

**AN EMPIRICAL EVALUATION OF
THE IMPLEMENTATION OF THE
BONUS-MALUS SYSTEM IN THE
TUNISIAN AUTOMOBILE
INSURANCE RATEMAKING**

Olfa N. Ghali

Working Paper 0135

The ERF Working Paper Series disseminates the findings of research working progress to promote the exchange of ideas and encourage discussion and comment among researchers for timely revision by the authors.

The Working Papers are intended to make preliminary research results available with the least possible delay. They have therefore not been made subject to formal review and ERF accepts no responsibility for errors.

The views expressed in the Working Papers are those of the author(s). Unless otherwise stated, copyright is held by the author(s). Requests for permission to quote their contents should be addressed directly to author(s).

As of August 1998, financial support towards the ERF Working Papers Series from the Commission of the European Communities (through the FEMISE Program) is gratefully acknowledged. The views expressed in the Working Papers are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the European Commission.

**UNE EVALUATION EMPIRIQUE DE
L'INTRODUCTION DU SYSTÈME BONUS-MALUS
DANS LA TARIFICATION DE L'ASSURANCE
AUTOMOBILE EN TUNISIE**

Olfa N. Ghali

Abstract

The objective of this study was to empirically assess the impact of the introduction of the Bonus-Malus system on road security in the pricing of car insurance in Tunisia. Results indicate that when we consider the risks altogether, the effect of the reform is not very significant. This is explained by the fact that bad risks, which represent 92.44 percent of the sample, get round the law to change the company. Therefore, the bonus-malus system was not very efficient in reducing the probability of accidents. This shows the need for indicative variables of inflows and outflows in a pricing system where there is no central risk and where individuals can easily change the company and increase their benefits, since they can be placed in a Bonus-Malus category that is less than the one where they were. One of the important conclusions has been that besides the power of the vehicle, three other variables can explain the number of accidents: the brand and the age of the vehicle, the place of residence of the insured and the guarantees to which they are subscribed.

1. Introduction

L'objet de cette étude est d'évaluer empiriquement l'impact sur la sécurité routière de l'introduction du système Bonus-Malus dans la tarification de l'assurance automobile.

Le cadre que nous avons choisi est la Tunisie où l'expérience en matière de tarification selon le système Bonus-Malus est assez récente (1992). Le principal problème du secteur de l'assurance automobile en Tunisie est le faible niveau des primes, déterminées par le ministère des finances pour différentes catégories de véhicules et la hausse croissante des coûts. En règle générale ce secteur connaît de longs délais dans les règlements des sinistres et est affecté par un problème de manque de clarté et de différents (les délais de dédommagements sont très lents) entre assureurs et assurés.

Nous avons pu disposer d'une banque de données fournie par une compagnie d'assurance privée qui représente 7.8 pourcent de l'ensemble du marché tunisien et qui comprend 46337 observations. La compagnie en question était classée quatrième par rapport aux treize compagnies qui existent sur le marché tunisien. Cette base de donnée s'étale sur cinq ans (1990-1995) et est composée des variables suivantes: sexe, région de résidence (gouvernorat), puissance de l'auto, marque de la voiture, nombre d'accidents. Elle nous permettra d'estimer à partir des modèles de comptage (Poisson et binomiale négative), l'importance relative des facteurs qui expliquent le nombre d'accidents durant une période et de construire des tables Bonus-Malus optimales.

Les Bonus-Malus ont été introduits dans la littérature économique avec l'apparition des contrats d'assurance sur plusieurs périodes. Ces contrats sont justifiés en général, par la présence d'asymétrie d'information entre assurés et assureurs (sélection adverse et risque moral). Le Bonus-Malus est un mécanisme qui ajuste les paramètres des contrats d'assurance en fonction de l'expérience passée des assurés. Par exemple, on peut ajuster la prime selon les accidents passés des individus ou le nombre de points d'inaptitude accumulées (Dionne et Vanasse 1992,1997). C'est une tarification à posteriori qui révisé la tarification à priori en ajustant l'information des critères de classification des risques. En effet l'expérience montre que l'utilisation des variables observables pour estimer le risque d'un assuré ne fournit pas toujours une segmentation assez précise de la population.. Les classes de risques sont encore hétérogènes après tarification a priori. Le Système Bonus-Malus permet d'améliorer la tarification à posteriori en utilisant l'information révélée par les accidents passés de l'assuré, donc de rendre les classes de risque plus homogènes. Il permet aussi de maintenir les incitations à la prudence et de réduire les inefficacités associées au risque moral (Boyer et Dionne (1989), Henri et Rochet (1991), Bressand (1993), Dionne et Vanasse (1992,1997)).

Henri et Rochet (1991) ont distingué deux rôles du Bonus-Malus en montrant qu'il implique des structures différentes de tarification:

Face au problème de la sélection adverse, c'est uniquement la fréquence des sinistres observés dans le temps qui compte, l'objectif étant d'approximer le plus fidèlement possible la vraie distribution des accidents reliée à des caractéristiques qui ne changent pas.

Face au risque moral, la distribution des sinistres dans le temps doit être prise en compte pour maintenir les incitations à la prudence à un niveau optimal. En particulier plus de poids doit être donné aux informations récentes.

La justification de l'utilisation du Bonus-Malus est aussi associée à l'équité qui consiste à faire payer aux assurés des primes correspondantes à leur niveau de risque. (Lemaire 1985, Boyer, Dionne et Kihlstrom 1989, Dionne et Vanasse 1992,1997).

Dans ce cadre, notre première tâche consistera à déterminer si d'autres caractéristiques relatives aux individus et aux véhicules peuvent affecter les fréquences des accidents (Crocker and Snow 2000).

Dans une deuxième étape, en utilisant des modèles qui permettent l'utilisation des données de panel (Hausman et al. 1994, Hsiao 1986, Dionne et Vanasse 1997), nous évaluerons l'impact de l'introduction du système bonus-malus sur le nombre d'accidents ce qui revient à mesurer l'impact incitatif de la nouvelle tarification.

A notre connaissance, notre étude représente une innovation par rapport à celles qui se sont intéressées à l'analyse de l'insécurité routière en Tunisie, par l'introduction des modèles Probit et de comptage basés sur des données individuelles. En effet ce n'est qu'en 1993 que l'observatoire national de la circulation a vu le jour et qu'on a sérieusement commencé à constituer une banque de données informatisée fiable sur les accidents impliquant des dommages corporels au niveau agrégé les données individuelles sont détenues par les assurances qui refusent de les divulguer.

Le plan que nous avons adopté pour notre étude est le suivant. Dans une première section nous présenterons d'une manière succincte le système Bonus-Malus tunisien. Dans une seconde section, nous présenterons le cadre théorique dans lequel nous allons évoluer. Dans une troisième section, nous présenterons les données à la base de notre travail. Dans une quatrième section nous présenterons les modèles économétrique que nous avons utilisé pour ensuite présenter dans une dernière section les résultats reliés à notre modélisation. Et, enfin nous concluons notre étude par des recommandations à la lumière de nos résultats. Les résultats de nos estimations sont présentés en annexe.

2. Description du Système Bonus-Malus Tunisien

Au 1^{er} Janvier 1992, la Tunisie a instauré un système Bonus-malus pour la tarification de l'assurance automobile dont l'application a commencé à partir du 1^{er} janvier 1993 en vertu de la circulaire 3/91 du Ministère des Finances. Ce plan n'est applicable qu'au véhicules relevant de l'usage privé. La prime d'assurance varie à chaque échéance principale du contrat. Elle est déterminée en multipliant la prime de base pour la responsabilité civile (fixée par circulaire du Ministère des Finances selon la puissance de la voiture) hors taxe par un coefficient de réduction ou de majoration fixé conformément au tableau 1.

Au premier janvier 1992 tous les assurés ont été mis au niveau de la classe 9. Les déplacements sur l'échelle des classes s'opèrent selon le mécanisme suivant:

- L'assuré qui ne cause aucun accident durant une année d'assurance, bénéficie d'un rabais de prime (Bonus) de 5 pourcent. Ensuite la prime diminue de 5 pourcent pour chaque année sans accident. Toutefois les rabais cumulés ne peuvent jamais dépasser 40 pourcent de la prime de base.
- L'assuré subit une majoration de prime s'il est responsable d'un ou plusieurs accidents durant une année d'assurance. Cette majoration est de 10 pourcent pour un accident, 30 pourcent pour deux accidents et 100 pourcent pour trois accidents et plus.

Le coefficient réduction-majoration acquis au titre du véhicule désigné au contrat est automatiquement transféré en cas de remplacement du véhicule ou au cas de changement d'assureur. Dans le cas où l'assuré ne peut pas justifier d'une assurance antérieure, pour un véhicule en circulation, il est mis automatiquement à la classe 14, qui correspond au coefficient 130.

Les primes responsabilité civile en Dinars tunisien pour l'usage privé et affaire suivant la classe Bonus-Malus sont représentées dans le tableau 2.

Avant 1993, la prime tarifé pour la responsabilité civile était celle correspondant à la classe 9, c'est à dire qu'elle était essentiellement basée sur l'usage et la puissance de l'automobile plus un rabais pour certaines catégories professionnelles.

En 1999, une augmentation en moyenne de 8,08 pourcent a été apporté au tableau 1 en application d'une circulaire du Ministère de Finance et toujours basée sur la puissance de l'automobile.

Par ailleurs un système de permis à points, institué par le nouveau code de la route est entré en vigueur le 1^{er} février 2000. Avec cette nouvelle réglementation le conducteur se voit retirer un certain nombre de points à chaque fois qu'il commet une infraction. Le nombre de points retirés dépend de la gravité de l'infraction. A partir de 14 points, le conducteur se voit retirer le permis de conduire qui perd sa validité. Ce nouveau système a rapidement subis une

modification importante par une décret du 13 avril 2000 portant le capital alloué au permis à point de 14 à 25.

Ce système bonus-malus a suscité plusieurs critiques de la part des assureurs (Moncef Felli, 1995) et d'experts de la banque mondiale (Dimitri Vitas, 1995).

Les experts de la banque mondiale se sont surtout penchés sur le faible niveau des primes et sur l'aspect réglementaire de la prime qui fait que les compagnies d'assurance sont impuissantes et ne peuvent entreprendre aucune procédure pour inciter les conducteurs à la prudence. D'autre part, la tarification n'étant pas libre, ils ne peuvent appliquer le taux technique, c'est à dire le prix du risque en fonction des résultats réels enregistrés. Ils soulignent aussi le fait que les délais de règlements des sinistres sont très longs. Il est souligné que les augmentations autorisées des primes en 1999 n'ont pas été adéquates et n'ont pas permis de faire face aux coûts de plus en plus élevés des réparations et à l'importance des indemnités attribuées par les décisions de justice (selon un pouvoir souverain d'appréciation) en cas de dommages personnels ou de décès. Ceci a engendré des pertes s'élevant à 250 MD durant les vingt dernières années rien pour la branche automobile. On a même estimé qu'il faut 60 000 assurés pour pouvoir indemniser un sinistre.

Les assureurs quant à eux reprochent au système Bonus-Malus d'être appliqué seulement à une catégorie de véhicules qui ne représente que le tiers de l'ensemble des véhicules.

Par ailleurs le champ d'application du système est limité à la prime responsabilité civile de l'assuré, à l'exclusion des autres garanties contractuelles telles que le vol, l'incendie, les dommages subis par le véhicule et bien d'autres garanties. Le montant économisé lorsqu'on n'a pas d'accidents est si minime que ceci ne devrait pas encourager l'assuré à la prudence. Les assureurs parlent aussi de lourdeur de gestion et de nombreuses lacunes, car il n'existe pas en Tunisie une centrale de risques qui permette à tous les assureurs de disposer instantanément d'informations actualisées sur chaque véhicule et sur chaque conducteur, Par ailleurs les relevés Bonus-Malus ne sont pas délivrés rapidement. Les assureurs soulignent aussi le fait que les assurés ne sont pas tous bien informés sur le fonctionnement du système. De ce fait l'implantation de ce système n'a aucun impact sur le comportement des assurés et est donc inefficace.

3. Les Modèles Théorique

Nous retenons comme modèle théorique le modèle proposé par Dionne, Vanasse (1997).

Le modèle proposé par Dionne-Vanasse (1997) est un modèle à deux périodes, qui peut être généralisé à un nombre fini de périodes. A chaque période l'assuré demande une couverture d'assurance et produit de la prévention contre les accidents.

Soit deux états de la nature $j = A, N$ pour chaque période $i = 1, 2$ où A est utilisé pour « accident » et N pour « non-accident ».

A chaque période, l'assuré fait face à une variable aléatoire $\tilde{\ell}_{ij}$ qui peut prendre deux valeurs. Nous supposons qu'il y a un engagement de l'assureur à respecter les termes du contrat initial.

Au début de la période il propose un contrat sur deux périodes et l'assuré répond en choisissant le niveau d'effort approprié ou optimal. Dans l'état de la nature accident, l'assuré a une perte monétaire $\tilde{\ell}_{iA} = \ell_i > 0$ qu'il peut couvrir par une quantité d'assurance

$0 \leq q_i \leq \ell_i$. Cet état a une probabilité $p_{iA}(a_i)$ où a_i est une variable qui mesure les activités de prévention de l'assuré. Les activités de prévention ne sont pas parfaitement observables par l'assureur.

L'état non-accident a donc une probabilité $p_{iN}(a_i)$ où $(1-p_{iA}(a_i))$ est caractérisé par une perte monétaire nulle : L'action de prévention de l'assuré réduit la probabilité d'accident

($p'_{iA}(a_i) < 0$) et augmente celle de non-accident ($p'_{iN}(a_i) > 0$). Par ses activités de prévention l'assuré réduit son espérance mathématique de perte. Il s'agit donc d'un changement de premier ordre classique dans la littérature sur le risque moral (Homstrom (1979), Shavell (1979), Pauly (1974)). De plus, nous supposons que l'assuré ne peut affecter le support de la distribution ce qui empêche le principal (ou l'assureur) de déterminer parfaitement l'action effectuée en observant les réalisations des états de la nature (Mirrless (1974)).

A chaque période l'assuré paie une prime P_i . Puisque nous nous intéressons à modéliser un comportement de tarification optimal de l'assurance en fonction de l'expérience passée de l'assuré, la prime à la deuxième période sera donc fonction du nombre d'accidents accumulés durant la première période. Ex-ante, $P_2(\tilde{\ell}_{1j})$ est une variable aléatoire qui peut prendre deux valeurs: $P_2(\ell_1)$ et $P_2(0)$.

Notre objectif est d'étudier l'évolution de $P_2(\ell_1)$ et $P_2(0)$ par rapport à P_1 en présence de risque moral.

Le problème de l'assureur avec risque moral consiste donc à :

$$\begin{aligned} & \max_{P_1, q_1, P_2, q_2, a_1, a_2} P_1 - p_{1A}(a_1)q_1 + \delta \left[\sum_j p_{1j}(a_1) [P_2(\tilde{\ell}_{1j}) - p_{2A}(a_2)q_2(\tilde{\ell}_{1j})] \right] \\ & + \lambda \{ p_{1N}(a_1)U(W - P_1) + p_{1A}(a_1)U(W - P_1 - \ell_1 + q_1) - c(a_1) + \\ & \delta \left[\sum_j p_{1j}(a_1) [p_{2N}(a_2)U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j})) + p_{2A}(a_2)U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j}) - \ell_2 + q_2(\tilde{\ell}_{1j}))] - c(a_2) \right] - \bar{U} \} \\ & + \mu_1 \{ p'_{1A}(a_1) [U(W - P_1 - \ell_1 + q_1) - U(W - P_1)] - c'(a_1) \\ & \delta \sum_j p'_{1j}(a_1) [p_{2N}(a_2)U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j})) + p_{2A}(a_2)U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j}) - \ell_2 + q_2(\tilde{\ell}_{1j}))] \} \\ & + \mu_2 \delta \left\{ \sum_j p_{1j}(a_1) [p_{2A}(a_2) [U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j}) - \ell_2 + q_2(\tilde{\ell}_{1j})) - U(W - P_2(\tilde{\ell}_{1j}))] - c'(a_2)] \right\} \quad (1) \end{aligned}$$

Cette formalisation suppose implicitement que l'assureur est neutre au risque (fonction d'utilité linéaire) et que l'assuré est riscophobe ($U'(\cdot) > 0$) et $U''(\cdot) < 0$.

Elle suppose également que nous sommes dans un cadre principal-agent classique en présence de risque moral c'est à dire que le principal (l'assureur) maximise ses profits sous contrainte que l'agent accepte le contrat (contrainte de participation avec le multiplicateur λ) et est efficace dans la production (deux contraintes d'incitation avec le multiplicateur μ_1 et μ_2).

Ces contraintes sont exprimées sous forme de conditions de premier ordre évaluées à un contrat donné. Il est important de souligner que le choix d'effort optimal durant la première période tient compte des anticipations des effets de la réalisation de la variable $\tilde{\ell}_{1j}$ (accident, non accident) pour évaluer les bénéfices totaux de prévention. Nous supposons que toutes les conditions nécessaires à leur utilisation sont respectées (Rogerson, 1985 ; Jewitt, 1988 ; Arnott, 1992). Finalement, la formalisation du problème suppose également que l'épargne n'affecte pas les incitations. Pour des conditions suffisantes sur les fonctions $U(\cdot)$ permettant d'appliquer cette hypothèse voir Chiappori et al. (1994).

δ est un facteur d'actualisation;

\bar{U} : est l'utilité de réserve de l'agent sur deux périodes. Elle correspond au niveau de bien-être avec auto-assurance et prévention optimale sans assurance.

$c(a_i)$ est la fonction de coût de l'effort en terme d'utilité. Elle est strictement croissante en a_i , ($c'(a_i) > 0$) et strictement convexe ($c''(a_i) > 0$). Nous utilisons l'hypothèse classique (Holmstrom (1979)) que la fonction de bien-être de l'agent est additivement séparable entre la richesse et le coût de l'effort. Pour le moment, nous supposons que l'épargne n'affecte pas la production de a_1 et a_2 .

Les conditions de premier ordre sur les paramètres du contrat p_1 et P_1 donnent:

$$\frac{1}{U'(A_1)} = \lambda + \mu_1 \frac{p'_{1A}(a_1)}{p_{1A}(a_1)} \quad (2),(3)$$

$$\frac{1}{U'(N_1)} = \lambda + \mu_1 \frac{p'_{1N}(a_1)}{p_{1N}(a_1)}$$

avec $U'(A_1) \equiv U'(W - \ell_1 + q_1 - P_1)$ et $U'(N_1) \equiv U'(N - P_1)$. Ce qui correspond aux conditions classiques de premier ordre en présence de risque moral ex-ante (Holmstrom, (1979)). Dans ces deux conditions nous vérifions que $U'(A_1) > U'(N_1)$, c'est-à-dire une couverture optimale d'assurance inférieure à la perte monétaire ($q^* < \ell_1$). Etant donné que durant sa première année de contrat l'assuré peut affecter sa probabilité d'accident, une couverture partielle d'assurance l'incite à réduire cette probabilité à un niveau minimal optimal. Mais sa prévention à la première période peut affecter sa prime d'assurance à la seconde période. Nous pouvons le vérifier en étudiant les conditions de premier ordre qui donnent les valeurs optimales de $q_2(\hat{\ell}_{1j})$ et de $P_2(\tilde{\ell}_{1j})$:

$$\frac{1}{U'(A_{2j})} = \lambda + \mu_2 \frac{p'_{2A}(a_2)}{p_{2A}(a_2)} + \mu_1 \frac{p'_{1j}(a_1)}{p_{1j}(a_1)} \quad (4)$$

$$\frac{1}{U'(N_{2j})} = \lambda + \mu_2 \frac{p'_{2N}(a_2)}{p_{2N}(a_2)} + \mu_1 \frac{p'_{1j}(a_1)}{p_{1j}(a_1)} \quad (5)$$

pour $j=A,N$ où $A_{2A} \equiv W - \ell_2 + q_2 - P_2(\ell_1)$, $N_{2A} \equiv W - P_2(0)$ $A_{2N} = W - \ell_2 + q_2 - P_2(0)$ et $N_{2A} \equiv W - P_{2A}(\ell_1)$.

En tenant compte des six conditions de premier ordre de façon simultanée, en supposant que $\ell_2 = \ell_1$ et en utilisant la notation * pour désigner les valeurs optimales, nous obtenons que :

Résultats 1:

$$P^*2(\ell_1) > P^*1 > P^*2(0) \quad (6)$$

$$q^*2(\ell_1) < q^*1 < q^*2(0) < \ell_2 \quad (7)$$

Les résultats a) et b) sont obtenues directement des méthodes traditionnelles de preuve du modèle principal agent (Holmstrom (1979), Lambert (1983)). Il est vérifié que μ_1 et μ_2 sont des multiplicateurs positifs. Parce que l'assureur veut que l'assuré produise un niveau de prévention élevé, il introduit un mécanisme optimal reliant la prime à la couverture d'assurance de la deuxième période à la

performance observée à la première période mesurée ici par le nombre d'accidents. Le résultat a) correspond au Bonus-Malus souvent observé dans différents marchés dont celui de l'assurance automobile. Le résultat b) est moins observé, mais certains assureurs ajustent les franchises offertes en fonctions des accidents passés ce qui est expliqué par le modèle ci dessus. Il est important de souligner que ces formes de contrat n'éliminent pas les problèmes d'incitation lorsque le nombre de périodes est fini.

Nous faisons remarquer que la nature des résultats est la même si on maximise l'espérance d'utilité de l'assuré sous la contrainte de profits nuls en concurrence. La seule différence est à qui appartient le surplus, au monopoleur ou au consommateur.

4. Description des Données

Notre base de données, nous provient des fichiers production automobile et sinistres d'une compagnie d'assurance tunisienne importante qui détient 7.8 pour-cent du marché de l'assurance automobile en Tunisie pour la période 1990/1995. Pour chaque conducteur nous avons pu dégager les informations suivantes:

- Le sexe de l'assuré
- Le gouvernorat où il réside
- La puissance de l'auto
- La marque de la voiture
- Les garanties auxquelles il a souscrit (R.C., Vol, Incendie, Dommage)
- L'âge de la voiture (Nous ne disposons d'information sur l'âge pour toutes nos observations)
- La date de ses sinistres pour chacune des périodes 1990/1991, 1991/1992, 1992/1993, 1993/1994)
- Sa responsabilité dans le sinistre

Afin d'éviter le problème des données manquantes, nous avons supprimé toutes les polices où il y avait un doute sur l'information reliée au sexe de l'assuré, à sa région de résidence, à la marque de son auto ou bien aux dates de contrats.

Une fois les fichiers annuels nettoyés, le nombre d'observations retenues pour chaque année est de 7549 pour la période 1990/91, 7482 pour 1991/92, 9641 pour 1992/93, 10218 pour 1993/94 et 11447 pour 1994/95.

La population de cette compagnie d'assurance devrait être représentative du comportement des conducteurs tunisiens étant donné que cette compagnie d'assurance détient des succursales dans presque tous les gouvernorats de la

Tunisie et étant donné que les critères de tarification pour la responsabilité civile sont les mêmes pour toutes les compagnies. Il n'y a donc pas de stratégie de prix ou de marketing qui font que d'autres compagnies privées vont attirer plus de clients.

Par ailleurs cette banque de donnée est intéressante puisqu'elle nous permet d'avoir des statistiques individuelles sur plusieurs années (cinq ans) et plus encore, elle nous permet d'étudier les fréquences d'accidents avant et après l'instauration du système Bonus/Malus (1992).

En utilisant l'information contenue dans les fichiers de notre assurance privée, nous allons tenter de répondre à la question: Quelle est la probabilité et le nombre d'accidents qu'un individu puisse avoir étant donné ses propres caractéristiques et les caractéristiques de son automobile ?

Nous avons choisi de modéliser le risque d'accidents automobile quelque soit la gravité de ceux-ci mais en tenant compte du fait que l'assuré soit responsable (le système Bonus-Malus Tunisien se base sur la responsabilité civile).

La variable que nous tentons d'expliquer est la suivante (la variable dépendante): Nombre d'accidents annuels avec responsabilité. C'est une variable discrète prenant des valeurs non négatives et qui ne dépassent pas cinq généralement.

Les variables explicatives sont:

Sexe: Deux catégories dichotomiques

SexH groupe masculin (groupe de référence)

SexF: groupe féminin

Code ville: 13 variables catégories qui tiennent compte du gouvernorat dans lequel l'assuré habite (en réalité la Tunisie est divisé en 23 gouvernorats, mais nous avons fait des regroupements de certains gouvernorats étant donné le faible taux d'assurés appartenant à certaine régions. Le critère de regroupement est le ratio, nombre d'accidents en 1993/ nombre d'habitants de la région. Les régions ayant des ratios semblables ont été groupées.

Cville1: le gouvernorat de Tunis est le groupe de référence

Cville2 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Sfax

0 sinon

Cville3 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Sousse

0 sinon

Cville4 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Nabeul

0 sinon

Cville5 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Bizerte

0 sinon

Cville6 =1 si l'assuré habite le gouvernorat d'Ariana

0 sinon

Cville7 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Ben Arous

0 sinon

Cville8 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Monastir

0 sinon

Cville910 =1 si l'assuré habite les gouvernorats de Médenine ou de Bèjà

0 sinon

Cville12 =1 si l'assuré habite le gouvernorat de Mehdia

0 sinon

Cv132023 =1 si l'assuré habite les gouvernorat de Gabès, Zaghouan ou Tozeur

0 sinon

Cv141517 =1 si l'assuré habite les gouvernorats de Jendouba, Kasserine ou Sidi Bouzid

0 sinon

Ck161819 =1 si l'assuré habite les gouvernorat de Kairouan, Kef ou Siliana

0 sinon

Cvil2122 =1 si l'assuré habite les gouvernorats de Tataouine ou Kébili.

0 sinon

Age de la voiture: Sept catégories dichotomiques qui nous donnent une idée sur l'état de la voiture utilisée. Ces variables n'ont pas été utilisées dans toutes les régressions à cause du grand nombre d'observations manquantes.

Agev-3 = voiture âgée de moins de trois ans (groupe de référence)

Agev3a5 =1 si la voiture est âgée de 3 à 5 ans

0 sinon
Agev6a8 =1 si la voiture est âgée de 6 à 8 ans
0 sinon
Agev9a11 =1 si la voiture est âgée de 9 à 11 ans
0 sinon
Agev12a14 =1 si la voiture est âgée de 12 à 14ans
0 sinon
Agev15a17 =1 si la voiture est âgée de 15 à 17 ans.
0 sinon
Agev18P =1 si la voiture est âgée de plus de 18 ans
0 sinon
Marque de la voiture: Sept catégories dichotomiques qui captent l'effet du pays d'origine de la voiture
France = voiture française (groupe de référence)
Italie =1 si la voiture est d'origine italienne
0 sinon
Allemand =1 si la voiture est d'origine allemande
0 sinon
Anglaise =1 si la voiture est d'origine anglaise
0 sinon
Asie =1 si la voiture est d'origine d'un des pays asiatiques (japonaise, coréenne, etc.)
0 sinon
Est =1 si la voiture est d'origine de l'ex Europe de l'est (polonaise, russe, etc.)
0 sinon
Mardiv =1 si autre que les marques citées ci dessus
0 sinon
Garantie: 3 catégories dichotomiques qui captent l'effet de protection de l'assuré
Inc: 1 si l'assuré assure sa voiture contre l'incendie

0 sinon
Vol:1 si l'assuré assure son auto contre le vol
0 sinon
Dom: 1 si l'assuré prend la garantie collision
0 sinon
D'autres variables exogènes indicatrices ont été introduites pour les besoins de nos estimations:
Durée: variable continue qui nous donne l'information sur le nombre de jours durant lesquelles l'individu est présent pour l'année, c'est une variable d'exposition au risque.
A "année": Cinq variables dichotomiques, ces variables prennent la valeur 1 si l'individu est présent durant l'année concernée, 0 sinon.
En fait les deux variables précédentes ont été créées pour la construction de la variable suivante Durée "année".
Durée "année": 5 variables continues qui indiquent le nombre de jours où le contrat est valide pour chacune des années. ces variables représentent une interaction entre les deux variables durée et A "année" ces variables contrôlent en même temps les effets propres au temps et l'exposition individuelle au risque .
Reform92: variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour les années où la réforme est entrée en vigueur, à savoir les années 92,93,94 (période pré-réforme). zéro sinon (90 -91) (période post-réforme). Les années 90, 91 ont été choisies comme catégorie de référence. Si le coefficient relié à la catégorie 92,93,94 est négatif et significatif, cela indiquerait que la réforme a réduit la probabilité d'accidents.
Nous avons également construit deux variables dichotomiques afin de tenir compte de l'effet des années anpre et anpost entre elles, non prises en compte par les variables utilisées. C'est à dire que la variable reform92, telle qu'elle est construite pourrait masquer des effets annuels sur la probabilités d'accidents.
Anpre est égale à un, si nous sommes durant la deuxième année de la période pré-réforme, c'est à dire pour l'année 1991. Et est égale à zéro pour l'année 1990, première année de la période pré-réforme.
Anpost est égale à un si nous sommes durant la deuxième période de la période post-réforme c'est à dire pour les années 1993 et 1994. Et est égale à zéro pour la première période de la période pré-réforme.

Si les coefficients estimés de ces deux dernières variables sont négatifs et significatifs, cela indiquerait que les assurés qui sont présents durant les deuxièmes périodes des périodes pré et post réforme sont moins à risque que ceux qui sont là durant les premières périodes correspondantes. Nos prédictions sont telles que le coefficient associé à *anpost* soit négatif et significatif, mais nous n'avons pas de prédictions pour *anpre*.

Fag-E: qui prend la valeur 1 pour l'année où l'individu souscrit une nouvelle police d'assurance auprès de la compagnie, 0 sinon.

Flag-S: qui prend la valeur 1 pour l'année de résiliation de la police d'assurance auprès de la de compagnie, 0 sinon.

Ces deux variables doivent normalement avoir des coefficients estimés positifs et significatifs si on part de l'hypothèse que ceux qui se déplacent d'une compagnie à l'autre sont de mauvais risques. De ce fait, nous ne considérons pas ici les entrées et les sorties comme aléatoires.

Notre échantillon est en fait composé de deux groupes d'individus ceux qui sont fidèles à la compagnie à long terme (2010 individus) et ceux qui changent de compagnie (23356). La moyenne d'accidents du premier groupe est de 6.16 pourcent et celle du deuxième groupe est de 7.29 pourcent.

Quatre types de régressions à l'aide du modèle Probit avec effets aléatoires ont été effectués. Nous avons rajouté au fur et à mesure des observations et des variables explicatives afin de mettre en évidence les effets de ces variables. Et deux autres régressions avec les modèles de comptage qui tiennent compte des effets aléatoires.

1. Une régression avec seulement les individus qui restent pendant les cinq périodes au complet (2010 individus, 10050 observations, nous avons conservé les individus qui restent 365 jours durant les années 90,91,92,94 et au moins 359 jours en 1994) . Pour cette régression nous incluons toutes les variables de classification et celle reliées aux caractéristiques du dossier plus les variables indicatrices *reform92*, *anpre*, *anpost*.

2. Une régression seulement les conducteurs qui changent de compagnie durant la période d'étude (36287 observations, 23356 individus). Pour cette régression nous avons maintenus exactement les mêmes variables que la régression précédente.

3. Une régression avec ceux qui changent de compagnie avec l'introduction des variables *durée90*, *durée91*, *durée92*, *durée93* et *durée94* pour capter les effets propres aux temps et l'exposition individuelle au risque.

4. Une régression avec tous les individus , en maintenant toutes les variables incluses dans la troisième régression plus les deux variables indicatrices pour les entrées et sorties *flag_e* et *flag_s*.

5. Une régression avec le modèle de Poisson avec effets aléatoires avec tous les individus et les mêmes variables que celles de la régression 4.

6. Une régression avec le modèle binomial négatif avec effets aléatoires avec tous les individus et les mêmes variables que celles de la régression 4.

Toutes les régressions avec le modèle Probit ont été effectuées avec le logiciel *Limdep*. Alors que les régressions avec les modèles de comptage ont été réalisées avec le logiciel *SAS*.

Afin de réaliser notre étude, nous avons crée une banque de données à partir de données annuelles décrites. Un panel est ainsi formé couvrant la période du 1er janvier 1990 au 31 décembre 1994. Il est constitué de 46 337 observations et 25 366 individus. Cependant ce panel est incomplet, du fait que les individus ne sont pas tous présents dans l'échantillon un même nombre de périodes. Il y a donc des entrées et des sorties et nous avons constaté que ce phénomène d'entrées-sorties est important puisqu'à l'intérieur de cette banque de données, l'assuré ne demeure en moyenne que deux ans et neuf mois avec la même compagnie d'assurance. Ces mouvements peuvent s'expliquer en partie par la mobilité des individus entre les compagnies d'assurances. En effet, ceux qui dépassent la classe 14 du bonus/malus peuvent tout simplement changer de compagnie d'assurance et ainsi contracter une nouvelle police auprès d'une autre compagnie comme nouvel assuré à la classe 14 (cette dernière n'ayant pas accès à une centrale de risques).

D'ou le deuxième objectif de cette étude, qui est de tenir compte de ce type de comportement dans la modélisation, en introduisant des variables indicatrices pour les entrées et sorties tout en tenant compte du problème de biais de sélection rencontré lorsqu'on utilise des données de panel.

Peu d'études, à notre connaissance, ont évalué l'effet des réglementations avec des données en panel. *Dionne et Vanasse (1997)* ont vérifié avec des données en panel (et des estimations avec des modèles de comptage) que le changement de tarification au Québec, suite à une nouvelle tarification de l'assurance automobile basée sur les points d'inaptitudes, a réduit le nombre d'infractions et d'accidents et que ce changement a réintroduit une tarification des risques plus équitable au sens actuariel en faisant payer aux conducteurs à risques élevés des primes d'assurances plus élevées. *Dionne et al. (1997)* ont démontré que l'effet de la réforme (1991) au Québec pour les nouveaux conducteurs n'est pas significatif sur les taux d'accidents ni pour l'ensemble des conducteurs, ni pour chaque groupe d'âge analysé séparément. Bien que les modèles économétriques utilisés pour les données en panel (modèle de comptage) dans ces études soient très

performants et les résultats obtenus très intéressants aucune de ces études ne tient compte des entrées et sorties

5. Les Modèles Économétriques

5.1 Le modèle Probit avec Effets Aléatoires

L'intérêt de l'utilisation de ces modèles avec des données en panel est d'éviter les problèmes de biais de spécifications. Dans les modèles qualitatifs la variable dépendante, y ne prend que deux valeurs qui sont 1 si l'événement se réalise, 0 sinon. Dans notre cas cette variable prend la valeur 1 si l'individu réalise un accident, 0 sinon.

$$\text{Le modèle Probit } F(w) = \int_{-\infty}^w \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} du = \Phi(w)$$

Le modèle que nous utilisons pour nos estimations est le modèle Probit qui correspond le plus à la distribution de nos observations.

La fonction de probabilité utilisé pour le modèle Probit est la distribution normale, cette fonction de probabilité à des valeurs comprise entre zéro et un.

La variable aléatoire y^* se comporte plutôt comme une variable latente, qu'on peut écrire sous forme linéaire de x .

$$Y_{it}^* = X_{it}'\beta + v_{it}$$

$$i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T_i$$

$$\text{avec } v_{it} = \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

X_{it} est un vecteur ($k \times 1$) de variables explicatives observées (et pouvant varier) au temps t pour un individu i , β est un vecteur ($k \times 1$) des coefficients.

Nous supposons que l'hétérogénéité entre les individus d'une même année ne varie pas dans le temps et que les effets spécifiques aux individus sont captés par la décomposition du terme d'erreur v_{it} en : μ_i , qui représente les caractéristiques de l'individu qui ne sont pas observées et qui ne varient pas dans le temps pour un même individu mais non spécifiques à celui-ci.

ε_{it} , représente les caractéristiques non observées qui peuvent varier dans le temps pour un même individu. Les termes d'erreurs μ_i et ε_{it} sont mutuellement indépendants.

$$\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu), \quad \text{et } \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$$

La variable aléatoire Y_{it}^* est une variable non observée (variable latente) qui peut prendre deux valeurs zéro ou un.

Nous pouvons alors dire que l'individu a au moins un accident ($Y_i = 1$) lorsque

$$\beta'X_i + v_{it} > 0 \quad \text{et n'a pas d'accident si } (Y_i = 0) \text{ si } \beta'X_i + v_{it} < 0.$$

La variance du terme de perturbation v_{it} : $\sigma^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$ et on pose que $\sigma^2 = 1$.

Ainsi la fonction du maximum de vraisemblance sera donnée par (voir Guilkey and Murphy 1993) est la suivante:

$$L = \prod_{i=1}^n P(Y_{i1}, \dots, Y_{iT_i}) = \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^{T_i} \Phi\left\{\left[X_{it}'\beta + \mu_i\left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)\right][2Y_{it} - 1]\right\} \Phi(\mu_i) d\mu_i^{av}$$

$$\text{ec } \rho = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2} \quad (\rho = \text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is})) \text{ qui mesure la corrélation entre les}$$

valeurs successives du terme de perturbation v_{it} , pour le même individu.

où $\Phi(W)$ est la fonction de probabilité cumulative de la variable aléatoire v_{it} , qui suit une loi normale, alors :

$$\Phi(w) = \int_{-\infty}^w \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds$$

La maximisation de L par rapport à β et ρ nous fournit des estimateurs asymptotiquement efficaces et consistants (selon la procédure de Buttler et Moffitt's (1982)).

5.2 La Méthodologie des Modèles de Comptage

La plupart des modèles économétriques destinés aux variables discrètes (ou de comptage) ont pour point de départ la distribution de Poisson telle que :

$$P(Y_{it}=k) = \exp(-\lambda_{it}) \lambda_{it}^k / k!, \quad k=0,1,2$$

où k est le nombre d'accidents.

$\lambda_{it} = \exp(Z_{it}'\Pi)$, dans notre application, les indices it représentent l'observation correspondant à l'individu i à la période t , Y_{it} est le nombre d'accidents à la période t , Z_{it} est un vecteur de variables explicatives et Π est un vecteur (de dimension appropriée) de paramètres.

Alors par définition de la loi de Poisson, $E(Y_{it}) = Var(Y_{it}) = \lambda_{it}$. Si Y_{it} est indépendant de $Y_{it'}$ ($t \neq t'$) on peut estimer la valeur du paramètre Π par

maximum de vraisemblance. La Log-vraisemblance d'un échantillon composé de N individus sera:

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} -\lambda_{it} + Y_{it} Z_{it} \Pi - \ln(Y_{it}). \quad (8)$$

où T_i est le nombre maximal de périodes où l'individu i fait partie de l'échantillon.

Cette Log-vraisemblance est globalement concave et l'estimation des paramètres qui la maximise est directe. La matrice de variance-covariance des paramètres peut être obtenue à partir de la matrice des dérivés secondes de (8) évaluée en $\hat{\Pi}$.

Puisque $E(Y_j) = \lambda_j = \exp(Z_j \Pi)$, le modèle de Poisson permet une certaine forme d'hétérogénéité : si $Z_j \neq Z_{j'} (j \neq j')$ alors $E(Y_j) \neq E(Y_{j'})$. Toutefois, lorsque le processus étudié est hautement aléatoire, il est fréquent de constater que le modèle de Poisson s'ajuste mal aux données et l'hypothèse d'équidispersion ($E(Y) = V(Y)$) s'avère quelques fois trop restrictive.

5.2.1 Le Modèle de Poisson à Effets Spécifiques Aléatoires

On pose $\lambda_{it} = \exp(\beta_0 + X_{it} \beta + W_i \theta)$ où β_0 est un terme constant, X_{it} est un vecteur de variables explicatives observé (et pouvant varier) au temps t pour l'individu i , W_i est un vecteur de variables (caractéristiques) explicatives invariantes dans le temps pour un individu mais non-spécifiques à celui-ci, (l'introduction de W_i n'est pas essentielle, toutefois, elle permettra une clarification importante dans les sections suivantes), β et θ sont des vecteurs de paramètres de dimensions appropriées. Posons aussi $\tilde{\lambda}_{it} = \lambda_{it} \alpha_i$ où α_i est un effet individuel spécifique supposé aléatoire. Conditionnellement à α_i, X_{it} et W_i ,

$$P(Y_{it} = k | \alpha_i, X_{it}, W_i) = \frac{e^{-\tilde{\lambda}_{it}} \tilde{\lambda}_{it}^k}{k!} \quad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

Supposons que le terme aléatoire α_i distribué selon une loi Gamma de paramètre (δ, δ) de telle sorte que $E(\alpha_i) = 1$ et $V(\alpha_i) = 1/\delta$, et que α_i soit strictement indépendant de X_{it} et W_i , alors :

$$\begin{aligned} P(Y_{it}, Y_{iZ}, Y_{it} / X_{it}, X_{i2}, \dots, X_{it}, W_i) &= \int_0^\infty \prod_t \frac{e^{-\lambda_{it}} \tilde{\lambda}_{it}^{Y_{it}}}{Y_{it}!} f(\alpha_i) d\alpha_i \\ &= \frac{\Gamma(\sum_{t=1}^T Y_{it} + \delta)}{\Gamma(\delta)} \cdot \prod_t \left\{ \frac{\lambda_{it}}{Y_{it}!} \right\} \frac{\delta^\delta}{(\delta + \sum_t \lambda_{it})^{\delta + \sum_t Y_{it}}} \end{aligned}$$

Où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction gamma telle que $\Gamma(z) = \int_0^\infty t^z e^{-t} dt$. Ainsi,

$E(Y_{it} | X_{it}, W_i) = \lambda_{it}$ et $V(Y_{it} | X_{it}, W_i) = \lambda_{it}(1 + \lambda_{it}/\delta)$. Le modèle de Poisson avec effets spécifiques aléatoires permet donc la sur-dispersion ($V(Y) > E(Y)$). Pour le modèle de Poisson à effets aléatoires, la log-vraisemblance de l'échantillon est

$$\begin{aligned} LLF &= \sum_{i=1}^N [\ln(\Gamma(\sum_t Y_{it} + \delta)) - \ln \Gamma(\delta) + \delta \ln(\delta) - (\delta + \sum_t Y_{it}) \ln(\delta + \sum_t \lambda_{it}) + \\ &\quad \sum_{t=1}^T [\ln(\lambda_{it}) - \ln(Y_{it}!)]] \end{aligned} \quad (9)$$

Les estimations obtenus par la maximisation (sur β, θ et δ de (9)) ne seront valables que si α_i est strictement exogène (i.e : $f(\alpha_i | X_{it}, W_{it}) = f(\alpha_i)$).

La restriction de l'égalité entre la moyenne et la variance n'est pas toujours compatible avec les données. Pour les accidents de la route il arrive souvent que la variance soit supérieure à la moyenne. Un modèle correspondant est donné par la distribution binomiale négative.

5.2.2 Le Modèle Binomial Négatif

On pose $\lambda_{it} = \exp(\beta_0 + X_{it} \beta + W_i \theta)$ le paramètre de la Poisson et supposons que λ_{it} est distribué selon une loi gamma de paramètre (λ_{it}, w) , tel que $E(\lambda_{it}) = \exp(\beta_0 + X_{it} \beta + W_i \theta) / w^2$. Ainsi, même si $X_{it} = X_{it'(t \neq t')}$, λ_{it} peut varier dans le temps pour un même individu en plus de pouvoir varier d'un individu à l'autre. Alors :

$$P(Y_{it}) = \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda_{it}} \lambda_{it}^{Y_{it}}}{Y_{it}!} f(\lambda_{it}) d\lambda_{it}.$$

$$\text{Si } f(\lambda_{it}) = \frac{w^{\lambda_{it}} \lambda_{it}^{\lambda_{it}-1} e^{-w\lambda_{it}}}{\Gamma(\lambda_{it})} \text{ alors}$$

$$P(Y_{it}) = \frac{\Gamma(\lambda_{it} + Y_{it})}{\Gamma(\lambda_{it}) Y_{it}!} \left(\frac{w}{1+w}\right)^{\lambda_{it}} (1+w)^{-Y_{it}}. \quad (10)$$

Cette distribution est une loi binomiale négative de moyenne λ_{it}/w et de variance $\lambda_{it}(1+w)/w^2$.

Différents auteurs présentent des paramétrisations différentes mais équivalentes de la distribution négative. Toutefois, cette paramétrisation utilisée par Hausman et al. (1984) facilite la dérivation des modèles à effets fixes et à effets aléatoires pour les panels. Il y'a sur-dispersion et la distribution de Poisson est un cas particulier de (10) lorsque $w \rightarrow \infty$.

Le modèle de Poisson simple faisait en sorte que pour des X constants, λ_{it} était constant. Le modèle de Poisson à effets aléatoire lui indiquait que si $X_{it} = X_{it'} (T \neq T')$ alors $\tilde{\lambda}_{it} = \tilde{\lambda}_{it'}$ et d'hétérogénéité puisque, pour un même individu, λ_{it} varie aléatoirement dans le temps même si $X_{it} = X_{it'} (t \neq t')$.

Les paramètres $(\beta_0, \beta, \theta, w)$ de (10) peuvent être estimés par maximum de vraisemblance. Toutefois, ces estimateurs requièrent la stricte indépendance des observations. S'il y a présence d'effets individuels spécifiques entraînant une corrélation entre les observations propres aux individus, ces estimateurs ne seront pas valables. Un modèle correspondant est donné par la distribution binomiale négative avec effets aléatoires.

5.2.3 Le Modèle Binomial Négatif avec Effets Aléatoires

Par analogie avec le modèle de Poisson à effets aléatoires, le modèle binomial négatif à effets aléatoires suppose que w est distribué aléatoirement entre les individus. Ainsi w devient w_i et pour faciliter les manipulations, on supposera que $w_i/(1+w_i)$ dans (9) est distribué entre les individus selon une loi Beta (a,b) telle que :

$$f\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right) = [B(a,b)]^{-1} \left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)^{a-1} \left(\frac{1}{w_i+1}\right)^{b-1}.$$

Ainsi,

$$P(Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{it}) = \int_0^1 \prod_t \left[\frac{\Gamma(\lambda_{it} + \lambda_i)}{\Gamma(\lambda_{it}) Y_{it}!} \left(\frac{w_i}{1+w_i}\right)^{\lambda_{it}} (1+w_i)^{-Y_{it}} \right] f\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right) d\left(\frac{w_i}{1+w_i}\right) \\ = \frac{\Gamma(a+b) \Gamma(a + \sum_t \lambda_{it}) \Gamma(b + \sum_t Y_{it})}{\Gamma(a) \Gamma(b) \Gamma(a+b + \sum_t \lambda_{it} + \sum_t Y_{it})} \cdot \prod_t \left[\frac{\Gamma(\lambda_{it} + Y_{it})}{\Gamma(\lambda_{it}) Y_{it}!} \right] \quad (11)$$

Les paramètres $(\beta_0, \beta, \theta, a, b)$ de (11) peuvent être estimés par maximum de vraisemblance. Toutefois, ces estimateurs sont liés à l'hypothèse d'indépendance entre les effets aléatoires (w_i) et les variables explicatives.

L'adéquation de cette hypothèse peut être testée en comparant les paramètres (β_0, β, θ) du modèle à effets fixes à ceux correspondant au modèle à effets aléatoires via un test de spécification de Hausman (1978).

5.3 Justification des Estimations

Nos estimations sont basés sur les modèles Probit et les modèles de Poisson et négative binomiale à effets aléatoires.

Le choix du modèle Probit est justifié par le fait que seulement 5% des individus de l'échantillon semble avoir plus de zéro ou un accident pour la période d'étude (Tableau 3).

L'indépendance entre les différentes observations est une condition nécessaire pour l'estimation de ce genre de données par la méthode du maximum de vraisemblance. Avec des données en panel, il est fréquent que cette hypothèse ne soit pas respectée (Hsiao 1986), à cause des effets éventuels propres au temps ou propres aux individus.

Les effets temporels dans notre cas peuvent être modélisés car N est grand, T est petit (cinq périodes), nous avons introduit les variables « dureeannée ». Par contre les effets propres aux individus ne peuvent être explicitement modélisés (incidental parameter problem, Hsiao 1986).

Quant au choix des modèles à effets aléatoires pour les données de comptage, est justifié par le fait que les modèles à effets fixe ont la particularité de ne pas faire intervenir les effets fixes dans le temps, spécifiques ou non.

Si on revient à l'équation (9) par exemple, W_i le vecteur des variables explicatives fixées dans le temps pour un individu mais non spécifique ou unique à cet individu disparaît de l'expression de la distribution conditionnelle.

Dans notre cas, le vecteur W_i est formé de caractéristiques individuelles telles que le sexe, les classes de résidence. Il est connu et généralement admis que ces variables ont un pouvoir explicatif certain sur les taux d'accidents individuels.

Leur omission dans la caractérisation des distributions des accidents automobiles entraînerait une grave erreur de spécifications. C'est pourquoi que les résultats qui suivent sont basés sur des modèles à effets aléatoires. Ces modèles à effets aléatoires où interviennent les variables individuelles fixes mais non spécifiques sont des modèles qui peuvent être qualifiés de mixtes.

5.4 Les tests de Spécifications

Une fois les régressions faites, il s'agit de vérifier si les coefficients des variables indépendantes sont significatifs ou pas. Nous utilisons le test de Student c'est à dire le fait que $t = \frac{\hat{\beta}}{\sigma_{\hat{\beta}}} \rightarrow N(0,1)$.

Le test du ratio du maximum de vraisemblance (Hsiao 1986) est utilisé pour comparer les différentes régressions lorsqu'on retire certaines variables explicatives de l'un des modèles. Le test consiste à ne pas rejeter le modèle non contraint lorsque:

$$-2(LL_c - LL_{NC}) > X^2_{(\text{nbre de contraintes})}$$

Et enfin le test de non effet spécifique dans les données de panel « no random effect in the panel data » (Lechner M. 1995) est effectué avec un test de Wald qui teste l'hypothèse:

$H_0: \rho = 0$ versus $H_1: \rho \neq 0$, la règle de décision est de rejeter H_0 lorsque,

$$W' = \frac{\hat{\rho}^2}{V(\hat{\rho})} > X^2(1)$$

6. Résultats Économétriques

6.1 Résultats Économétriques Relatifs aux Variables Explicatives

Le coefficient estimé de la variable *sexef* est négatif et significatif pour les régressions 2 et 3 lorsqu'on considère que les individus qui changent de compagnie (voir annexe). Donc pour les mauvais risques les femmes ont une moindre probabilité d'accidents que les hommes, mais ce n'est pas le cas lorsqu'on ne considère que les bons risques (régression 1) ou tous les risques confondus. Nous avons voulu vérifier si les hommes changent plus que les femmes de compagnie. Mais le ratio est de 91,827 pourcent de femme contre 92,28 pourcent donc il y a seulement 1 pourcent de plus d'hommes qui se déplacent d'une compagnie à une autre. Une première explication serait que pour les mauvais risques les hommes ont une probabilité plus élevée d'accidents que les femmes.

Pour les régions de résidence, toutes les régions ont des coefficients négatifs et significatifs sauf les régions Ariana (région6) et Ben Arous (région7) (celle-ci n'a

été significative que pour la première régression), ce qui correspond à nos prédictions. En effet comme nous l'avons mentionné auparavant ces deux régions sont très proche de Tunis, groupe de référence. Par ailleurs les autres régions, ont toutes des effets négatifs sur la probabilité d'accidents comparé à Tunis. Tunis étant la ville la plus peuplée de la Tunisie.

En ce qui concerne, les puissances, les résultats sont surprenants. Le fait d'introduire les individus qui changent de compagnie a pour effet de rendre les coefficients significatifs et positifs (comparé à la première régression), sauf pour la catégorie *Puiss5*. Donc pour la première régression nous n'avons pas assez d'observations pour estimer l'impact de ces variables sur la probabilité d'accidents.

Le coefficient de la variable *Inc* n'est significatif que pour la première régression, nous remarquons que 85,8 pourcent des bons risques s'assurent contre l'incendie comparé à 85,22 pourcent des mauvais risques. Logiquement cette variable ne doit pas vraiment expliquer la probabilité d'accidents puisque les incendies des voitures ne sont pas nécessairement relié au comportement de conduite des assurés.

Les variables *Dom* et *Vol* qui ne sont pas significatives pour la première régression, ont des coefficients estimés positifs et très significatifs pour les trois estimations où les individus qui changent de compagnie sont présents. Nous remarquons cependant que 0.8 pourcent des bons risques prennent la garantie *Dom*, comparé à 2 pourcent pour les mauvais risques. La garantie *Dom* est moins sollicitée que les garanties *Inc* et *Vol* (81.1 pourcent des bons risques, 73,85 pourcent des mauvais risques).

Quant à la variable *reform92*, elle a un coefficient négatif et très significatifs pour la première régression (pour un intervalle de confiance de 99 pourcent) et moyennement significative pour la deuxième régression (à 90 pourcent). Cependant elle n'a plus de coefficient significatif lorsqu'on fait intervenir dans le modèle les variables "durée(années)" qui sont des variables qui captent les effets des années et donc les coefficients associées sont positifs et significatifs. Donc c'est comme si la variable *réforme92* captait l'effet des années pour les deux premières régressions.

Anpre et *anpost* ne sont significatives pour aucune régression, cela veut dire qu'il n'y a ni plus ni moins d'accident pour la période 1991 comparé à 1990. Et ni plus, ni moins d'accidents pour la seconde période post-réforme (1993,1994), comparé à 1992.

L'origine de la voiture ne semble pas avoir d'impacts sur la probabilité d'accidents. En effet ces variables ne sont significatives pour aucune régression.

Flag_E et Flag_S introduites dans le modèle dans les régressions 4, ont des coefficients estimés positifs et très significatifs, autrement dit ceux qui entrent et sortent ont des probabilités d'accidents en moyenne plus élevées que ceux qui ne changent pas de compagnie. Donc ceci vient soutenir notre hypothèse de départ, que les entrées et sorties des individus ne doivent pas être traitées comme des variables aléatoires mais plutôt modélisées.

Si nous prenons le cas d'un individu de sexe masculin qui habite Tunis qui possède une voiture française de quatre chevaux, qui ne prend aucune garantie et qui était présent durant toute la durée de l'étude (et en nous référant à la troisième régression)

Sa probabilité d'accident estimée est alors:

$$\Phi(-2.2545 + 0.0021190 + 0.0022982 + 0.00091478 + 0.0014296 + 0.0014977) = \Phi(-2.24624072) = 0.012344297$$

Maintenant un individu avec les mêmes caractéristiques mais qui entre durant la période d'étude aura une probabilité d'accidents estimée de:

$$\Phi(-2.2545 + 0.054969 + 0.0021190 + 0.0022982 + 0.00091478 + 0.0014296 + 0.0014977) = \Phi(-2.19127172) = 0.014216068$$

Par contre la probabilité estimée de celui qui quitte la compagnie au cours des cinq années sera de:

$$\Phi(2.2545 + 0.10026 + 0.0021190 + 0.0022982 + 0.00091478 + 0.0014296 + 0.0014977) = \Phi(2.14598072) = 0.015937258$$

Et plus encore celui qui entre et sort durant la période d'étude a une probabilité d'accidents estimée de:

$$\Phi(-2.2545 + 0.054969 + 0.10026 + 0.0021190 + 0.0022982 + 0.00091478 + 0.0014296 + 0.0014977) = \Phi(-2.0910118) = 0.018263503$$

Duréeannée: ces variables représentant une interaction entre deux variables durée et année et qui ont été introduites dans le modèle pour tenir compte des effets propres au temps sur la distribution des accidents et l'exposition individuelle au risque ont des coefficients positifs et très significatifs. Donc leur introduction dans le modèle est très importante.

6.2 Résultats Économétriques Reliés à la Modélisation

La première régression dans laquelle on ne tient compte que des individus qui sont présents durant la période d'étude au complet, nous a permis de conclure que l'utilisation des données en panel est une bonne approche pour tenir compte des répétitions des effets individuelles dans le temps, en effet le ρ estimé est significatif à 99 pourcent, c'est à dire qu'il demeure un effet spécifique relié aux

individus et qu'il est significatif. Et que nous n'avons pas assez de variables pour améliorer la spécification et contrôler cet effet spécifique avec ses variables (Dionne, Gagné, Vanasse Journal of econometrics 1998). Cette première régression est donc plutôt une relation panel cylindrique traditionnelle car elle ne retient que les individus présents sur toute la période ce qui peut engendrer des problèmes de biais de sélection.

La deuxième régression reprend les mêmes spécifications que la première mais avec seulement les assurés qui changent de compagnie durant la période d'étude.

Nous observons que le coefficient de ρ reste toujours significatif. Ce qui confirme le fait que nous n'avons pas assez de variables pour corriger les effets spécifiques.

Etant donné que les individus n'ont pas tous la même durée de contrat comme dans la première régression, nous avons pu construire des variables durée "Année" pour améliorer la spécification et éliminer l'effet spécifiques associé aux individus, et la régression trois montre bien que ρ n'est plus significatif lorsque les durées sont introduites. Cette régression indique également que toutes les variables durées sont très significatives pour expliquer la probabilité d'accident. Cependant, l'introduction de ces variables nous fait perdre la significativité de la variable reform92.

Un test du ratio du maximum de vraisemblance entre la troisième et la deuxième régression nous fait rejeter la deuxième régression, en effet:

$$-2(LL_{reg2} - LL_{reg3}) = -2(-9179.238 + 9157.324) = 43.828 > X^2_{(5)}$$

La dernière régression (régression) en plus de contenir toutes les observations de tous les individus, contient deux variables indicatrices supplémentaires par rapport à la régression précédente pour les entrées et sorties (flag_e, flag_s). Cette régression a un ρ qui n'est pas significatif, donc l'effet spécifique a bel et bien corrigé été par l'introduction des variables durées.

Par ailleurs les variables flag_e et flag_s sont toutes les deux significatives avec un signe positif, donc cela prouve aussi qu'il existe bien un biais à l'entrée et à la sortie dont il faut tenir compte dans le modèle. Par ailleurs le fait que le signe des coefficients reliés à ces variables soit positif veut dire que ceux qui changent de compagnie sont de mauvais risques.

Les quatrième et cinquième régression nous donnent des résultats tout à fait similaires à la quatrième régression. En effet l'interprétation des statistiques associées aux variables explicatives nous donne des résultats tout à fait identiques aux résultats avec le modèle Probit. Ce qui confirme que la nouvelle tarification n'a pas réduit le nombre d'accidents.

Mais le modèle binomiale négatif nous permet d'avoir un plus, car son emploi nous autorise à calculer pour chaque individu la probabilité de subir 0,1,2 ... accidents. Par ailleurs chaque coefficient obtenu par la binomiale négative s'interprète comme l'impact de la variable explicative sur le nombre d'accidents moyen estimé. Lorsque les coefficients sont négatifs et significatifs cela signifie que le risque d'accident lié à la caractérisation diminue. Ces coefficients s'interprètent comme les risques marginaux associés à la variable explicative.

Les modèles de Poisson à effets aléatoires et binomiale négatives avec effets aléatoires ne pouvant pas être emboîtés directement nous ne pouvons comparer ces deux modèles par le test du ratio de vraisemblance. Cependant nous avons constaté que les vraisemblances associés à ces modèles sont plus élevées que celle de la binomiale négative sans effets spécifiques ce qui nous conduit à les préférer.

6.3 Résultats Économétriques Reliés à la Tarification Bonus-Malus

Pour la première régression, la variable reform 92 a un coefficient négatif et significatif, ce qui implique que l'introduction du système Bonus-Malus a bien influencé le comportement des bons risques puisque la réforme a affecté négativement leur probabilité d'accident. Cependant cette conclusion ne s'applique pas aux mauvais risques puisque le coefficient de la variable réforme lorsqu'on introduit les variables durées (régression 3) n'est plus significatif. Ce résultat peut s'expliquer par la faille de la clause de la classe 14.

Les régressions 4, 5, 6 qui contiennent tous les risques du portefeuille durant les cinq ans confirment que l'effet de la réforme n'est pas significatif. En effet les mauvais risques contournent les effets incitatifs de la loi pour changer de compagnie. Les variables flag_e et flag_s qui sont très significatives pour cette régression confirme ce résultat.

7. Conclusion

Un des résultats les plus importants que nous avons pu dégager est qu'hormis la puissance du véhicule, d'autres variables peuvent expliquer le nombre d'accidents telles que la marque et l'âge du véhicule, la région de résidence des assurés, et les garanties auxquelles ils souscrivent.

Nous avons distingué deux groupes d'individus dans la compagnie, ceux qui sont fidèles (2010/25266) et ceux qui changent de compagnie (23356/25266). Nos résultats indiquent que la nouvelle tarification Bonus/malus introduite en 1992 réduit la probabilité d'être impliqué dans un accident des bons risques (régression 2), mais ne réduit pas celle des mauvais risques (régression 3). Lorsque nous considérons tous les risques confondus (régressions 4, 5, 6) nous obtenons comme résultat que l'effet de la réforme n'est pas significatif. Ceci s'explique par le fait que les mauvais risques qui représentent 92,44 pourcent de l'échantillon contournent les effets incitatifs de la loi pour changer de

compagnie. Les variables flag_e et flag_s qui sont très significatives pour cette régression confirment ce résultat. Donc le système de tarification bonus/malus n'a pas été efficace pour diminuer la probabilité d'accident. Une autre raison serait peut être l'application restreinte de cette règle aux voitures à usage privé, alors que d'autres types de voitures qui sont beaucoup plus impliqués dans les accidents automobiles (taxis, louages ,et camions) sont négligés

Dans ce travail, nous avons également démontré l'utilité et l'importance de l'introduction de variables indicatrices pour les entrées et sorties (Dionne, Gagné, Vanasse, Journal of Econometrics 1998) des individus dans un système de tarification ou il n'y a pas de centrale de risques et que les individus peuvent facilement changer de compagnies et augmenter leur bien être puisqu'il vont se trouver dans une classe Bonus-Malus moindre que celle où ils se trouvaient.

Par ailleurs, dans cette étude nous avons présenté des modèles économétrique performants qui peuvent être appliqués pour estimer la probabilité d'accident sur un panel incomplet ou peuvent surgir des problèmes d'effets spécifiques propres aux individus et au temps: Les modèles probit, de Poisson et binomiale négative avec effets aléatoires et variables indicatrices pour les entrées et sorties et effets annuels.

BIBLIOGRAPHIE

- Amemiya, Takeshi 1981. Qualitative Response Models: A survey. *Journal of Economic Literature*, pp. 1483-1536.
- Ben Naceur, S. and M. Goaid "The Value Creation Process in The Tunisian Stock Exchange. API/WPS 9903.
- Boyer, M. and G. Dionne. 1989. "An Empirical Analysis of Moral Hazard and Experience Rating." *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71:128-34.
- Boyer, M., G. Dionne and C. Vanasse. 1988. Infractions au Code de la Sécurité routière, Infractions au Code Criminel et Accidents Automobiles. Publication C.R.T # 583.
- Boyer, M., G. Dionne and C. Vanasse. 1990. Econometric Models of Accident Distributions. Publication du C.R.T no. 67. Université de Montréal.
- Cameron A. C. and Trivedi P. 1986. Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Application of some Estimators and Tests. *Journal of Applied Econometrics*, Vol 1: 29-53.
- Chassagnon, A. and P.A. Chiappori. 1995. Insurance under Moral Hazard and Adverse Selection: the Case of Pure Competition. Paper presented at the international conference on insurance economics. Bordeaux 1995.
- Chiappori, P.A. 2000. "Econometric Models of Insurance Under Asymmetric Information" in G. Dionne (ed.), *Handbook of Insurance*. Kluwer Academic Publishers.
- Chiappori P.A., I. Macho, P. Rey and B. Salanié. "Repeated Moral Hazard: The Role of Memory, Commitment, and Access to Credit Markets." *European Economic Review*, Vol. 38: 1527-1553.
- Crocker K. J. and A. Snow. 2000. "The Theory of Risk Classification." in G. Dionne (ed.), *Handbook of Insurance*. Kluwer Academic Publishers.
- Dionne, G. 2001. Commitment and Automobile Insurance Regulation in France, Quebec and Japan. Working Paper 01-04, ISSN: 12069-3304. Chaire de gestion des risques. H.E.C Montréal.
- Dionne, G., M. Artis and M. Guillen. 1996. Count Data Models for a Credit Scoring System. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3 : 303-325.
- Dionne G., R. Gagné and C. Vanasse. 1998. "Inferring Technological Parameters from Incomplete Panel Data." *Journal of Econometrics*, Vol. 87: 303-327.
- Dionne, G., C. Gourieroux and C. Vanasse. 2001. "Testing for Evidence of Adverse Selection in the Automobile Insurance Market: A Comment." *Journal of Political Economy*, Vol. 109, no. 21.
- Dionne G., M. Maurice, J. Pinquet and C. Vanasse. 2000. "The Role of Memory in Long-Term Contracting with Moral Hazard: Empirical Evidence in Automobile Insurance." Mimeo C. R.T Université de Montréal.
- Dionne, G. and C. Vanasse. 1992. Automobile Insurance Ratemaking in the Presence of Asymmetrical Information. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7: 149-165.
- Dionne, G. and C. Vanasse. 1997. "The Role of Memory and Saving in Long term Contracting with Moral Hazard: An Empirical Evidence in Automobile Insurance." Mimeo, Risk Management chair HEC Montreal.
- Guilkey, D.K. and J.L. Murphy. 1993. Estimation and Testing in the Random Effects Probit Model. *Journal of Econometrics*, Vol. 59: 301-317.
- Green, W. Limdep. Version 7.0 . User's Manual.
- Gurmu, S. and P.K. Trivedi. 1994. Recent Developments in Models of Event Counts: a Survey. Mimeo University of Virginia and Indiana University.
- Hausman, J.A. 1978. „Specification Tests in Econometrics." *Econometrica*, Vol. 46.
- Hausman J., Z. Griliches. 1984. Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship. *Econometrica*, 52: 909-938.
- Henriet, D. and J.C. Rochet. 1986. "La Logique des Systèmes Bonus-Malus en Assurance Automobile: une Approche Théorique." *Annales d'Economie et de Statistique*, no.1 : 133-152.
- Henriet, D. and J.C. Rochet. 1988. "Equilibres et Optima sur les Marchés d'Assurance: une Illustration des Phénomènes d'antisélection." *Economica*, 267-288.
- Henriet, D. and J.C. Rochet. 1991. Microéconomie de l'Assurance. *Economica*.
- Hosios, A.J. and M. Peters. 1989. "Repeated Insurance Contracts with Adverse Selection and Limited Commitment." *Quarterly Journal of Economics*, no.2: 229-253.
- Hsiao, C. 1986. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press.
- Hoy, M. 1982. "Categorizing Risks in the Insurance Industry." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97: 321-336.
- I.A.C.E et F.T.U.S.A. 1998. Colloque: L'assurance Facteur de développement de l'Entreprise. Rapport-Juin 1998.
- Lechner, M. 1995. "Some Specification Tests for Probit Models Estimated on Panel Data."
- American Statistical Association. *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 13, no.4.
- Lambert, R. 1983. "Long-term Contracts and Moral Hazard." *The Bell Journal of Economics*, Vol. 14, 441-452.
- Rand Journal of Economics
- Lemaire, J. 1985. *Automobile Insurance, Actuarial Models*. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.

- Lemaire, J. 1995. *Bonus-Malus Systems in Automobile Insurance*. Kluwer Academic Publishers.
- Vitas, D. 1995. « Tunisia's Insurance Sector. » Policy Research Working paper no. 1451. The World Bank Financial Sector Development Department. May 1995.
- Wilson, C. A. 1977. A Model of Insurance Markets with Incomplete Information. *Journal of Economic Theory*, pp. 167-207.
- Winkelmann, R. 1994. *Count Data Models: Econometric Theory and Application to Labor Mobility*. Springer -Verlag.
- Winter, R.A. 2000. "Moral Hazard and Insurance Contracts" in G. Dionne (ed.), *Handbook of Insurance*. Kluwer Academic Publishers.

Tableau 1:Grille de Réduction-Majoration

Classes	Coefficients du Niveau des Primes
17	200
16	160
15	140
14	130
13	120
12	115
11	110
10	105
9	100
8	95
7	90
6	85
5	80
4	75
3	70
2	65
1	60

Tableau 2: Prime Responsabilité Civile Suivant Classe (Bonus-Malus). (Usage Affaires)

Classe	Taux de Prime (%)	1A2CV	3A4CV	5A6CV	7A10CV	11A14CV	>=15CV
17	200	101.400	118.800	150.600	168.000	217.400	260.800
16	160	81.120	95.040	120.480	134.400	173.920	208.640
15	140	70.980	83.160	105.420	117.600	152.180	182.560
14	130	65.910	77.220	97.890	109.200	141.310	169.520
13	120	60.840	71.280	90.360	100.800	130.440	156.480
12	115	58.305	68.310	86.595	96.600	125.005	149.960
11	110	55.770	65.340	82.830	92.400	119.570	143.440
10	105	53.235	62.370	79.065	88.200	114.135	136.920
09	100	50.700	59.400	75.300	84.000	108.700	130.400
08	95	48.165	56.430	71.535	79.800	103.265	123.880
07	90	45.630	53.460	67.770	75.600	97.830	117.360
06	85	43.095	50.490	64.005	71.400	92.395	110.840
05	80	40.560	47.520	60.240	67.200	86.960	104.320
04	75	38.025	44.550	56.475	63.000	81.525	97.800
03	70	35.490	41.580	52.710	58.800	76.090	91.280
02	65	32.955	38.610	48.945	54.600	70.655	84.760
01	60	30.420	35.640	45.180	50.400	65.220	78.240

Tableau 3: Fréquences du Nombre d'accidents.

Nombre d'accidents	Fréquence	Pourcentage	Fréquence Cumulée	Pourcentage Cumulé
0	43073	93.0	43073	93.0
1	3029	6.5	46102	99.5
2	211	0.5	46313	99.9
3	21	0.0	46334	100.0
4	3	0.0	46337	100.0

ANNEXE

Régression 1: Maximum de vraisemblance -Probit à effets aléatoires – régressions avec seulement les individus qui reste dans la compagnie d'assurance durant les cinq périodes au complet

Variables	Coefficient	Statistique t
Constante	-1.6946	-14.604
SexF	0.74864E-01	1.142
Cville2	-0.32607	-3.783
Cville3	-0.14704	-1.451
Cville4	-0.47079	-3.620
Cville5	-0.33840	-2.281
Cville6	0.34664E-01	0.357
Cville7	-0.18061	-1.845
Cville8	-0.57369	-3.524
Cvil910	-0.81318	-6.076
Cville12	-0.74067	-2.462
Cv132023	-0.58892	-4.140
Cv141517	-1.1842	-2.773
Ck161819	-0.52158	-2.659
Cvil2122	-0.65862	-2.629
Puiss5	0.18201E-01	0.245
Puiss6	-0.67937E-01	-0.712
Puiss7	0.10474	1.228
Puiss8	0.17925E-01	0.186
Puiss9	-0.12236E-01	-0.094
Puiss10P	0.21450E-01	0.147
Inc	0.23047	1.913
Dom	-0.89003E-01	-0.324
Vol	0.71111E-01	0.613
Italie	-0.51974E-02	-0.051
Allemand	0.60845E-01	1.085
Anglaise	-0.73804E-01	-0.251
Asie	0.76329E-01	0.310
Est	0.42334	1.511
Marqdiv	-3.4037	-0.001
Reform92	-0.21060	-2.984
Anpost	0.82627E-01	1.312
Anpre	-0.19356E-01	-0.292
Rho	0.15986	3.436
Log-Likelihood	-2206.093	
Nombre d'individus	2010	
Nombre d'observations	10050	

Régression 2: Maximum de vraisemblance -Probit à effets aléatoires –régression avec seulement les individus qui changent de compagnie d’assurance durant la période d’étude.

Variables	Coefficient	Statistique t
Constante	-1.4707	-26.582
SexF	-0.47218E-01	-1.658
Cville2	-0.16398	-5.074
Cville3	-0.20102	-3.954
Cville4	-0.36897	-5.573
Cville5	-0.24698	-3.361
Cville6	-0.26367E-01	-0.543
Cville7	-0.3224E-01	-0.672
Cville8	-0.42649	-6.444
Cvil910	-0.61634	-11.124
Cville12	-0.33341	-3.300
Cv132023	-0.31612	-5.411
Cv141517	-0.59167	-5.210
Ck161819	-0.40258	-6.030
Cvil2122	-0.76314	-7.487
Puiss5	0.18503E-01	0.560
Puiss6	0.122003	3.052
Puiss7	0.97208E-01	2.620
Puiss8	0.23035	5.512
Puiss9	0.11844	2.369
Puiss10P	0.16812	2.903
Inc	-0.24058E-01	-0.536
Dom	0.55725	10.098
Vol	0.10134	2.338
Italie	-0.10508E-01	-0.239
Allemand	0.18895E-01	0.741
Anglaise	0.46991E-01	0.407
Asie	0.72929E-01	0.949
Est	0.80882E-01	0.548
Marqdiv	0.13212	1.333
Reform92	-0.62517E-01	-1.785
Anpost	-0.12275E-01	-0.440
Anpre	-0.44344E-01	-1.192
Rho	0.99559E-01	2.493
Log-Likelihood	-9179.238	
Nombre d’individus	23356	
Nombre d’observations	36287	

Régression 3: Maximum de vraisemblance -Probit à effets aléatoires –régressions avec seulement les individus qui changent de compagnie d’assurance durant la période d’étude avec l’introduction des variables durées pour capter les effets propres au temps et l’exposition individuelle au risque.

Variables	Coefficient	Statistique t
Constante	-2.0733	-9.523
SexF	-0.5018E-01	-1.851
Cville2	-0.15619	-5.048
Cville3	-0.19230	-3.944
Cville4	-0.35028	-5.570
Cville5	-0.24211	-3.448
Cville6	-0.2857E01	-0.620
Cville7	-0.30379E-01	-0.665
Cville8	-0.40081	-6.331
Cvil910	-0.58400	-10.938
Cville12	-0.32213	-3.299
Cv132023	-0.29851	-5.307
Cv141517	-0.56073	-5.110
Ck161819	-0.37270	-5.791
Cvil2122	-0.69260	-6.967
Puiss5	0.17245E-01	0.547
Puiss6	0.11766	3.133
Puiss7	0.93265E-01	2.632
Puiss8	0.22182	5.560
Puiss9	0.11475	2.405
Puiss10P	0.16530	2.988
Inc	-0.25150E-01	-0.580
Dom	0.53488	10.335
Vol	0.94515E-01	2.259
Italie	-0.51001E-02	-0.122
Allemand	0.18750E-01	0.770
Anglaise	0.50719E-01	0.457
Asie	0.68681E-01	0.940
Est	0.68169E-01	0.487
Marqdiv	0.12864	1.365
Durée90	0.18498E-02	3.111
Durée91	0.20043E-02	3.121
Durée92	0.84076E-03	1.836
Durée93	0.11380E02	3.256
Durée94	0.10545E-02	2.989
Reform92	0.29725	1.116
Anpost	-0.10337	-0.512
Anpre	-0.94719E-01	-0.304
Rho	0.43062E-01	0.988
Log-Likelihood	-9157.324	
Nombre d’individus	23356	
Nombre d’observations	36287	