôle qu'au groupe expérimental. La différence des variances expliquées peut être interprétée comme un traitement différentiel selon le groupe. Il ressort en effet que les experts en sinistre se fondent beaucoup plus sur le montant réclamé et sur l'échelle d'adversité pour fixer le montant de l'indemnité octroyée aux individus du groupe contrôle, que pour fixer celui des individus du groupe expérimental. Il y a donc lieu de penser que les experts en sinistre croient à l'efficacité du stimulus. Il en découle qu'ils font preuve de plus de laxisme quand il s'agit d'indemniser les assurés du groupe expérimental.

7. CONCLUSION

L'introduction d'un stimulus dissuasif semble avoir un effet différentiel selon qu'il s'agisse de majoration excessive (Tremblay et al., 2000) ou de branchements illicites au câble TV (Green, 1985). La comparaison n'est toutefois pas très judicieuse. Alors que Green (1985) connaissait les abonnés à la télévision câblée qui étaient en infraction et qu'il n'a envoyé de lettre qu'à eux, notre lettre dissuasive a été envoyée à des assurés dont nous n'avons aucune raison particulière de penser qu'ils allaient gonfler leurs réclamations. Pour pouvoir mesurer l'effet exact de notre stimulus, il faudrait connaître, à l'avance, les assurés qui s'approprient à gonfler leurs réclamations et dans quelle proportion. Même la sélection des seuls cas dans lesquels l'assuré revient à la baisse sur sa demande, ou la retire après la réception de la lettre, ne nous permettrait pas de nous faire une idée exacte de l'incidence de la lettre. En effet, certains fraudeurs optent pour le maintien de leur demande majorée, même après la réception de la lettre, de peur de reconnaître implicitement leur fraude et de se voir refuser toute indemnisation. Notons à ce propos que, dans notre échantillon, il n'y a que 5 individus qui ont renoncé à leur réclamation et que les montants réclamés initialement par eux se situaient dans la moyenne, voire en dessous.

Une limite importante de cette recherche tient au fait qu'elle repose sur la prémisse que la majoration des réclamations est, comme le soutiennent les régleurs (Tremblay et al., 1992), un phénomène très répandu dans la population des assurés. C'est peut-être bien là

un point de vue quelque peu alarmiste et exagérément cynique. Si la majoration frauduleuse est moins fréquente et moins grave que nous avons pu le croire, les gonflements sont alors noyés dans une masse de réclamations parfaitement légitimes et il demeure très difficile de déceler l'impact d'un stimulus dissuasif sur un échantillon qui n'est pas composés de fraudeurs mais d'assurés.

Il se peut enfin que les résultats de notre expérimentation soient révélateurs de l'importance du seuil quantitatif qu'il convient d'atteindre en matière de dissuasion pour qu'elle déploie des effets notables. Certaines études ont en effet démontré que le risque de sanctions d'être appréhendé doit atteindre un certain seuil pour être efficace (Yu et Liska, 1993). Or, en l'occurrence, l'augmentation des risques qu'il s'agissait de faire percevoir aux fraudeurs potentiels n'a peut-être pas été suffisante pour atteindre le seuil à partir duquel les comportements changent sous l'effet de la dissuasion. Ce d'autant que la lettre dissuasive n'annonçait aucune mesure nouvelle de détection ou de contrôle. Relevons enfin que, les compagnies qui, par les moyens de dissuasion déjà mis en œuvre, ont déjà largement dépassé le seuil quantitatif précité, risquent de connaître des problèmes analogues à celles qui en sont très éloignées. En effet, les compagnies, où de nombreuses mesures de dissuasion ont déjà été prises (notamment dans le traitement des demandes d'indemnisation), risquent quant à elles de s'approcher, avec de nouvelles mesures de dissuasion, d'un second seuil, celui à partir duquel l'effet global de la dissuasion plafonne. En d'autres termes, il y a des compagnies qui n'ont plus guère de place pour l'amélioration de leur système de dissuasion tellement elles en ont déjà fait jusque là. Dans de telles compagnies, l'effet d'un stimulus dissuasif risque aussi de passer inaperçu. En bref, notre stimulus a peu de chances de produire des effets mesurables aussi bien dans les compagnies dont les politiques initiales sont très peu dissuasives que dans les compagnies très avancées en matière de dissuasion.

Bien que n'ayant pas produit de résultats concluants sur le plan statistique, l'administration par la compagnie d'assurance du stimulus dissuasif s'est avérée d'une certaine utilité. En l'occurrence, avec un investissement minime en temps et en matériel, l'assureur est parvenu à réaliser des économies substantielles. En moyenne, les individus du groupe expérimental ont réclamé 800 \$ de moins que ceux du groupe contrôle. Comme l'assureur n'accorde que 80 % du montant réclamé par les assurés, il a payé aux assurés du groupe contrôle une somme moyenne d'environ 3 380 \$ et une somme d'environ 2 750 \$ aux assurés du groupe expérimental. La compagnie d'assurance a donc réussi à réduire ses prestations de plus de 25 800 \$, en réglant

les 41 cas de sinistre du groupe expérimental. C'est, certes, une somme modeste, en chiffres absolus, mais qui a été épargnée sur un nombre très restreint de cas.

Références

- Beccaria, C., 1764, « Des délits et des peines », Genève, Droz, 1965.
- Berk, R.A., K.J. Lenihan et P.H. Rossi, 1980, « Crime and Poverty : Some Experimental Evidence From Ex-offenders », *American Sociological Review*, 45, 766-786.
- Clarke, M., 1992, « L'ampleur de la fraude in La fraude à l'assurance », Actes du Colloque de Montréal du 26 février, Université de Montréal, 49-66.
- Gassin, R., 1998, « Criminologie », 4ème édition, Paris, Dalloz.
- Green, G.S., 1985, « General Deterrence and Television Cable Crime: a Field Experiment in Social Control », *Criminology*, 23, 629-645.
- Janhevick, D.E., 1996, « L'évolution de la nature des fraudes au Canada », *Juristat*, 18, 4, 16 pages.
- Matza, D., 1964, « Delinquency and Drift », New-York, John Wiley.
- Montesquieu, 1748, « L'esprit des lois », Paris, Garnier.
- Paternoster, R., 1985, « Assessments of Risk and Behavioral Experience: an Explanatory Study of Change », *Criminology*, 23, 417-436.
- Paternoster, R., 1986, « The Use of Composite Scales in Perceptual Deterrence Research: A Cautionary Note », *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 23, 2, 128-168.
- Paternoster, R., 1988, « Examining Three-Wave Deterrence Models: A Question of Temporal Order and Specification », *Criminology*, 79, 1, 135-179.
- Paternoster, R. et A. Piquero, 1995, « Reconceptualizing Deterrence: An Empirical Test of Personal and Vicarious Experience » *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 32, 3, 251-286.
- Piliavin, I., R. Gartner, C. Thornton, R. L. Matsueda, 1986, « Crime, Deterrence and Rational Choice », *American Sociological Review*, 51, 1, 101-119.
- Piquero, A. et R. Paternoster, 1998, « An Application of Stafford and Warr's Reconceptualization of Deterrence to Drinking and Driving », *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 35, 1, 3-39.
- Sherman, L., 1992, « Influence of Criminology on Criminal Law: Evaluating Arrests for Misdemeanor Domestic Violence », *Journal of Criminal Law and Criminology*, 83, 1, 1-45.
- Sherman, L. et R.A. Berk, 1984, « The Specific Deterrent Effect of Arrest for Domestic Assault », *American Sociological Review*, 49, 2, 261-272.
- Sherman, L. et D.A. Smith, 1992, « Crime, Punishment, and Stake in Conformity: Legal and Informal Control of Domestic Violence », *American Sociological Review*, 57, 5, 680-690.
- Sherman, L.W. et D.P. Rogan, 1995, « Deterrent Effects of Police Raids on Crack Houses: A Randomized Controlled Experiment », *Justice Quarterly*, 12, 755-781.
- Silberman, M., 1976, « Toward a Theory of Criminal Deterrence », *American Sociological Review*, 41, 442-461.

- Stafford, M.C. et M. Warr, 1993, « Reconceptualization of General and Specific Deterrence » *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30, 2, 123-127.
- Tracy, P.E. et J.A. Fox, 1989, « A Field Experiment on Insurance Fraud in Auto Body Repair, *Criminology*, 27, 3, 589-603.
- Tittle, C.R., 1977, « Sanction Fear and the Maintenance of Social Order », *Social Forces*, 55, 579-596.
- Tremblay, P., B. Massé et Y. Clermont, 1992, « Les fraudes en assurances générales in La fraude à l'assurance », Actes du Colloque de Montréal du 26 février, Université de Montréal, 127-210.
- Tremblay, P., J.-L. Bacher, M. Tremblay et M. Cusson, 2000, « Gonflement des demandes d'indemnisation pour vol et seuil de tolérance des assureurs : une analyse expérimentale de dissuasion situationnelle » *Revue Canadienne de Criminologie*, janvier/février, 21-38.
- Yu, J. et A.E. Liska, 1993, « The Certainty of Punishment: A Reference Group Effect and its Functional Form » *Criminology*, 31, 3, 447-464.
- Zimring, F.E. et G.J. Hawkins, 1973, « Deterrence: The Legal Threat in Crime Control », University of Chicago Press.

Notes

1. L'échelle d'adversité varie de 0 à 3 lorsque les analyses de régression sont faites pour chaque groupe séparément, car à ce moment, le groupe contrôle obtient automatiquement la valeur 1 et le groupe expérimental la valeur 0. En l'absence de variation, il est inutile de prendre en compte le fait d'appartenir au groupe contrôle dans la construction de l'échelle.
2. Comme par exemple, un mauvais dossier de crédit ou un casier judiciaire.
3. Tremblay et al. (2000) avaient déjà relevé la vraisemblance d'un lien entre le montant réclamé et le ratio montant réclamé/montant octroyé.
4. Nous ne nous sommes pas contentés d'élever au carré chacun des montants réclamés. Nous avons centré cette variable de manière à obtenir une distribution en forme de cloche renversée (distribution quadratique). L'expression mathématique du montant réclamé au carré (x^2) est donc la suivante : $x^2 = (x_i - \mu)^2$.