



Lyon 1

Université Claude Bernard – Lyon 1

INSTITUT DE SCIENCE FINANCIERE ET D'ASSURANCES



Mémoire présenté
devant l'Institut de Science Financière et d'Assurances
pour l'obtention du diplôme d'Actuaire de l'Université de Lyon
 le _____

Par : Sophie SANCHEZ D'HONDT

Titre: ANALYSE DE L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA GARANTIE
DÉCÈS/P.T.I.A. EN ASSURANCE EMPRUNTEUR

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1 an 2 ans)

Membre du jury de l'Institut des Actuares

Entreprise :

April Santé Prévoyance

Membres du jury I.S.F.A.

Directeur de mémoire en entreprise :

Gérald MONCHANIN

M. Jean Claude AUGROS

M. Alexis BIENVENÛE

M. Areski COUSIN

Invité :

Mme Diana DOROBANTU

Mme Anne EYRAUD-LOISEL

M. Nicolas LEBOISNE

M. Stéphane LOISEL

Mlle Esterina MASIELLO

Mme Véronique MAUME-DESCHAMPS

M. Frédéric PLANCHET

M. François QUITTARD-PINON

Mme Béatrice REY-FOURNIER

Signature du responsable entreprise

M. Pierre RIBEREAU

M. Christian-Yann ROBERT

M. Didier RULLIÈRE

M. Pierre THEROND

Secrétariat

Signature du candidat

Mme Marie-Claude MOUCHON

Bibliothèque :

Mme Michèle SONNIER

50 Avenue Tony Garnier

69366 Lyon Cedex 07



**ANALYSE DE L'EFFET DE LA
SÉLECTION DES RISQUES
SUR LA GARANTIE
DÉCÈS/P.T.I.A. EN
ASSURANCE EMPRUNTEUR**

**Étude réalisée par Sophie SANCHEZ D'HONDT
au sein du Service Actuariat
de la Direction de l'Ingénierie Technique et Juridique
d'April Santé Prévoyance**

Directeur de mémoire en entreprise : Gérald MONCHANIN

Tuteur : Didier RULLIÈRE

Document édité le 10/09/2012

RÉSUMÉ

La compétitivité ne cesse de s'accroître sur le marché de l'assurance emprunteur. Celle-ci intervient à tous les niveaux : sur les tarifs en perpétuelle décroissance, sur l'acceptation des risques à la souscription qui est de plus en plus allégée, mais également sur la prise en charge des risques tout au long du contrat avec l'apparition de clauses de maintien des tarifs et d'irrévocabilité des garanties dans les conditions générales des contrats.

Afin de maintenir la marge technique, l'enjeu consiste alors à attirer les clients les moins risqués par un tarif avantageux et une sélection la moins contraignante possible pour le prospect. En effet, sur une garantie « accessoire » telle que l'assurance de prêt, plus le processus de souscription est rapide, plus l'affaire est susceptible de se concrétiser.

Dans ce contexte, les acteurs du marché pourraient se laisser tenter par une sélection de risques allégée au maximum, purement déclarative : une telle politique serait nettement moins coûteuse à la souscription et beaucoup plus attractive pour les clients.

Mais qu'en est-il de son effet sur la sinistralité du portefeuille à long terme ? La sélection des risques apporte-t-elle un écart de sinistralité significatif ? Le cas échéant, cet écart varie-t-il fortement selon le type de sélection employé ? (questionnaire médical, déclaration d'état de santé ou visite médicale agrémentée ou non d'analyses médicales) Varie-t-il également dans le temps ?

L'objectif de cette étude est double : il s'agit de **s'assurer d'un effet significatif positif de la sélection des risques sur la sinistralité du portefeuille en garantie décès / P.T.I.A.** puis **d'estimer l'ampleur et la portée de cet effet dans le temps selon le type de sélection médicale.** Pour ce faire, deux méthodes ont été utilisées :

- **Le modèle linéaire généralisé (GLM) pour mettre en évidence l'effet de la sélection des risques** : historiquement utilisé en assurance I.A.R.D, celui-ci s'applique de plus en plus en prévoyance car il a pour avantage de fournir à la fois une validation et une évaluation de l'ampleur de l'effet, indépendamment d'autres facteurs comme par exemple, le sexe ;
- **Le modèle de Cox pour la construction de tables d'expériences référentes** selon le type de formalité médicale passée à la souscription, **et le calcul de rapports de sinistralité à la population référente par ancienneté, afin de quantifier l'effet de la sélection des risques dans le temps pour chacune des tables référentes.**

Les résultats de l'étude montrent un **effet positif significatif de la sélection des risques à l'entrée, globalement décroissant dans le temps, et d'autant plus fort que l'étude des risques du prospect à la souscription est poussée.** A l'issue de cette étude une table d'expérience est construite pour chaque type de sélection médicale et chaque ancienneté significative.

Mots clefs : *risque décès, assurance emprunteur, sélection des risques, SMR, estimateur de Kaplan Meier, estimateur de HOEM, modèle linéaire généralisé, modèle de Cox.*

ABSTRACT

Competitiveness is forever increasing on the mortgage insurance market. It intervenes at all levels : in perpetually decreasing rates, in the acceptance of lighter and lighter risks at the subscription, but also in risk covering all through the contract thanks to the appearance of clauses that insure constant rates and irrevocable guarantees in the contracts general conditions.

In order to keep the technical margin, the aim is then to entice the least risky customers with attractive subscription rates and a least restrictive selection as possible for the prospect. Indeed, with a "minor" guarantee such as mortgage insurance, the quicker the subscription process is, the more chances has the deal to be concluded.

In that context, the agents on the market could well be tempted by an underwriting as limited as possible, a purely declarative one : such a policy would be definitely less costly at the subscription and much more attractive for the customers.

But what about its long term effect on the portfolio claim rates? Does the underwriting bring about a notable difference in claim rates ? If yes, does this difference strongly vary according to the chosen type of underwriting (medical questionnaire, health statement or medical examination with or without laboratory tests) ? Does it also vary in time ?

The purpose of this study is twofold : first, **we wish to ascertain a positive notable effect of the underwriting on the claim rates of the life insurance portfolio then to evaluate the extent and import of this effect through time using explanatory segments.** To achieve this, two methods have been tested :

- **The use of a Generalized Linear model (GLM) to show the underwriting effect :** historically used in general insurance, it's more and more often applied to life insurance because its advantage is to give both a validation and an evaluation of the extent of the effect, regardless of other factors.
- **The use of a Cox model to build benchmark experience tables** according to the type of underwriting, **and the calculation of ratios to the referent portfolio by duration, in order to quantify the underwriting effect through time for each benchmark table.**

The results of the study show a **positive notable effect of the underwriting, globally decreasing through time, and all the more important as the study of risks at the subscription is thorough.** At the end of this study, an experience table is built for each kind of underwriting and each significant duration.

Keywords : death risk, mortgage insurance, underwriting, SMR, Kaplan Meier estimator, HOEM estimateur, Generalized Linear model, Cox model.

REMERCIEMENTS

En préambule à ce mémoire, je souhaite adresser mes remerciements les plus sincères à toutes les personnes qui m'ont apporté leur aide et qui ont contribué à l'élaboration de ce mémoire.

Je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance à l'Institut de Science Financière et d'Assurances pour leur gentillesse et pour les connaissances qu'ils m'ont permis d'acquérir au cours de cette formation.

Je remercie également mon tuteur Didier RULLIERE pour sa disponibilité, ses conseils avisés et l'intérêt qu'il a accordé à cette étude, ainsi que Gérald MONCHANIN, mon directeur de mémoire, qui m'a toujours poussée et guidée tout au long de mes études d'actuariat ainsi que dans la constitution de mon mémoire.

J'adresse mes vifs remerciements à notre experte des risques aggravés Sandrine MURILLON et à tous les membres de l'équipe du service Actuariat d'April Santé Prévoyance qui se sont toujours rendus disponibles dans la bonne humeur et dont la collaboration et les conseils ont été précieux.

Je remercie enfin chaleureusement tous ceux de mon entourage personnel qui m'ont soutenue et encouragée dans la réalisation de mon mémoire.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	9
1. L'ASSURANCE EMPRUNTEUR ET LA SÉLECTION DES RISQUES EN FRANCE	11
1.1. LE MARCHÉ DE L'ASSURANCE EMPRUNTEUR EN FRANCE	11
1.1.1. L'assurance emprunteur	11
1.1.2. Les risques couverts	11
1.1.3. Quelques chiffres sur l'assurance emprunteur en 2010	14
1.1.4. Le positionnement d'April Santé Prévoyance	18
1.2. LA SÉLECTION DES RISQUES EN FRANCE	19
1.2.1. L'asymétrie d'information	19
1.2.2. L'encadrement de la sélection des risques par l'assureur	21
1.2.3. Focus sur la sélection médicale	24
1.3. LES CONTRAINTES RÉGLEMENTAIRES	29
1.3.1. La sélection médicale : impératifs techniques et éthiques	29
1.3.2. Les risques aggravés	32
1.3.3. La loi Lagarde	33
1.3.4. L'enregistrement et l'utilisation des données relatives aux risques aggravés	35
2. LA BASE D'ÉTUDE ET SA SINISTRALITÉ	36
2.1. LA CONSTRUCTION DE LA BASE DE DONNÉES	36
2.1.1. Le périmètre de l'étude	36
2.1.2. Les caractéristiques du portefeuille étudié	37
2.2. UNE ANALYSE PUREMENT DESCRIPTIVE DE LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE	46
2.2.1. La projection de la sinistralité de la population française moyenne sur notre portefeuille	46

2.2.2. Les résultats	49
3. LA CONSTRUCTION DE LA TABLE D'EXPÉRIENCE GLOBALE	63
3.1. LA PRISE EN COMPTE DES DONNÉES CENSURÉES ET TRONQUÉES	63
3.1.1. Les censures	63
3.1.2. Les troncatures	64
3.2. L'ESTIMATION DU TAUX BRUT DE SINISTRALITÉ VIA L'ESTIMATEUR DE KAPLAN MEIER	64
3.2.1. La méthode de calcul	65
3.2.2. Les résultats	67
3.3. L'ESTIMATION DU TAUX BRUT DE SINISTRALITÉ VIA L'ESTIMATEUR DE HOEM 67	
3.3.1. La méthode de calcul	68
3.3.2. Les résultats	68
3.4. LE CHOIX DE L'ESTIMATEUR	69
3.5. L'AJUSTEMENT DES TAUX BRUTS SUR LA BASE DES LOGITS	70
3.5.1. La méthode de calcul	71
3.5.2. Les résultats	72
4. L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE	77
4.1. LA MISE EN EVIDENCE DE L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE VIA LE MODÈLE GLM	78
4.1.1. Le Modèle Linéaire Généralisé (GLM)	79
4.1.2. La construction du modèle	82
4.1.3. Les résultats	85
4.2. LA QUANTIFICATION DE L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE DANS LE TEMPS	91
4.2.1. La construction des tables référentes via le modèle de Cox	91
4.2.2. Le calcul des rapports de sinistralité	99
4.2.3. Les tables d'expérience avec ancienneté	103
5. LES CONCLUSIONS DE L'ÉTUDE	105

BIBLIOGRAPHIE	108
ANNEXE 0 – QUELQUES EXEMPLES D'OUTILS DE SÉLECTION DE RISQUES	110
A. LA DÉCLARATION DE SANTÉ	110
B. LE QUESTIONNAIRE MÉDICAL	111
C. LES FORMALITÉS MÉDICALES	113
D. LA TARIFICATION DE SPORTS SPÉCIFIQUES	114
ANNEXE 1 – QUELQUES ARTICLES DE LOI RELATIFS À LA SÉLECTION DES RISQUES	115
A. LA DÉCLARATION DES RISQUES	115
B. L'EXAMEN DES CARACTÉRISTIQUES GÉNÉTIQUES	116
C. LE CONTRÔLE DE L'ASSUREUR PAR LA VISITE MÉDICALE	118
D. LA LOI LAGARDE	119
ANNEXE 2 – LES RÉSULTATS DU MODÈLE GLM	121
A. LE MODÈLE DES ASSURÉS NON MAJORÉS	121
B. LE MODÈLE DES ASSURÉS Y COMPRIS MAJORÉS	122

INTRODUCTION

L'assurance de prêt est une assurance de prévoyance spécifique car, contrairement aux autres produits de prévoyance, l'objectif premier du prospect n'est pas de s'assurer contre un risque de décès, d'incapacité ou d'invalidité, mais de contracter un emprunt dans le cadre d'un projet qui peut être soit personnel soit professionnel.

Une première sélection est donc effectuée par la banque, laquelle, avant d'octroyer le prêt, s'assure que les ressources financières de l'individu sont suffisantes pour honorer les annuités de remboursement.

Ensuite une véritable course contre la montre commence : les organismes d'assurance ont en général quelques jours pour inciter les meilleurs risques à souscrire leur contrat d'assurance de prêt chez eux.

Cette incitation porte sur les garanties mais surtout sur le prix et la facilité de souscription. A garanties égales, un prospect se dirigera plus volontiers vers une assurance qui peut être souscrite en un seul entretien, voire sur internet, plutôt que vers un organisme qui demande des analyses complémentaires en laboratoire, et ceci, même si le tarif est un peu plus élevé.

Cela ne signifie pas forcément que le prospect souhaite cacher son état de santé. Il peut souhaiter aussi souscrire de la façon la plus simple possible une garantie exigée par la banque dont il ne comprend peut-être pas forcément l'intérêt.

Il se joue alors un véritable bras de fer entre les commerciaux, réceptifs aux remarques de leurs prospects, et les services de sélection des risques et d'actuariat, garants de l'équilibre du portefeuille, qui ne souhaitent pas intégrer le mauvais risque de leurs concurrents à un tarif qui ne leur est pas adapté.

La question se pose donc régulièrement : sommes-nous certains de l'impact positif de la sélection sur la sinistralité de notre portefeuille ? Le cas échéant, de quelle ampleur est cet impact ?

L'objectif de cette étude est double : il s'agit de **s'assurer d'un effet significatif positif de la sélection médicale sur la sinistralité du portefeuille en décès / P.T.I.A.** et **d'estimer l'ampleur et la portée de cet effet dans le temps, selon des segments explicatifs à définir.**

La **section 1** du présent document vise à introduire **le marché de l'emprunteur dans son contexte actuel, la sélection des risques pratiquée en France, et les contraintes réglementaires qui régissent la profession dans ce domaine.**



Dans la **section 2**, nous décrivons le **travail réalisé en amont pour construire la base d'étude**, et nous nous emploierons à analyser cette base d'un point de vue purement descriptif. Une analyse globale de la sinistralité nous permettra de **comparer la sinistralité de la population du portefeuille étudié à celle de la population française**, pour des caractéristiques d'âge et de sexe similaire, de façon à s'assurer d'ores et déjà qu'un effet existe.

Dans la **section 3**, nous nous emploierons à **estimer dans un premier temps les taux de sinistralité de notre population par âge puis nous comparerons les courbes obtenues avec celles des tables réglementaires TH 00-02 et TF 00-02**.

Dans la **section 4**, nous analyserons l'effet de la sélection des risques selon deux étapes :

- **Etape 1 – La mise en évidence de l'effet de la sélection des risques par l'utilisation d'un modèle linéaire généralisé (GLM)** : nous appliquerons tout d'abord un modèle linéaire généralisé sur notre base d'étude dans le but d'identifier si la sinistralité du portefeuille évolue en fonction :
 - *de l'ancienneté* : l'objectif est de corroborer la thèse d'une sélection de risque efficace à la souscription et nous permettre d'identifier combien de temps la sélection des risques porte ses fruits ;
 - *du type de sélection médicale faite à la souscription du contrat d'assurance* : l'objectif est de assurer que la sélection des risques est d'autant plus efficace qu'elle est plus approfondie ;
 - *de la classe de tarifs appliquée* : l'objectif est de vérifier que les assurés détectés comme étant à risque à la souscription ont effectivement une sinistralité plus importante que la moyenne du portefeuille.
- **Etape 2 – La quantification de l'effet de la sélection des risques via l'utilisation d'un modèle de Cox pour la construction de tables référentes et le calcul de rapports de sinistralité à la population référente par ancienneté** : nous quantifierons les effets constatés en construisant une table d'expérience référente pour chaque type de formalité médicale à partir d'un modèle de Cox puis nous calculerons les rapports de sinistralité à appliquer à la population référente par ancienneté pour que ces tables prennent en compte l'évolution de l'efficacité de la sélection des risques dans le temps, selon le type de formalité médicale effectué à la souscription.

Nous concluons enfin sur les résultats obtenus et sur les travaux que nous pourrions réaliser ultérieurement pour agrémenter notre étude.

1. L'ASSURANCE EMPRUNTEUR ET LA SÉLECTION DES RISQUES EN FRANCE

L'objectif de ce chapitre est d'**exposer le marché de l'assurance emprunteur** dans son contexte actuel en France puis de décrire la **sélection des risques employée sur ce marché compte tenu des contraintes réglementaires**.

1.1. LE MARCHE DE L'ASSURANCE EMPRUNTEUR EN FRANCE

Les informations reportées dans ce chapitre ont pour objectif de donner une image globale de l'assurance emprunteur et de présenter la société au sein de laquelle cette étude a été menée.

1.1.1. L'assurance emprunteur

L'assurance emprunteur (également appelée « Assurance de prêt ») est une assurance de prévoyance temporaire (car limitée à la durée du crédit), exigée en général par les établissements de crédit pour accorder l'obtention d'un prêt. La souscription de celle-ci par l'emprunteur garantit dès lors à l'établissement de crédit le remboursement du montant du prêt restant à payer en cas de décès.

La garantie en cas de décès peut être complétée par des garanties d'assurance de personnes couvrant les risques d'incapacité, d'invalidité et éventuellement de perte d'emploi.

1.1.2. Les risques couverts

Les risques communément couverts par les contrats d'assurance emprunteur sont de cinq types :

- Le risque décès ;
- Le risque Perte Totale et Irréversible d'Autonomie ;

- Le risque d'Incapacité ;
- Le risque d'Invalidité ;
- Le risque Perte d'Emploi.

Ceux-ci sont définis ci-après.

a) Le risque Décès

La garantie en cas de décès assure à l'assuré, en cas de décès, le remboursement de l'intégralité du capital restant dû garanti au jour du décès au prêteur auprès duquel l'assuré a souscrit le prêt. Il peut être versé à un autre bénéficiaire désigné par l'adhérent sous réserve de l'accord écrit du prêteur.

Lorsque l'adhésion porte sur un contrat de crédit-bail, l'assureur verse la totalité des loyers à échoir et de la valeur résiduelle (option d'achat).

b) Le risque Perte Totale et Irréversible d'Autonomie

La garantie Perte Totale et Irréversible d'Autonomie (P.T.I.A.) intervient si l'assuré est considéré en état de Perte Totale et Irréversible d'Autonomie au regard de la définition formulée par l'assureur dans le contrat d'assurance de prêt. Selon l'assureur, il peut s'agir d'une inaptitude totale et irréversible à exercer une activité professionnelle et/ou d'un état plaçant l'assuré dans le besoin d'une assistance d'une tierce personne pour accomplir quelques-uns ou l'ensemble des actes ordinaires de la vie quotidienne : faire sa toilette, s'habiller, s'alimenter, se déplacer.

La P.T.I.A. est en général couplée avec le Décès et assimilée à celui-ci : il est alors versé au prêteur auprès duquel l'assuré a souscrit le prêt, l'intégralité du capital restant dû garanti au jour de la consolidation. Le paiement du capital met alors fin à l'assurance.

c) Le risque Incapacité

La garantie incapacité ou encore « Incapacité Temporaire Totale de travail » (I.T.T.) intervient si l'assuré est temporairement dans l'impossibilité complète et continue d'exercer sa profession (ou les actes de la vie quotidienne dans le cas d'un assuré sans emploi). Il peut s'agir d'une garantie d'incapacité totale ou partielle (on parle dans ce cas d'I.T.P.).

L'organisme assureur prend alors en charge, à compter de l'éventuelle franchise, les échéances de remboursement ou de loyer pendant la durée d'incapacité de travail.

d) Le risque *Invalidité*

La garantie invalidité ou encore « Invalidité Permanente Totale de travail » (I.P.T.) intervient si l'assuré est dans l'impossibilité d'exercer une profession quelconque, sans pour autant nécessiter l'assistance d'une tierce personne pour effectuer l'ensemble des actes ordinaires de la vie courante.

L'organisme assureur prend alors en charge, à compter de l'éventuelle franchise, les échéances de remboursement ou de loyer pendant la durée d'invalidité.

Certains contrats d'assurance de prêt proposent également une garantie d'invalidité supplémentaire spécifique aux professions médicales, assimilée au décès, qui intervient en cas d'invalidité professionnelle à 100%. Dans ce cas l'assureur verse au prêteur auprès duquel l'assuré a souscrit le prêt, l'intégralité du capital restant dû garanti au jour de la consolidation. Le paiement du capital met alors fin à l'assurance.

e) Le risque *Perte d'emploi*

Cette garantie couvre les licenciements sur Contrats de travail à Durée Indéterminée (CDI) pour lesquels Pôle emploi ou l'État versent des prestations. Elle ne couvre en général pas les périodes d'essai, les prises de préretraite, le chômage partiel, les démissions volontaires, la fin d'un contrat à durée déterminée (CDD), sauf éventuellement si celui-ci est intervenu pendant une période de chômage indemnisée.

Pour un même prêt, le montant total des indemnisations est toujours limité, par exemple à deux ou trois ans d'échéances, et soumis à une franchise.

Dans le cas où l'assuré se trouve en situation de chômage, l'assureur prend en charge partiellement ou totalement les échéances de remboursement ou de loyer (dans le cadre d'un crédit-bail) pendant la période de chômage dans les limites fixées au contrat.

Nous limiterons notre étude au seul risque décès / P.T.I.A.

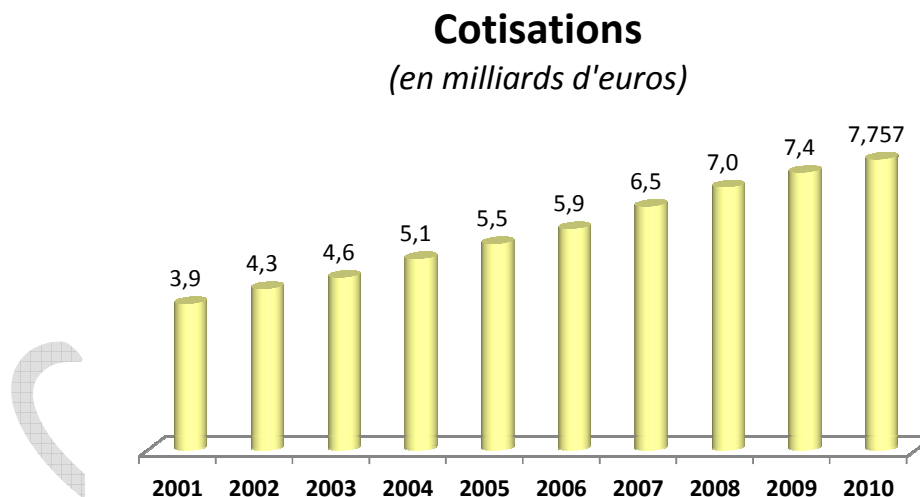
1.1.3. Quelques chiffres sur l'assurance emprunteur en 2010

Les chiffres présentés dans ce chapitre sont issus de l'enquête de la FFSA et du GEMA sur l'assurance emprunteur qui a été publiée le 13 septembre 2011. Ils ont pour objectif de situer le poids des cotisations récoltées sur ce marché en France et la façon dont ces cotisations se répartissent selon le type de prêt, de garantie ou de contrat.

a) Les cotisations en assurance emprunteur

Le montant des cotisations au titre des contrats d'assurance emprunteur s'élève en 2010 à **7 757 millions d'euros en 2010**, soit une progression d'un peu plus de 4 % par rapport à l'année 2009 (cf Figure 1.1).

Figure 1.1



Fin 2010, le montant de l'encours des prêts accordés aux ménages en France par les établissements de crédits atteint 1 038 milliards d'euros. Les cotisations d'assurance emprunteur représentent ainsi 0,7 % de l'encours des crédits des ménages en France en 2010.

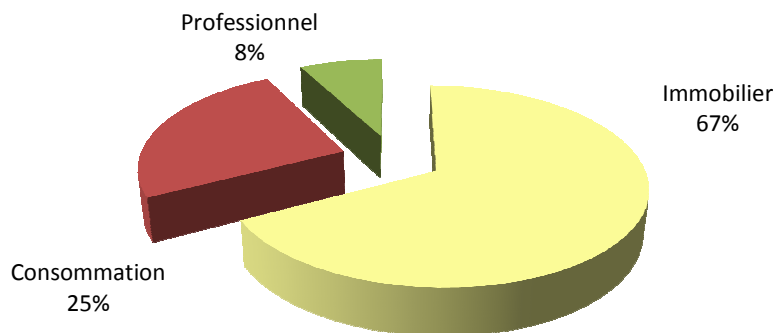
b) Les cotisations par type de prêts

Les cotisations d'assurance emprunteur selon le type de prêts se répartissent de la façon suivante pour l'année 2010 (cf Figure 1.2) :

- **67 % pour les prêts immobiliers (soit 5 219 millions d'euros) ;**
- 25 % pour les prêts à la consommation (soit 1 944 millions d'euros) ;
- 8 % pour les prêts professionnels (soit 594 millions d'euros).

Figure 1.2

Cotisations selon le type de prêts en 2010
(7,757 milliards d'euros)



En 2010, les cotisations des contrats d'assurance emprunteur ont connu une progression variable selon le type de prêts :

- en hausse pour les prêts immobiliers (+ 7 %) et pour les prêts professionnels (+ 6 %) ;
- en baisse pour les prêts à la consommation (- 2 %).

A noter que l'encours des crédits accordés en France par les établissements de crédits en 2010 a progressé de :

- 8 % pour les crédits à l'habitat (prêts immobiliers) ;
- 1 % pour les crédits de trésorerie (prêts à la consommation) ;
- 4 % pour les autres crédits (prêts professionnels) ;

soit des évolutions proches de celles des cotisations d'assurance emprunteur par type de prêts.

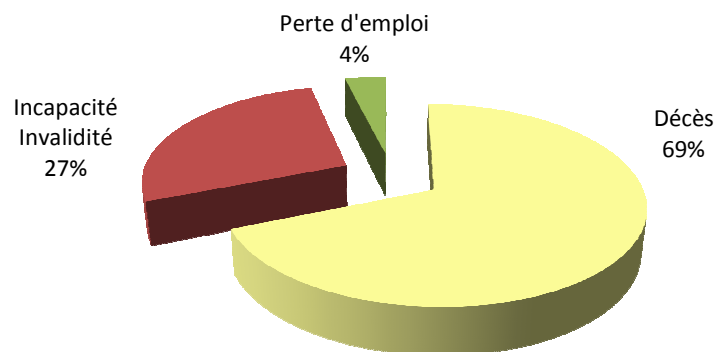
c) *Les cotisations par type de garanties*

Les cotisations d'assurance emprunteur selon le type de garanties se répartissent de la façon suivante pour l'année 2010 (cf Figure 1.3) :

- **69 % pour les garanties décès (soit 5 344 millions d'euros) ;**
- **27 % pour les garanties incapacité-invalidité (soit 2 119 millions d'euros) ;**
- **4 % pour les garanties perte d'emploi (soit 294 millions d'euros).**

Figure 1.3

Cotisations selon le type de garanties en 2010 (7,757 milliards d'euros)



En 2010, les cotisations relatives aux garanties décès ont connu une progression de :

- **5 % au titre des garanties décès ;**
- **3% au titre des garanties incapacité-invalidité ;**
- **1 % au titre des garanties perte d'emploi.**

d) *Les cotisations par type de contrats*

Depuis le 1er septembre 2010, l'établissement de crédit doit informer l'emprunteur qu'il peut souscrire l'assurance de prêt de son choix, auprès de cet établissement ou d'un autre établissement : on parle dans ce cas de « délégation d'assurance ». L'emprunteur est ainsi libre de choisir son assurance, dès lors que celle-ci présente des garanties au moins équivalentes au contrat proposé par sa banque.

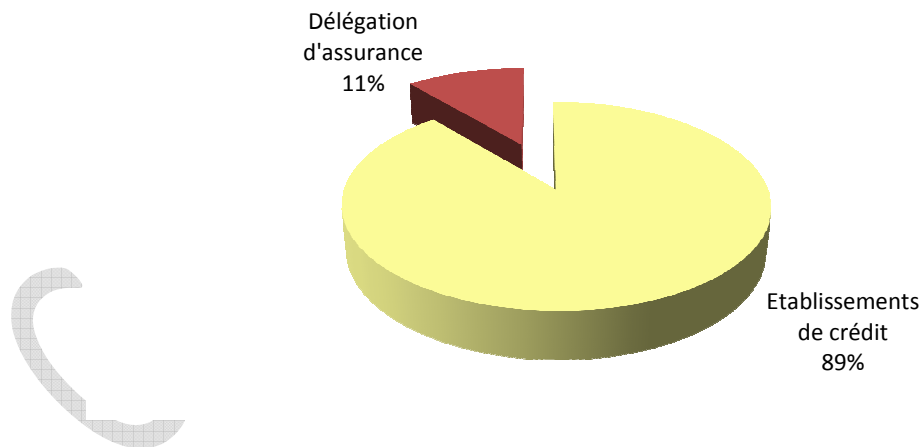
Les cotisations d'assurance emprunteur selon le type de contrats se répartissent de la façon suivante pour l'année 2010 (cf *Figure 1.4*) :

- 89 % au titre des contrats souscrits par un établissement de crédits pour leurs clients (soit 6 928 millions d'euros),
- **11 % au titre des contrats souscrits en délégation d'assurance** (soit 829 millions d'euros).

Figure 1.4

Cotisations selon le type de contrats en 2010

(7,757 milliards d'euros)



En 2010, les cotisations relatives aux contrats d'assurance emprunteur en délégation d'assurance ont progressé de 9 % et celles relatives aux contrats des établissements de crédits de 4 %. Ainsi, la part relative des cotisations en délégation d'assurance augmente d'1 point par rapport à 2009.

Pour les prêts immobiliers, la part relative des contrats en délégation d'assurance dans les cotisations est de 15 % en 2010. Cette part relative est de 5 % pour les prêts professionnels et de 1 % pour les prêts à la consommation.

1.1.4. Le positionnement d'April Santé Prévoyance

Le chapitre suivant a pour objectif de présenter la société dans laquelle cette étude a été conçue et son positionnement sur le marché de l'assurance.

a) *La société April Santé Prévoyance*

APRIL Santé Prévoyance est une **société du groupe APRIL créée en 1988** qui, en tant que **courtier grossiste spécialiste de l'assurance de personnes** :

- **conçoit et gère** des solutions d'assurance santé, prévoyance et assurance de prêt, pour les particuliers et les professionnels :
 - Complémentaire santé ;
 - Accidents de la vie ;
 - Capital décès ;
 - Garantie obsèques ;
 - Assurance dépendance ;
 - Assurance de prêt ;
 - Assurance de prévoyance pour les professionnels ;
- **assure la promotion** de ces produits auprès de distributeurs qui les commercialisent auprès du client final ;
- **met à la disposition de ses partenaires courtiers ou établissements bancaires**, sa qualité de service en leur proposant **des solutions sur-mesure sous marque blanche ainsi que de la gestion pour compte**, via son département « Grands Comptes ».

Les produits d'APRIL Santé Prévoyance sont distribués dans une **logique multicanale** : la distribution peut être soit intermédiée via un réseau de 13 000 assureurs-conseils en France, soit directe par l'intermédiaire des boutiques APRIL Santé ou sur le site Internet *www.april.fr*.

b) *Quelques chiffres*

Les chiffres suivants permettent de situer la société April Santé Prévoyance dans le marché de l'assurance :

- APRIL Santé Prévoyance assure plus d'un million de personnes.
- La société emploie 560 collaborateurs.
- Son chiffre d'affaires en 2011 atteint 215,5 Millions d'euros.

c) Le positionnement d'April Santé Prévoyance

Le positionnement d'April Santé Prévoyance est particulier puisqu'il crée des produits d'assurances en partenariat avec des assureurs et des réassureurs puis les gère au sein de sa société. Ce positionnement singulier lui permet d'être au plus près des problématiques terrains et des règles de gestion adoptées.

1.2. LA SÉLECTION DES RISQUES EN FRANCE

Dans ce chapitre, nous abordons la notion d'asymétrie d'information et les moyens que les assureurs mettent habituellement en œuvre pour réduire celle-ci ou du moins réduire son impact.

1.2.1. L'asymétrie d'information

Il s'agit du constat que chaque acteur du marché ne dispose pas des mêmes informations ou du moins n'en a pas la même interprétation.

L'approche économique fondée sur l'asymétrie d'information a été principalement initiée, en économie de l'assurance, par deux articles fondateurs : l'article d'Arrow (1963) et l'article de Rothschild et Stiglitz (1976).

Arrow fait notamment prévaloir que cette tarification imparfaite peut engendrer « une sélection adverse défavorable des risques » due au fait que les contrats qui ne discriminent pas suffisamment sont susceptibles d'attirer principalement les mauvais risques présents sur le marché.

L'asymétrie d'information entre l'assureur et l'assuré se manifeste par deux phénomènes : l'aléa moral et l'anti-sélection.

a) L'aléa moral

L'aléa moral concerne l'**influence du contrat d'assurance sur le comportement de l'assuré**. En effet, lorsqu'un agent économique est assuré, son comportement de « gestion du risque » est influencé par la couverture d'assurance, ce qui peut générer un accroissement du risque. Dans le cas de l'assurance emprunteur, un individu peut, par exemple, décider de

mettre fin à sa vie au-delà de la première année légale pour attribuer le capital à sa famille caution de l'emprunt.

L'aléa moral ne peut être détecté en amont de la souscription mais peut être réduit en aval via l'intégration au contrat d'éléments dissuasifs :

- *d'un délai de carence (également nommé « délai d'attente » ou période probatoire) : il s'agit d'une période fixée par le contrat commençant à courir à compter du jour de la souscription, au cours de laquelle la garantie ne s'applique pas. Les conséquences de sinistres survenus au cours de cette période ne sont alors pas garanties, même à l'expiration du délai de carence. L'ajout d'un délai de carence permet ainsi d'éviter la prise en charge d'affections ou d'accidents survenus de manière concomitante à la souscription et de mieux préserver l'aléa spécifique à toute opération d'assurance (exemple : délai d'attente légal de un an en cas suicide),*
- *d'exclusions de garanties : il s'agit d'une clause par laquelle l'assureur, lorsqu'il définit l'objet de sa garantie, manifeste sa volonté d'écarter de celle-ci certains événements ou certains types de dommages. Le Code des Assurances autorise les exclusions à conditions qu'elles soient formelles et limitées c'est-à-dire que leur contenu ne doit pas être sujet à interprétation (cf article L.113.1 du Code des Assurances). L'exclusion peut être :*
 - *directe : l'assureur énonce en toutes lettres ce qu'il exclut du champ d'application de la garantie contractuelle (exemple : exclusion des sinistres occasionnés lors d'un vol en ULM),*
 - *indirecte : l'assureur donne une définition positive du risque qui permet de déduire, par un raisonnement *a contrario*, que les dommages ou événements non compris dans celle-ci sont exclus (exemple : indemnisation d'un assuré sans emploi au titre de sa garantie incapacité si celui-ci est dans l'incapacité d'exercer les quatre actes de la vie quotidienne -> si l'assuré a la possibilité d'exercer au moins un des actes de la vie quotidienne, alors il n'est pas indemnisé)*

et doit être rédigée en caractères très apparents (cf article L.112-4 du Code des Assurances).

b) L'anti-sélection

Dans le cas de l'anti-sélection, l'assureur, confronté à des individus hétérogènes, se trouve dans **l'incapacité de distinguer les individus selon leur degré de risque**, et donc d'adapter la tarification de l'assurance. Il s'ensuit alors des dysfonctionnements de l'assurance puisque l'assureur ne dispose pas d'une information suffisante pour réaliser une adéquation entre les termes du contrat et les risques individuels.

Le phénomène s'accroît considérablement si les autres acteurs du marché parviennent à distinguer les risques et donc à adapter leur tarification ou leurs garanties. Par un système de vases communicants, l'assureur peut se retrouver rapidement avec un nombre important de personnes dont le risque est plus fort que la moyenne de son portefeuille, déséquilibrant celui-ci et plaçant l'assureur dans l'impossibilité de faire face à ses engagements. On parle alors de « sélection adverse défavorable des risques ».

L'enjeu des assureurs est donc de limiter au maximum l'anti-sélection :

- *en amont de la souscription par une sélection des risques* : il s'agit d'une opération par laquelle l'assureur exerce un choix parmi les risques proposés à la souscription, lui permettant d'écarter ou de dissuader par une majoration de tarifs, ceux qui lui paraissent susceptibles d'augmenter de manière significative la charge des sinistres et de compromettre l'équilibre technique de la mutualité dont il assure la gestion. Cette sélection des risques peut se faire au moyen de l'établissement d'un questionnaire portant sur : les antécédent médicaux, les projets de sports à risques et/ou la situation de résidence / de séjours. La sélection des risques peut également porter sur la profession ou la situation financière de l'individu combinée au montant de garanti souhaité.
- *en aval de la souscription par des éléments de contrat dissuasifs tels que* :
 - *le délai de carence durant lequel la garantie ne s'exercera pas (cf a) aléa moral*) : Fluet montre en 1991 que le fait de recourir à une période probatoire permet à l'assureur d'obtenir une information supplémentaire quant à la vraisemblance d'avoir affaire à un haut risque plutôt qu'à un bas risque. En effet, à l'instar de la franchise d'assurance, la période probatoire, qui s'inscrit dans le temps, est plus insupportable pour le haut risque que pour le bas risque. L'assureur peut alors jouer là-dessus puisque le haut risque serait prêt à payer plus cher que le bas risque, afin d'éviter d'endurer cette période probatoire,
 - *l'exclusion de sinistres* : l'ajout de clauses d'exclusions permet de s'affranchir de sélectionner certains risques ou de contribuer à combler les éventuelles lacunes du processus de sélection des risques. Par exemple, certains contrats d'assurance de prévoyance ont choisi d'exclure de leurs conditions générales les sinistres liés à un état de santé antérieur à la prise d'effet du contrat.

1.2.2. L'encadrement de la sélection des risques par l'assureur

Outre les facteurs généraux dont l'influence sur la mortalité sont connus (*exemple : sexe, âge, profession, etc.*), un certain nombre de facteurs particuliers peuvent modifier le risque. Il convient donc de détecter ces risques particuliers pour les écarter ou les accepter sous conditions, selon le cas.

Dans cet objectif, l'assurance prévoyance suscite un examen attentif des risques qui lui sont soumis de la part de l'assureur notamment sur les points suivants :

- *L'état de santé de l'assuré et ses antécédents physiologiques* : il s'agit d'apprécier l'état de santé d'un candidat à une assurance prévoyance pour détecter une éventuelle possibilité d'aggravation de risque, ou un risque de surmortalité avéré. C'est l'**élément fondamental de la sélection des risques**. On parle aussi de « **sélection médicale** ».

Remarque : L'étude des antécédents familiaux permettraient de mieux estimer l'état de santé de l'individu, la longévité étant considérée comme une caractéristique héréditaire. Cette étude n'est néanmoins pas autorisée en France dans un souci d'éthique (cf 1.3.1 a) Le questionnaire médical et les lois bioéthiques / L'examen des caractéristiques génétiques).

- *La déclaration à l'assureur de risques particuliers qui peuvent être liés* :
 - *à la situation professionnelle de l'assuré* : il s'agit de se prémunir contre certaines professions considérées comme à haut risque et qui ne sont en général pas exclues des conditions générales du contrat, de peur de les faire paraître trop strictes face aux concurrents. Cette sélection est en général effectuée à la souscription par le biais d'un questionnaire pour détecter et positionner sur un contrat spécifique toutes les professions à hauts risques telles que démineur, gendarme, etc.
 - *au lieu de résidence ou de séjour de l'assuré* : il s'agit de se prémunir contre les éventuels risques liés à l'état sanitaire ou politique d'un pays autre que la France ;
 - *aux éventuelles pratiques sportives de l'assuré* : il s'agit de se prémunir d'éventuelles pratiques à risque exercées dans le cadre du loisir du prospect comme, par exemple, le saut en parachute, le vol en ULM, l'alpinisme, etc.

si ces risques ne font pas l'objet d'une exclusion prévue au contrat.

- *La déclaration à l'assureur des autres contrats d'assurance souscrits* : l'assureur peut désirer connaître les autres contrats d'assurance emprunteur ou de prévoyance souscrits qui révéleraient une intention spéculative de l'assuré.

L'enjeu de ces examens pour l'assureur est de s'assurer à la souscription que le profil de l'assuré ne mettra pas en péril l'équilibre financier du portefeuille. Cet enjeu est d'autant plus fort si le contrat concerné propose, comme cela tend à se répandre sur le marché de l'assurance emprunteur :

- *l'irrévocabilité des garanties* : il s'agit de garantir à l'assuré qu'en dépit de son changement de situation personnelle, comme, par exemple :

- le changement de profession ;
- le changement de lieu de résidence ;
- la pratique d'un sport à risque ;
- la consommation de tabac ;
- etc.

celui-ci est toujours assuré dans les mêmes conditions que celles fixées à la souscription.

- *le maintien de tarifs* : il s'agit de garantir à l'assuré que malgré l'évolution de la sinistralité du portefeuille d'assurés auquel il appartient, ses conditions tarifaires resteront les mêmes (aucune revalorisation de tarifs ne sera pratiquée tout au long du contrat).

Autant dire que l'exercice est périlleux puisqu'aucun recours n'est possible en cas de sous-tarifification au regard du profil d'assurés. La sélection des risques en sera donc d'autant plus renforcée.

Afin d'attribuer le tarif adéquat à chaque profil d'assuré, les sociétés d'assurances peuvent, sur la base d'indicateurs statistiques corrélés au risque des individus, établir des catégories de population. Si l'information statistique utilisée est pertinente, cette procédure aboutit à la constitution de différents groupes de clientèle pour lesquels la proportion de hauts risques est différente. Une tarification adaptée aux caractéristiques de chaque catégorie peut alors être mise en place.

La **classification statistique des risques** a un double avantage : elle permet d'améliorer la sélection lors de la souscription du contrat d'assurance et elle contribue à diminuer l'intensité de l'anti-sélection. Sous certaines conditions, Hoy (1982) montre même que la classification statistique aboutit à la constitution de groupes de moindres risques qui peuvent obtenir de meilleures conditions d'assurance, cela sans que les assurés des autres catégories soient pénalisés.

La sélection porte usuellement sur les risques les plus forts mais elle peut également porter sur les « bons risques » dans le but d'attirer les meilleurs profils via l'octroi de conditions tarifaires allégées. On parle alors de **sélection « Positive »** (également appelée « tarif préférentiel » ou « Preferred ») : il s'agit de segmenter le groupe des individus dont le risque est considéré comme étant standard selon des facteurs dont l'influence est connue pour être significativement favorable. Ces facteurs peuvent être soit :

- *Déclaratifs* : il s'agit de facteurs tels que la pratique de l'activité physique, l'Indice de Masse Corporel via le poids et la taille, l'absence de consommation de tabac ou d'alcool, l'absence de prise de traitement, etc.;



- *Mesurables* : il s'agit de facteurs mesurés objectivement via des analyses comme le taux de cholestérol, la glycémie, les chiffres tensionnels, etc.

1.2.3. Focus sur la sélection médicale

La sélection médicale étant le point crucial de la sélection des risques en assurance prévoyance, nous avons choisi de définir plus précisément celle-ci et d'indiquer quelles conditions doivent être respectées en la matière.

a) *Le processus de sélection médicale*

La sélection médicale correspond à l'ensemble des techniques permettant d'apprécier l'état de santé d'un candidat à une assurance prévoyance afin de détecter une éventuelle aggravation de risque, ou risque de surmortalité, qu'il représente pour l'assureur.

L'assureur peut subordonner la souscription du contrat à (cf ANNEXE 0 – QUELQUES EXEMPLES D'OUTILS DE SÉLECTION MÉDICALE) :

- *la signature d'une Déclaration d'État de Santé (DES)* : L'assuré déclare être d'accord avec l'ensemble des éléments inscrits dans la déclaration d'état de santé en émargeant et en datant le document. Cette voie de souscription est en général limitée aux assurés qui souscrivent de faibles capitaux (<250 000 euros) et dont l'âge à la souscription ne dépasse pas 45 ans ;
- *l'établissement d'un Questionnaire de Santé (QS)* : L'assuré répond à chacune des questions inscrites dans le questionnaire soit en cochant une case « Oui » / « Non », soit en mentionnant à la main « Oui » / « Non ». Dans le cas d'un risque potentiel, il est demandé au prospect d'apporter des précisions ou de transmettre des pièces complémentaires nécessaires à l'étude du dossier. Il est indifféremment appelé « questionnaire médical » ou « questionnaire de santé » ;
- *une visite médicale de contrôle et/ou des analyses complémentaires* : Lorsque le questionnaire fait état de certains antécédents médicaux ou lorsque le capital souscrit dépasse un montant seuil au regard de l'âge de l'individu concerné, l'assureur peut demander à l'assuré de passer une visite médicale chez un praticien. L'examen médical porte sur les différentes données que les statistiques révèlent importantes pour évaluer les risques de mortalité et se solde par la rédaction d'un rapport médical. La visite peut s'accompagner, selon le seuil de capital atteint, d'analyses de sang, d'urines, d'un électrocardiogramme voire d'une mammographie dans le cas d'une femme ou d'une analyse du Prostatic Specific Antigen (PSA) dans le cas d'un homme.



La visite médicale et les analyses apportent aux assureurs l'avantage considérable de constituer des informations objectives chiffrées sur l'état de santé de l'assuré (exemples : comptes rendus opératoires, résultats d'analyses de sang, etc.), contrairement aux deux autres méthodes qui sont purement déclaratives (donc soumises à la bonne foi de l'assuré) et moins exhaustives. Elles sont néanmoins plus onéreuses pour l'assureur qui prend en général en charge les frais liés aux examens médicaux demandés à la souscription.

Depuis 2000, deux nouveaux processus de sélection ont vu le jour aux Etats Unis et tendent à se répandre dans d'autres pays dont la France : la « télé-interview » et la « télé-souscription » :

- **La « télé-interview »** (également appelée « tele-Interviewing ») : le prospect est contacté par des personnes expérimentées (infirmiers, tarificateurs, ...) qui rassemblent les informations nécessaires à l'étude du risque (médicales et financières) puis les communiquent au service de sélection des risques qui se charge de prendre une décision ;
- **La « télé-souscription »** : le prospect est contacté par des personnes qui rassemblent les informations nécessaires à l'étude du risque (médicales et financières) et intègrent instantanément ces informations dans un logiciel qui permet la prise immédiate de décision.

Cette voie de souscription est d'autant plus attractive qu'elle permet une décision rapide sur la base d'informations fiables (car la conversation est enregistrée avec accord préalable de l'assuré) et ciblées en fonction du passif de chaque assuré, tout cela pour un coût moindre.

Quel que soit le mode de sélection choisi, plusieurs cas peuvent se présenter selon la connaissance de l'état de santé par l'assuré et son intention de la révéler ou pas :

- *L'assuré sait qu'il est malade et doit l'indiquer dans son questionnaire mais il ne souhaite pas le communiquer à l'assureur, de peur que sa prime soit majorée* : l'assuré est alors accepté en tarif normal et l'assureur aura la charge en cas de sinistre de prouver la fausse déclaration intentionnelle de l'assuré ;
- *L'assuré sait qu'il est malade et le communique de bonne foi à l'assureur*, que la sélection médicale mise en place l'incite à le déclarer ou pas : dans ce cas le dossier est étudié par la cellule médicale et le médecin conseil qui peuvent demander des pièces complémentaires pour statuer sur les conditions d'acceptation du dossier ;
- *L'assuré sait qu'il est malade mais il n'a besoin de l'indiquer* puisque la sélection médicale mise en place ne permet pas de capter cette information : l'assuré est alors accepté en tarif normal et l'assureur n'a aucun recours autre qu'une exclusion portant sur les états antérieurs pour se prémunir contre la survenance d'un éventuel sinistre ;
- *L'assuré est malade mais il ne le sait pas* : selon la sélection médicale employée, l'assureur peut avoir la possibilité d'identifier cette information et d'adapter le cas échéant ses conditions d'acceptation du contrat. L'opération est dans ce cas délicate car l'assuré ne comprend pas en général pourquoi ses conditions d'acceptation se trouve modifiées alors qu'il se sent en parfaite santé ;

- *L'assuré est en bonne santé* : dans ce cas, l'assuré bénéficie automatiquement du tarif et des conditions d'acceptation standards.

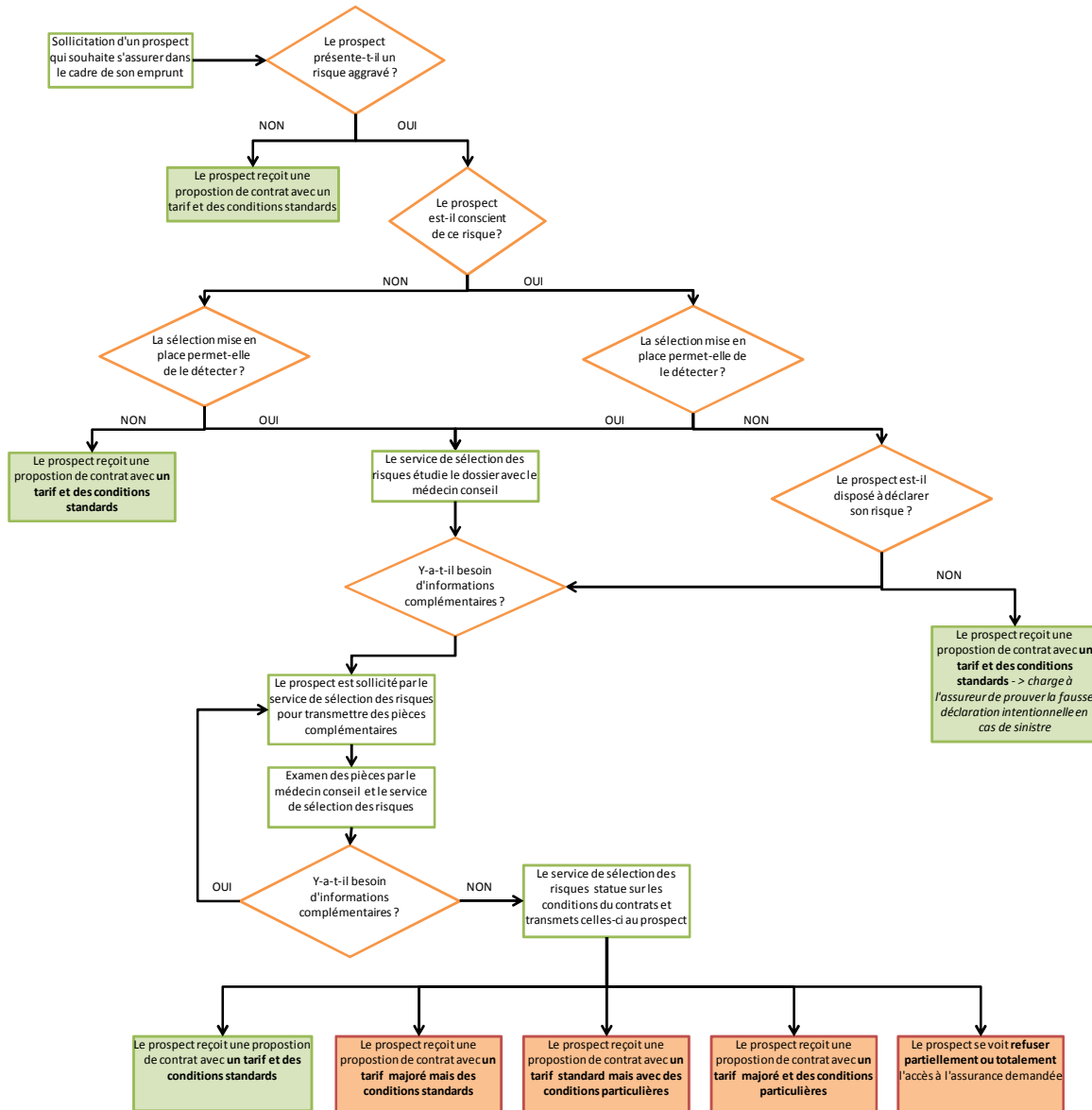
Lorsqu'une aggravation du risque est constatée, l'assureur a plusieurs possibilités :

- *Accepter le risque sous certaines conditions* : l'assureur peut prévoir des délais de carence, proposer des surprimes, exclure certaines maladies (*exemple : exclusion des sinistres liés à une pathologie psychiatrique*) à condition d'apporter la preuve que leur cause est antérieure à la souscription du contrat (article 3 de la Loi Évin du 31 décembre 1989), ou exclure une ou plusieurs garanties. Dans le cadre de notre étude, seule la garantie P.T.I.A. peut être soumise à une exclusion totale ou partielle. La garantie décès est obligatoire et ne fait pas l'objet de conditions particulières.
- *Refuser le risque* : l'assureur n'est pas tenu de se soumettre à la loi du 12 juillet 1990 sur la protection des personnes contre les discriminations en raison de leur état de santé ou d'un handicap. Il n'est pas passible de poursuites pénales pour discrimination (cf article 225-3 du Code Pénal). Il s'efforce néanmoins d'offrir des assurances spécifiques à certains malades : cardiaques, cancéreux, séropositifs, hémophiles, etc. Par ailleurs des solutions ont été mises en place dans le cadre de la convention BELORGEY en 2001 puis au sein de la convention AERAS (S'Assurer et Emprunter avec un Risque Aggravé de Santé) depuis le 6 janvier 2007, pour élargir l'accès à l'assurance et à l'emprunt des personnes ayant ou ayant eu un problème grave de santé (cf 1.3.2 *les risques aggravés*).

Selon la gravité du risque estimé, l'assureur peut décider d'accorder exceptionnellement un tarif et des conditions standards en considérant que la mutualisation permettra de « noyer » le sur-risque compte tenu du volume du portefeuille.

Le schéma de la *Figure 1.5* permet de résumer le processus de sélection médicale précédemment défini :

Figure 1.5



Ce processus est identique pour la sélection des autres risques tels que les risques de séjour, les risques professionnels ou les risques liés aux sports.

b) Le secret médical

L'ensemble du corps médical est soumis au secret médical comme part du secret professionnel (article 4, alinéa 1^{er}, Code de déontologie médicale). Il couvre tout ce qui est venu à la connaissance du corps médical dans l'exercice de sa profession, c'est-à-dire non seulement ce qui lui a été confié mais également ce qu'il a vu, entendu ou compris (article 4, alinéa 2, Code de déontologie médicale).

Cette exigence s'étend également à toutes les personnes amenées à utiliser les données confidentielles à caractère médical. Plus précisément, le Code de bonne conduite concernant la collecte et l'utilisation de données relatives à l'état de santé en vue de la souscription ou l'exécution d'un contrat d'assurance, annexé à la convention Belorgey, organise de la façon suivante la préservation du secret médical dans les organismes d'assurance :

- *Le service médical des sociétés d'assurance* : Les sociétés d'assurances concernées doivent disposer d'un service médical apte à analyser et à conserver les informations, placé sous l'autorité d'un médecin chef dont l'indépendance technique et morale est garantie. Ce service est composé d'un personnel spécifique, formé au traitement des données médicales et astreints au secret professionnel, situé dans des locaux dans lesquels une protection sociale des dossiers et des informations est assurée et bénéficiant de circuits propres à assurer la confidentialité des données médicales vis-à-vis des services administratifs. Le médecin Chef coordonne l'activité des autres médecins, donne son avis médical sur les dossiers de souscription ou de règlement qui sont soumis au service médical, conseille l'organisme d'assurance en matière de sélection des risques, de prévention et de règlement, participe à la définition des normes d'acceptation, à l'élaboration des questionnaires médicaux et des formulaires de déclaration des sinistres ainsi qu'à l'information des services techniques en matière médicale.
- *La souscription des contrats d'assurance* : Les questionnaires médicaux, qui ne doivent comporter aucune question concernant le caractère intime de la vie privée, et en particulier de la vie sexuelle, sont transmis au service médical par le candidat à l'assurance. Celui-ci est informé qu'il peut les transmettre sous pli cacheté et déclare dans le formulaire accepter cette communication. Le service médical émet un avis sur les dossiers comportant des documents confidentiels, des rapports médicaux et plus généralement qui soulèvent un problème d'appréciation médicale. Cet avis est transmis au service chargé de l'acceptation des risques. Le candidat est informé de la décision de la société et de la possibilité de saisir le médecin conseil pour information complémentaire.

1.3. LES CONTRAINTES RÉGLEMENTAIRES

Ce chapitre a pour vocation de présenter les contraintes réglementaires auxquelles sont soumis les assureurs dans le cadre de la sélection des risques liés à l'état de santé de l'assuré.

Remarque : Tous les articles cités dans ce chapitre figurent en Annexe 1 – QUELQUES ARTICLES RELATIFS A LA SÉLECTION DES RISQUES du présent document.

1.3.1. La sélection médicale : impératifs techniques et éthiques

La sélection médicale est conforme à la technique de l'assurance qui a pour fondement la recherche individuelle de la sécurité par une technique mathématique de mutualisation des risques.

Cependant, **cet aspect technique de l'activité de l'assurance peut se heurter à des considérations sociales, humanitaires ou commerciales qui doivent être pris en compte.**

a) *Le questionnaire médical et les lois bioéthiques*

La rédaction et le remplissage du questionnaire médical par l'assuré sont soumis aux contraintes réglementaires suivantes.

✓ La déclaration des risques

Les articles L.113-8 et L.113-9 du Code des Assurances précisent que l'assuré doit permettre à l'assureur de se faire une opinion exacte du risque à garantir, en remplissant avec sincérité et précision le questionnaire médical annexé à sa proposition :

En revanche, **depuis la loi du 31 décembre 1989, l'assuré n'est plus tenu de déclarer « toutes les circonstances connues de lui » et donc de répondre au-delà des**

questions posées par l'assureur. Depuis cette loi, l'article L113-2-2° du Code des assurances impose seulement « de répondre exactement aux questions posées par l'assureur ». Si la sélection des risques comporte des lacunes, l'assureur n'a donc pas de recours dans le cas de survenance d'un sinistre.

✓ **La convention AERAS**

La convention AERAS précise que **le prospect doit prendre « seul connaissance du questionnaire de santé » mais peut être assisté par son interlocuteur à sa demande :**

« [...] S'agissant des contrats liés à un emprunt, afin de respecter la confidentialité, les établissements de crédit veillent à ce que le candidat à l'assurance, lorsqu'il est présent dans les locaux de l'agence bancaire, prenne seul connaissance des dispositions et questions figurant dans le questionnaire de santé. Afin de se conformer à l'exigence de confidentialité, il y répond seul quel que soit le support utilisé qu'il s'agisse d'un support papier ou d'une procédure informatique sécurisée ; il lui est proposé de le remplir seul soit sur place soit à son domicile. Toutefois, à sa demande, le client peut être assisté par son interlocuteur pour remplir le questionnaire. En ce cas, avant de l'assister le conseiller bancaire lui rappelle les règles de confidentialité définies dans le code de bonne conduite annexé à la présente convention. »

La convention AERAS précise également les instructions de rédaction du questionnaire médical :

«3) Les questionnaires de santé respectent les principes suivants :

a) les questions posées sont précises et portent sur les événements relatifs à l'état de santé (ex : existence d'une rente d'invalidité, intervention chirurgicale ...), les pathologies recherchées, les arrêts de travail et de situations liées à la protection sociale (ex : exonération du ticket modérateur ...) ;

b) les questionnaires de santé ne font aucune référence aux aspects intimes de la vie privée, et notamment à la sexualité ;

c) dans l'hypothèse d'une question portant sur des tests de dépistage, elle ne porte que sur les sérologies virales, notamment sur les virus des hépatites B et C ou sur celui de l'immunodéficience humaine et sous la forme suivante :

« Avez-vous ou non subi un test de dépistage des sérologies, portant en particulier les virus des hépatites B et C ou sur celui de l'immunodéficience humaine, dont le résultat a été positif ? A quelle date ? »

✓ L'examen des caractéristiques génétiques

Les informations telles que celles issues de tests génétiques et d'examens portant sur les gènes sont juridiquement interdites car elles représentent une menace au plan éthique.

Les questions posées trouvent en effet leur limite dans l'article 16-10 du Code civil, né des lois bioéthiques du 29 juillet 1994, et modifié par celle du 6 août 2004, qui stipule que « **l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne ne peut être entrepris qu'à des fins médicales ou de recherche scientifique** », et en outre que « **le consentement exprès de la personne doit être recueilli par écrit préalablement à la réalisation de l'examen après qu'elle ait été dûment informée de sa nature et de sa finalité** ».

Par ailleurs, la loi punit d'un an d'emprisonnement et de 15 000 euros d'amende le fait de procéder à l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne à des fins autres que médicales ou de recherche scientifique (article 226-25 du Code pénal), tout comme celui de détourner de leur finalité médicale ou scientifique les informations recueillies sur les caractéristiques génétiques d'une personne (article 226-26 du Code pénal).

La loi du 4 mars 2002 relative aux droits des malades défend par ailleurs aux organismes d'assurance proposant une couverture en cas d'invalidité ou de décès de tenir compte des résultats de l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne demandant à bénéficier des garanties, « même si ceux-ci leur sont transmis par la personne concernée ou avec son accord ». En outre elle interdit de « poser toute question relative aux tests génétiques et à leurs résultats » et « de demander à une personne de se soumettre à des tests génétiques avant que ne soit conclu le contrat et pendant la durée de celui-ci » (article L.1114-1 du Code de Santé Publique, reproduit selon la technique du code pilote et du code suiveur dans l'article L.133-1 du Code des assurances).

b) Le contrôle de l'assureur par la visite médicale et les analyses

Comme nous l'avons précisé auparavant (cf 1.2.3 a) *Le processus de sélection médicale*), la décision de l'assureur peut nécessiter un examen médical réalisé par un médecin examinateur rémunéré par l'assureur à cet effet et accompagnée ou non d'analyses complémentaires. **Le cas échéant, le rapport médical et les résultats des éventuels analyses réalisées ne**

doivent être en aucun cas communiqués aux intermédiaires d'assurances, agents ou courtiers.

Par ailleurs, **le recours à une visite médicale ou à des tests doit être justifié par l'importance des montants souscrits.** En effet, la convention AERAS précise qu' « *il ne peut être demandé au candidat à l'assurance de se soumettre à de tels tests que si l'importance des capitaux souscrits ou les informations recueillies par le questionnaire de risques le justifient* ».

c) La déclaration des aggravations du risque en cours de contrat

Les assurances en cas de décès sont précisément souscrites pour garantir les aggravations mortelles de l'état de santé des assurés. Cette aggravation est une donnée de la condition humaine telle que chaque jour écoulé rapproche d'autant l'assuré de la date inconnue de son décès. **Les aggravations de l'état de santé n'ont donc pas à être déclarées en cours de contrat, les articles L.113-2 3° et L.113-4 du Code des assurances n'étant pas applicables dans ce cas.**

Par ailleurs, les dispositions de l'article L.112-2, al. 5 du Code des assurances selon lesquelles la proposition faite par lettre recommandée de modifier un contrat est considérée comme acceptée si l'assureur ne refuse pas cette proposition dans les dix jours, n'est pas applicable aux assurances sur la vie (et notamment en cas de décès). Ceci est lié au danger d'anti-sélection : l'assuré peut être en effet tenté de modifier son contrat en fonction de l'évolution de son état de santé.

1.3.2. Les risques aggravés

Les risques aggravés sont des risques dont la probabilité de survenance ou l'intensité est supérieure à celle présentée habituellement par des risques de même catégorie. En assurance prévoyance, ils sont souvent la conséquence d'un état de santé plus fragile résultant d'une maladie, d'un état antérieur.

L'accès à l'assurance devient un vrai enjeu pour les personnes candidates à l'emprunt placées de par les aléas de la vie en situation de risque de santé aggravé du fait d'une maladie ou d'un handicap, dans la mesure où l'assurance emprunteur est souvent une condition sinequanone d'obtention des prêts.

La profession s'est donc mobilisée depuis 1991 pour faire progresser l'accès à l'assurance et au crédit des personnes présentant un risque aggravé de santé. La convention AERAS révisée est l'aboutissement de ce long processus.

Les différentes étapes du processus sont rappelées ci-dessous :

- **Une première convention conclue en septembre 1991 entre les Pouvoirs publics et les professionnels de l'assurance** a apporté des aménagements tangibles, notamment en matière de traitement des données médicales, à l'assurance décès des prêts immobiliers pour les personnes séropositives. Cependant, ce dispositif, outre son champ d'application restreint, n'a répondu que de façon partielle aux attentes qu'il avait suscitées.
- **Une deuxième convention, dite « convention Belorgey »,** a ainsi été négociée en 2001 et signée le 19 septembre 2001 entre les pouvoirs publics, les professionnels, les associations de consommateurs et les associations représentant les personnes malades ou handicapées. Cette convention a permis de faire progresser l'assurabilité des personnes présentant un risque de santé aggravé, ainsi que la prise de conscience des difficultés auxquelles elles étaient confrontées. Elle s'est également traduite par l'instauration d'une commission de suivi et de propositions, d'une section scientifique et d'une section de médiation.
- Après plusieurs années d'application, les partenaires de la convention Belorgey considérant que des progrès étaient encore nécessaires ont négocié au printemps 2006 **une nouvelle convention, dénommée AERAS, « s'Assurer et Emprunter avec un Risque Aggravé de Santé », qui a été signée le 6 juillet 2006 et est entrée en vigueur le 7 janvier 2007.** La loi 2007-131 du 31 janvier 2007 relative à l'accès au crédit des personnes présentant un risque aggravé de santé est venue apporter une consécration législative au dispositif conventionnel.
- Trois ans plus tard, les signataires de la convention AERAS ont souhaité rendre la convention plus ambitieuse, en particulier sur la garantie invalidité, et améliorer son effectivité. Cette négociation qui s'est déroulée entre les mois de janvier et octobre 2010 a abouti à **la convention actuelle en vigueur depuis le 1er mars 2011.**

Remarque : La convention AERAS révisée est disponible sur le site d'AERAS : <http://www.aeras-infos.fr/>

1.3.3. La loi Lagarde

L'article 21 de la Loi Lagarde du 1er juillet 2010 donne au futur emprunteur le choix de son assurance. L'établissement de crédit prêteur ne peut pas :



- modifier les conditions de taux proposés en contrepartie de son acceptation d'un contrat par délégation ;
- refuser, en cas de délégation d'assurance, le contrat d'assurance apporté par le futur emprunteur dès lors que ce contrat présente le même niveau de protection que le contrat d'assurance de groupe qu'il propose.

L'établissement de crédit doit motiver sa décision de refus d'une délégation d'assurance.

Véritable révolution pour les banques, les assurés et les délégataires, la loi Lagarde modifie ainsi en profondeur le concept même de l'assurance emprunteur telle qu'elle était jusqu'à présent appliquée.

Il s'agit néanmoins de l'aboutissement d'un long et progressif processus de réformes et de diverses mesures instaurées antérieurement :

- *19 septembre 2001* : signature de la Convention Belorgey.
- *12 décembre 2001* : entrée en application de la loi MURCEF (Mesures Urgentes de Réformes à Caractère Économique et Financier) s'attaquant aux diverses offres groupées proposées par les banques (cf article L.312-1-2 du Code Monétaire et Financier) : « est interdite la vente ou offre de vente de produits ou de prestations de services groupés, sauf lorsque les produits ou prestations de services inclus dans l'offre groupée, ne peuvent être achetés individuellement, ou lorsqu'ils sont indissociables ».
- *6 janvier 2007* : Entrée en application de la Convention AERAS remplaçant ainsi la convention Belorgey.
- *25 novembre 2008* : Annonce officielle de la future Loi Lagarde. Devant la presse, Christine Lagarde fait part de sa volonté d'engager une vaste réforme de l'assurance emprunteur.
- *1er juillet 2009* : Apparition du dispositif préalable à la mise en place de la Loi Lagarde et de la fiche d'information sur l'assurance emprunteur. Les établissements prêteurs sont désormais dans l'obligation d'informer leurs clients sur chaque aspect de l'assurance emprunteur mais également sur la possibilité de souscrire l'assurance de crédit de leur choix sous réserve que celle-ci apporte des garanties équivalentes.
- *27 avril 2010* : Adoption par l'Assemblée nationale, en première lecture, du projet de réforme du crédit à la consommation au sein duquel prend place le volet de la Loi Lagarde concernant l'assurance emprunteur.
- *Juin 2010* : Vote par les sénateurs de la réforme de l'assurance emprunteur dite « Loi Lagarde ».
- *Juillet 2010* : Publication de la Loi Lagarde au Journal Officiel.
- *Septembre 2010* : Entrée en vigueur des principales dispositions de la Loi Lagarde portant sur la réforme du crédit à la consommation et la lutte contre l'endettement avec notamment la suppression de la disposition législative qui autorise les banques, à



l'occasion d'une demande de crédit immobilier, à imposer au consommateur d'adhérer au contrat d'assurance emprunteur qu'elles commercialisent. Les banques doivent désormais motiver tout refus d'assurance déléguée et il leur être interdit de moduler le taux d'intérêt du crédit selon que l'emprunteur décide ou non de prendre une assurance déléguée.

Ce changement de réglementation est une véritable aubaine pour les assureurs individuels qui ont vu ces dernières années s'amenuiser leur part de marché, du fait de la concurrence des banques. D'ores et déjà de nouveaux venus ont fait leur incursion sur ce marché à l'exemple des mutuelles sans intermédiaires et des acteurs plus « anciens » qui se sont repositionnés.

Pour contrer la montée de l'assurance individuelle, les banques ont dû adapter leurs contrats et leurs pratiques en intégrant plus de souplesse dans leurs contrats. Elles ont été également contraintes de revoir leurs outils d'aide à la vente, leurs argumentaires commerciaux et d'accroître la formation de leurs réseaux pour répondre à la nécessité de justifier tout refus de délégation (possible seulement s'il n'y a pas équivalence des garanties).

1.3.4. L'enregistrement et l'utilisation des données relatives aux risques aggravés

Depuis le 1^{er} novembre 1990, l'élaboration de tout fichier nominatif de risques aggravés est formellement prohibée par la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés (CNIL) dans un souci de défense des libertés individuelles, de l'exigence éthique en matière médicale et de l'observance juridique du secret professionnel.

C'est ainsi que le Groupement technique des assurances de personnes s'est vu supprimer le fichier des risques aggravés enregistrant de manière nominative toutes les personnes non acceptées au tarif normal par les sociétés adhérentes (personnes surprimées ou refusées) qu'il avait constitué depuis 1955.

Les nécessités techniques de connaissance et de tarification des risques ont toutefois imposé la constitution de références statistiques anonymes dont se servent les réassureurs pour mettre à disposition de leurs cédantes des logiciels de sélection automatique des risques aggravés. Ces outils ont une double fonction de présélection et de tarification des risques aggravés : l'analyse informatique du questionnaire médical calcule les pourcentages éventuels de surmortalité, en temps réel et toutes les informations sont protégées par un code secret.

La CNIL demeure vigilante devant toute résurgence du fichier des risques aggravés et les dérives éthiques graves que les progrès du diagnostic génétique peuvent générer.

2. LA BASE D'ÉTUDE ET SA SINISTRALITÉ

L'objectif de ce chapitre est double : il s'agit de **décrire la façon dont a été constituée la base de données sur laquelle nous nous sommes appuyés pour réaliser notre étude** puis d'apporter un **premier regard purement descriptif sur la sinistralité du portefeuille observé**.

2.1. LA CONSTRUCTION DE LA BASE DE DONNÉES

La première étape de notre analyse consiste à construire la base d'informations sur laquelle porte notre étude.

2.1.1. Le périmètre de l'étude

L'étude réalisée porte sur le périmètre défini ci-dessous.

a) Les produits étudiés

Les produits d'assurance analysés dans cette étude sont tous les produits d'assurance emprunteur April Santé Prévoyance, hors risques aggravés, assurés par AXERIA PREVOYANCE.

b) La période d'observation

Le portefeuille est observé sur la période du 1^{er} août 2008 au 31 juillet 2011 avec un recul de 5 mois sur les sinistres.

Dans la pratique, nous observons que la plupart des sinistres en cas de décès ou de P.T.I.A. sont constatés dans les 3 mois qui suivent la date de leur survenance.

c) Les restrictions de périmètre

Les assurés comportant les caractéristiques suivantes ont été supprimés du périmètre de l'étude :

- *Les personnes dont le tarif de leur contrat d'assurance de prêt a été augmenté, par une majoration ou un pour-millage, en raison d'un risque spécifique identifié (sportif, professionnel, lié au lieu de résidence ou médical) ;*
- *Les personnes pour lesquelles les données analysées ne sont pas renseignées et ne peuvent pas être déduites.*

Les affaires annulées et reconnues comme telles en date d'arrêt de l'analyse ont également été supprimées du périmètre de l'étude.

d) Le comptage des sinistres

Tous les décès et P.T.I.A. survenus lors de la période d'observation sur le portefeuille étudié puis indemnisés sont pris en compte dans le cadre de cette étude.

Nous avons fait le choix d'étudier les sinistres indemnisés plutôt que les sinistres observés car la garantie P.T.I.A. peut faire l'objet d'un rajout d'exclusion dans les conditions particulières du contrat à l'issue du processus de sélection des risques.

2.1.2. Les caractéristiques du portefeuille étudié

L'étude porte sur **471 728 assurés** soit **1 198 397 années d'observation** et **739 sinistres indemnisés dans le cadre de la garantie décès / P.T.I.A** d'une assurance de prêt.

Nous avons analysé les facteurs qui nous paraissent être les plus intéressants pour expliquer la sinistralité dans le cadre de notre étude :

- L'âge ;
- Le type de sélection médicale :
 - la déclaration d'état de santé ;
 - le questionnaire de santé ;
 - le questionnaire de santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires.
- L'ancienneté de l'assuré dans le portefeuille ;

- Le sexe ;
- La taille du courtier ;
- Le capital assuré.

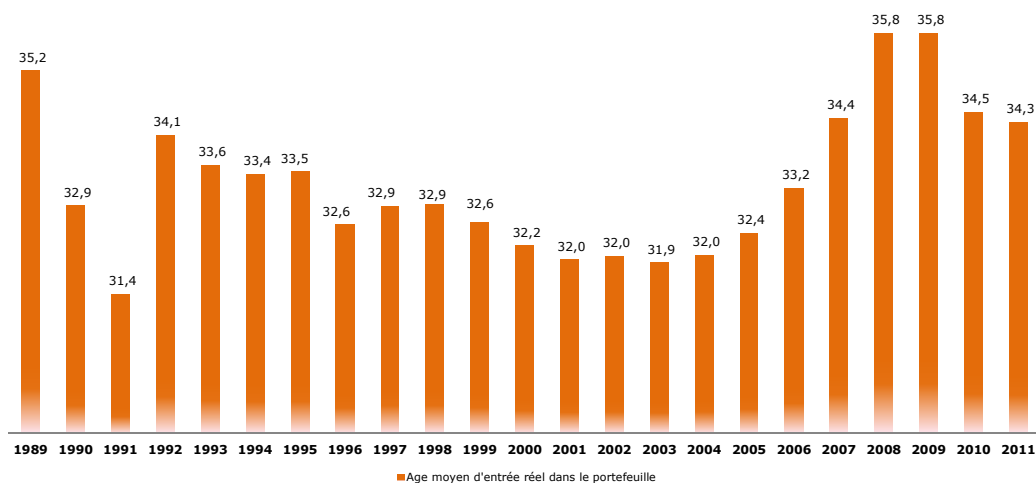
a) L'analyse par âge

L'âge utilisé dans le cadre de cette analyse correspond à l'âge réel de l'individu.

L'**âge moyen de souscription** constaté sur le portefeuille est de **33 ans**. Sur le graphique présenté en *Figure 2.1*, nous remarquons que, selon les différentes années de souscription (et donc selon les versions de produits commercialisés), il peut être plus faible de 1,6 point ou plus élevé de 2,8 points par rapport à cette moyenne.

Figure 2.1

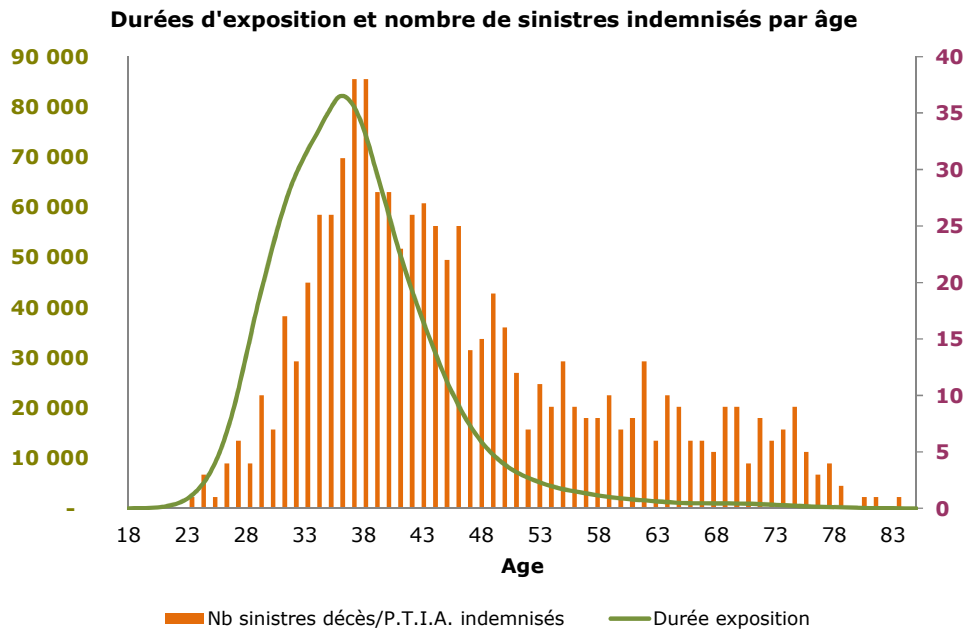
Age moyen d'entrée par année de souscription



L'**âge moyen d'entrée en observation** est quant à lui de **36,6 ans**.

Sur le graphique de la *Figure 2.2*, nous constatons que **85% de la durée d'observation totale se situe entre 30 et 50 ans** et **65% des sinistres en décès / P.T.I.A. indemnisés** surviennent entre ces âges.

Figure 2.2



b) L'analyse par formalité médicale passée à la souscription

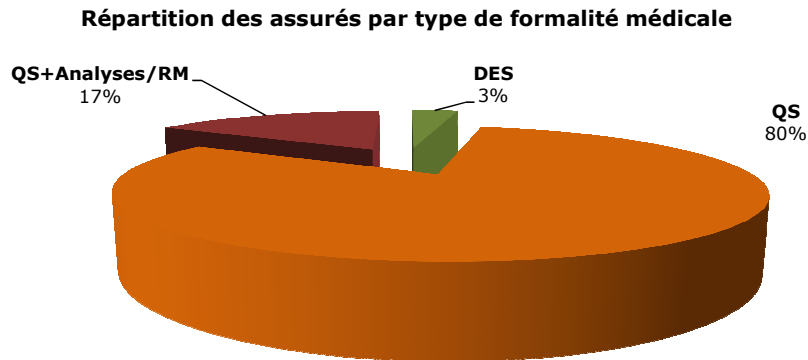
La base de données source n'intégrant pas l'information concernant le type de formalité médicale auquel a été soumis chaque assuré à la souscription, nous avons tenté d'estimer cette information sur la base des capitaux garantis cumulés par assuré et de l'âge à la souscription calculé en millésime (il s'agit de l'âge au 31 décembre de l'année de la souscription), en fonction des formalités médicales demandées pour chaque version de produit d'assurance emprunteur. Seules les souscriptions via une DES ne sont pas estimables mais peuvent être distinguées par le seul code produit.

Sur la *Figure 2.3*, il apparaît que **80% des assurés du portefeuille observé ont souscrit leur contrat d'assurance de prêt via un simple questionnaire de santé (QS)**.

Seulement 17% des assurés ont souscrit via des formalités médicales poussées (visites médicales et éventuelles analyses).

La part des assurés ayant souscrit leur contrat par une simple déclaration d'état de santé est, quant à elle, très faible (3%).

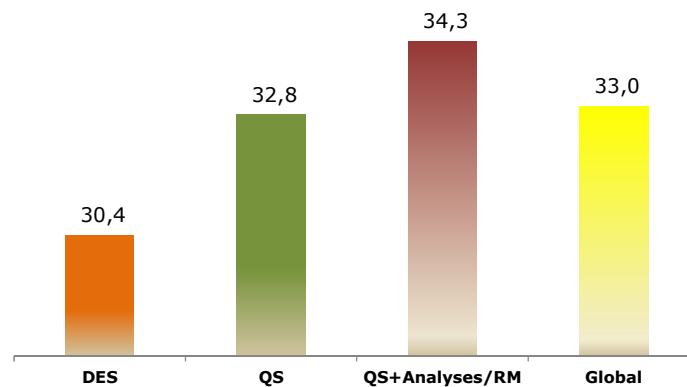
Figure 2.3



Nous observons également sur la *Figure 2.4* que les assurés ayant souscrit un contrat d'assurance via une visite médicale sont plus âgés à la souscription de 3,9 ans que les assurés ayant souscrit via une DES.

Figure 2.4

Age moyen à la souscription selon le type de Formalités médicales



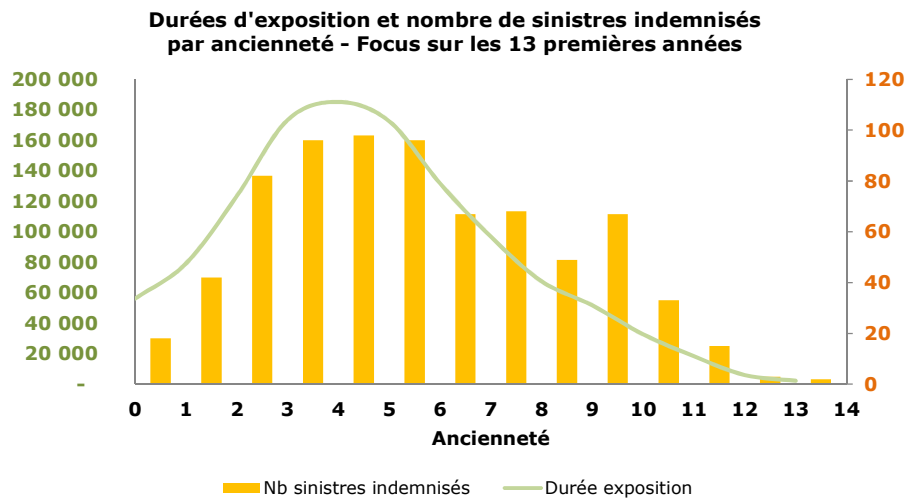
c) *L'analyse par ancienneté*

L'ancienneté considérée dans le cadre de cette analyse correspond à l'ancienneté de l'individu dans le portefeuille.

L'ancienneté moyenne en portefeuille observée est de 4,7 ans.

Nous observons par ailleurs, sur la *Figure 2.5*, que 85% de l'observation du portefeuille est réalisée sur une ancienneté comprise entre 0 et 7 ans.

Figure 2.5



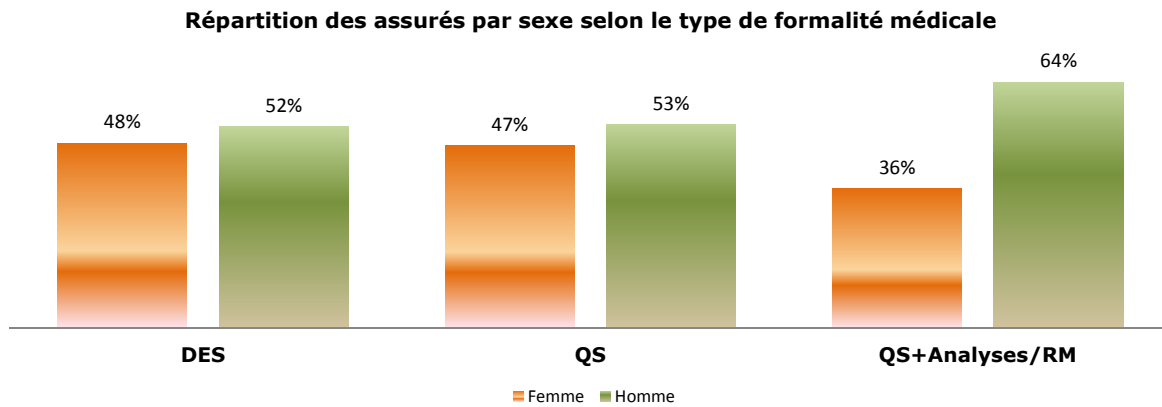
La volumétrie semble assez forte pour que nous puissions analyser l'effet de la sélection des risques dans le temps, a minima sur les cinq premières années.

d) L'analyse par sexe

La population assurée étudiée se compose à **45% de femmes**.

En revanche, si nous observons uniquement la part des femmes qui ont dû se soumettre à une visite médicale pour souscrire leur contrat d'assurance de prêt (cf *Figure 2.6*), celle-ci est plus faible de 9 points.

Figure 2.6



Cela est principalement dû à deux facteurs :

- Les femmes sont en moyenne plus jeunes, lors de la souscription de leur contrat d'assurance, de 1,8 ans que les hommes dans notre portefeuille (cf Figure 2.7) ;
- Elles souscrivent des capitaux moins importants de 18% que les hommes (cf Figure 2.8).

Figure 2.7

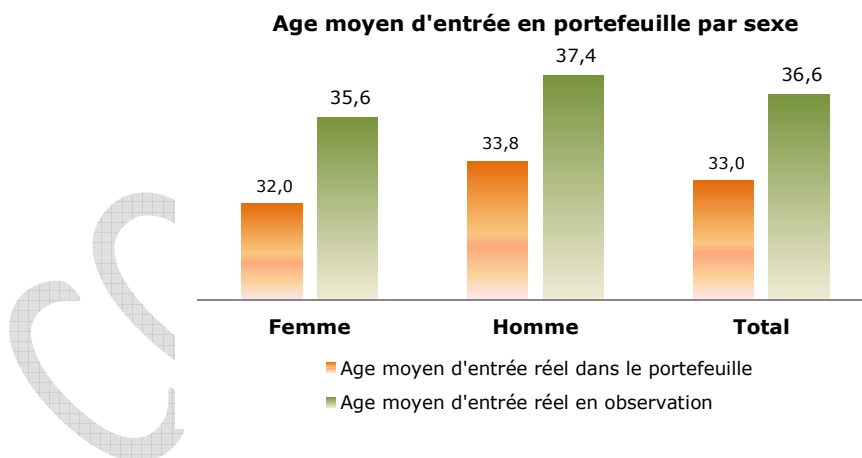
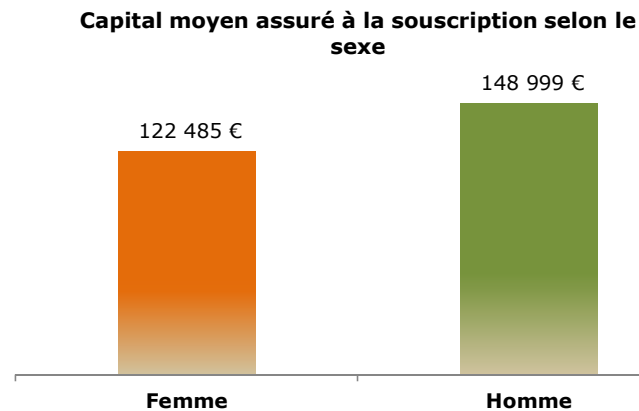


Figure 2.8

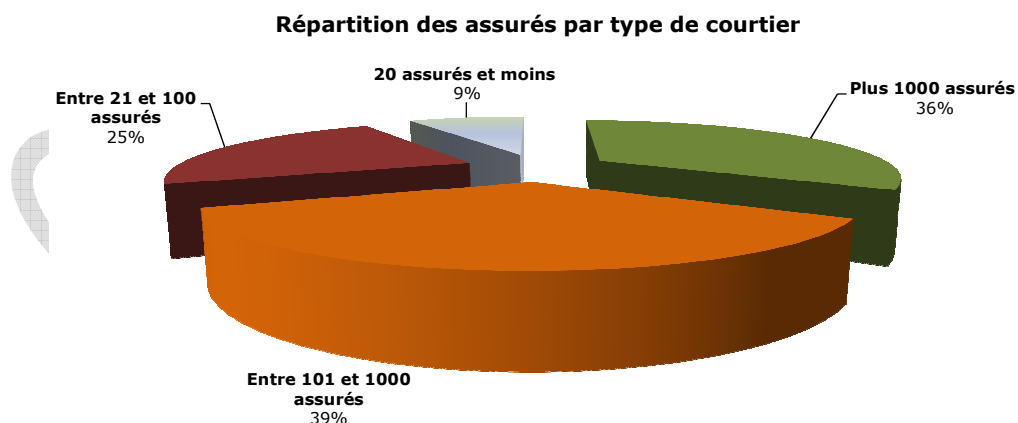


e) L'analyse par la taille du courtier

En nous inspirant de l'assurance collective pour laquelle aucune sélection médicale n'est pas effectuée à la souscription, nous avons souhaité tester l'évolution de la sinistralité selon le nombre d'assurés gérés par le courtier.

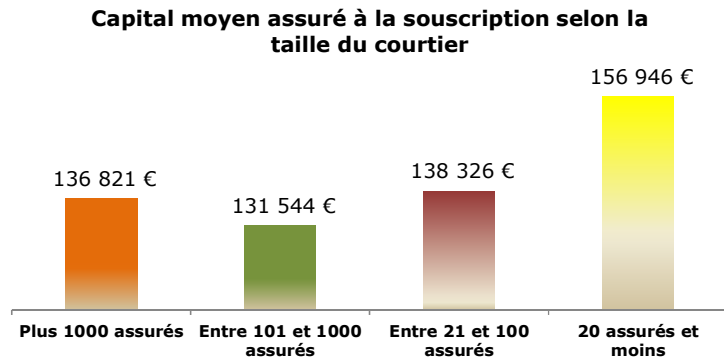
Sur la *Figure 2.9*, nous observons que les trois quarts des assurés sont issus de courtiers dont la taille dépasse 100 assurés présents dans le portefeuille observé. Seul 9% des assurés possèdent moins de 20 assurés parmi le portefeuille observé.

Figure 2.9



La *Figure 2.10* montre que les courtiers de plus petites taille sont les courtiers pour lesquels les capitaux souscrits sont les plus importants.

Figure 2.10



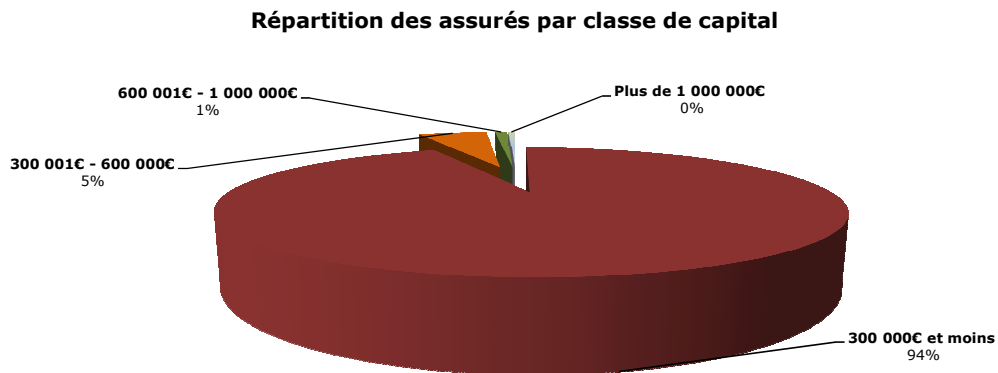
f) *L'analyse par capital assuré*

Le capital assuré est calculé en cumulant pour chaque assuré observé les capitaux sous risque en assurance emprunteur.

Pour analyser l'effet du capital assuré par tête sur la sinistralité, nous avons construit quatre classes de capitaux selon les seuils de capitaux les plus fréquemment utilisés pour déterminer le type de formalités médicales à accomplir.

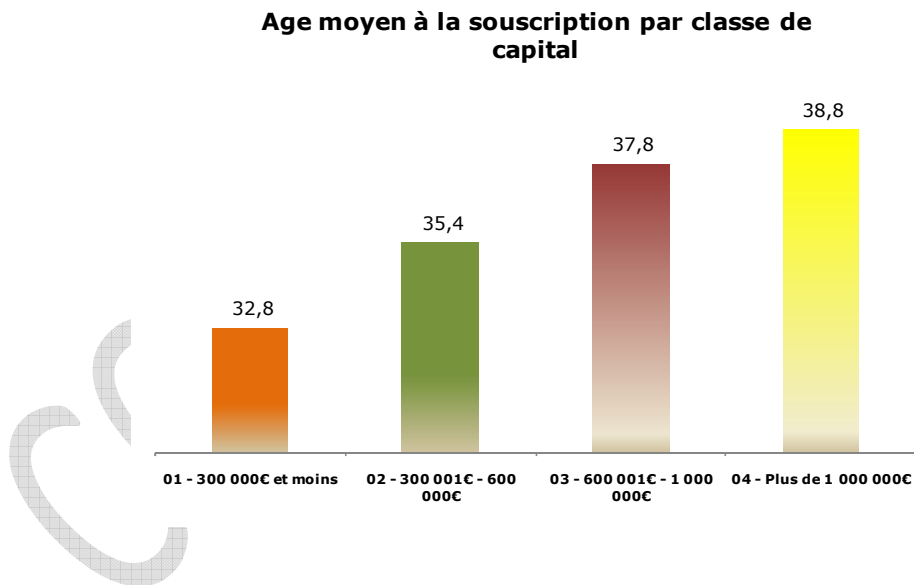
Sur la *Figure 2.11*, nous observons que 99% des assurés ont un capital garanti cumulé de moins de 600 000€. Le faible volume sur les capitaux importants laisse présager qu'il sera difficile de retirer des résultats de ce facteur.

Figure 2.11



Nous constatons également sur la *Figure 2.12* que l'âge moyen à la souscription est croissant avec la classe des capitaux garantis cumulés par assuré.

Figure 2.12



2.2. UNE ANALYSE PUREMENT DESCRIPTIVE DE LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE

Afin de tester la pertinence de notre sélection des risques, une première approche consiste à comparer la sinistralité de notre portefeuille à celle de la population moyenne française.

En effet, si la sélection des risques était inefficace, théoriquement, nous devrions avoir une sinistralité supérieure à celle de la population française (en raison des phénomènes d'anti-sélection et d'aléa moral), pour un portefeuille de mêmes caractéristiques, même si, en pratique, nous savons que les personnes souscrivant une assurance emprunteur :

- ont un objectif principal : acquérir un bien ou une société, ce qui diminue le risque d'anti-sélection ;
- sont d'une catégorie socioprofessionnelle supérieure à celle des français en moyenne, les banques s'assurant que les personnes aient assez de ressources pour emprunter (les emprunts de notre portefeuille ne concernent pas de prêts à la consommation).

Nous avons donc comparé la sinistralité globale du portefeuille à celle de la population française selon les mêmes segments que ceux analysés au chapitre 2.1.2 *Les caractéristiques du portefeuille étudié*.

2.2.1. La projection de la sinistralité de la population française moyenne sur notre portefeuille

Afin de comparer la sinistralité du portefeuille avec celle de la population française, nous avons choisi de calculer l'Indice Comparatif de Mortalité (également appelé « Standardized Mortality Ratio » ou « SMR ») en nous appuyant sur l'article « Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population » issu du CépiDc. Nous avons donc appliqué les caractéristiques de notre portefeuille en termes d'âge et de sexe sur les tables de mortalité publiées par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques et homologuées par arrêté du ministre de l'économie et des finances : les tables TH 00-02 et TF 00-02.

a) Le calcul du nombre de décès attendu

Soient :

- $L_x^{TH\ 00-02}$ le nombre d'hommes vivants à l'âge x inscrit dans la table de mortalité réglementaire TH 00-02 ;
- $d_x^{TH\ 00-02}$ le nombre d'hommes décédés entre l'âge x et l'âge $x+1$ déduit de la différence entre le nombre d'hommes vivants à l'âge x et du nombre d'hommes vivants à l'âge $x+1$ inscrits dans la table de mortalité réglementaire TH 00-02 :

$$d_x^{TH\ 00-02} = L_x^{TH\ 00-02} - L_{x+1}^{TH\ 00-02}$$

Alors la probabilité de décéder pour un homme entre l'âge x et l'âge $x+1$ selon la table de mortalité réglementaire TH 00-02 s'écrit de la façon suivante :

$$q_x^{TH\ 00-02} = \frac{L_x^{TH\ 00-02} - L_{x+1}^{TH\ 00-02}}{L_x^{TH\ 00-02}} = \frac{d_x^{TH\ 00-02}}{L_x^{TH\ 00-02}} \quad (2.1)$$

Soient :

- $L_x^{TF\ 00-02}$ le nombre de femmes vivantes à l'âge x inscrit dans la table de mortalité réglementaire TF 00-02 ;
- $d_x^{TF\ 00-02}$ le nombre de femmes décédées entre l'âge x et l'âge $x+1$ déduit de la différence entre le nombre de femmes vivantes à l'âge x et le nombre de femmes vivantes à l'âge $x+1$ inscrits dans la table de mortalité réglementaire TF 00-02 :

$$d_x^{TF\ 00-02} = L_x^{TF\ 00-02} - L_{x+1}^{TF\ 00-02}$$

Alors la probabilité de décéder pour une femme entre l'âge x et l'âge $x+1$ selon la table de mortalité réglementaire TF 00-02 s'écrit de la façon suivante :

$$q_x^{TF\ 00-02} = \frac{L_x^{TF\ 00-02} - L_{x+1}^{TF\ 00-02}}{L_x^{TF\ 00-02}} = \frac{d_x^{TF\ 00-02}}{L_x^{TF\ 00-02}} \quad (2.2)$$

A partir de ces taux de sinistralité, nous avons estimé le nombre de décès des hommes et des femmes selon la mortalité de la population française à partir de l'estimateur de HOEM (pour tenir compte des censures et des tronçures cf 3.1.LA PRISE EN COMPTE DES DONNÉES CENSURÉES ET TRONQUÉES) en prenant comme hypothèse que la variable aléatoire D_x représentant le nombre de décès suit une loi binomiale (cf 3.3.L'ESTIMATION DU TAUX BRUT DE SINISTRALITÉ VIA L'ESTIMATEUR DE HOEM).

Soient :

- n_x^H la durée d'exposition sous risque constatée dans notre portefeuille à l'âge x sur les hommes ;
- n_x^F la durée d'exposition sous risque constatée dans notre portefeuille à l'âge x sur les femmes ;

Alors nous estimons le nombre de décès attendu à l'âge x si la sinistralité du portefeuille était similaire à celle des tables réglementaires TH 00-02 et TF 00-02 par la somme des décès estimés pour les hommes et des décès estimés pour les femmes :

$$\hat{d}_x^{TH TF 00-02} = \hat{d}_x^{TH 00-02} + \hat{d}_x^{TF 00-02} = q_x^{TH 00-02} \times n_x^H + q_x^{TF 00-02} \times n_x^F \quad (2.3)$$

b) Le calcul du SMR

Le SMR est le rapport multiplié par 100 entre le nombre de décès observé et le nombre de décès attendu. Il se traduit donc par la formule suivante :

$$SMR = \frac{d_x}{\hat{d}_x^{TH TF 00-02}} \times 10^2 \quad (2.4)$$

Avec :

- $\hat{d}_x^{TH TF 00-02}$ le nombre de décès attendu à l'âge x si la sinistralité du portefeuille était similaire à celle des tables réglementaires TH 00-02 et TF 00-02 ;
- d_x le nombre de décès observé sur le portefeuille à l'âge x .

A l'aide des formules 2.1, 2.2, et 2.3, nous obtenons une formulation du nombre de décès attendu :

$$\hat{d}_x^{TH TF 00-02} = \frac{L_x^{TH 00-02} - L_{x+1}^{TH 00-02}}{L_x^{TH 00-02}} \times n_x^H + \frac{L_x^{TF 00-02} - L_{x+1}^{TF 00-02}}{L_x^{TF 00-02}} \times n_x^F \quad (2.5)$$

A partir des expressions 2.4 et de 2.5, nous en déduisons finalement la formule suivante :

$$SMR = \frac{d_x}{\frac{L_x^{TH 00-02} - L_{x+1}^{TH 00-02}}{L_x^{TH 00-02}} \times n_x^H + \frac{L_x^{TF 00-02} - L_{x+1}^{TF 00-02}}{L_x^{TF 00-02}} \times n_x^F} \times 10^2 \quad (2.6)$$

Avec :



- d_x le nombre de décès observé sur le portefeuille à l'âge x ;
- $L_x^{TH\ 00-02}$ le nombre d'hommes vivants à l'âge x inscrit dans la table de mortalité réglementaire TH 00-02 ;
- $L_x^{TF\ 00-02}$ le nombre de femmes vivantes à l'âge x inscrit dans la table de mortalité réglementaire TF 00-02.

c) Le test du SMR

Nous avons ensuite vérifié que le SMR est significativement différent de 100.

Soient :

$$(H_0) SMR = 100$$

$$(H_1) SMR \neq 100$$

Sous H_0 le nombre de décès observé suit une loi Binomiale que nous pouvons approcher via une loi normale dans le cas où celui-ci n'est pas trop faible :

$$d_x \sim N\left(\hat{d}_x^{TH\ TF\ 00-02}, \sqrt{\hat{d}_x^{TH\ TF\ 00-02}}\right)$$

En centrant et en réduisant la variable aléatoire d_x , nous obtenons alors la statistique suivante :

$$\Delta_{SMR} = \frac{d_x - \hat{d}_x^{TH\ TF\ 00-02}}{\sqrt{\hat{d}_x^{TH\ TF\ 00-02}}} \sim N(0,1)$$

2.2.2. Les résultats

Remarque préalable : Les résultats présentés dans ce chapitre ont été calculés en omettant les sinistres indemnisés en P.T.I.A, les tables réglementaires ne prenant en compte que la sinistralité en cas de décès. L'inclusion des sinistres en P.T.I.A. ne change néanmoins pas la méthode utilisée puisque la survenance de la P.T.I.A. est assimilée au décès et met fin au contrat. La loi binomiale reste donc adaptée ainsi que la formule utilisée. Comme nous constatons que les sinistres liés à une P.T.I.A. représentent 5% des sinistres du portefeuille

étudié, il suffit alors de majorer les résultats présentés en décès de 5% pour avoir les rapports de sinistralité incluant les sinistres P.T.I.A.

a) La sinistralité globale du portefeuille

Le nombre de décès indemnisés est égal à 30,1% de celui attendu si nous appliquons les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques (en termes d'âge et de sexe), soit un taux de sinistralité 3,3 fois inférieur à celui attendu avec les tables réglementaires :

$$SMR_{Assurance\ de\ prêt} = 30,1$$

Cet écart semble significatif puisque sur la *Figure 2.13*, nous constatons que la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 0,1% du nombre de décès estimé sur les tables réglementaires est 2,7 fois supérieure à la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 0,1% du nombre de décès estimé sur le portefeuille.

Nous avons confirmé cette hypothèse en calculant le test du SMR :

$$\Delta_{SMR}^{Assurance\ de\ prêt} = 33.7 \gg 3.29$$

L'écart ne s'explique pas totalement par la nature du contrat et la pré-sélection des banques car, si nous effectuons le même exercice sur les contrats d'assurance temporaire décès du même assureur comportant une sélection de risques et des conditions générales similaires, le nombre de décès observés est égal à 42.5% de celui attendu si nous appliquons les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques :

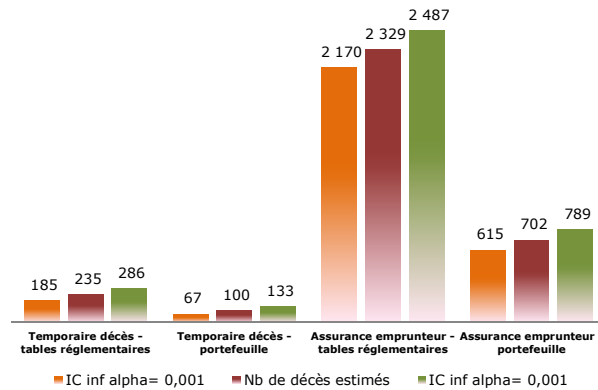
$$SMR_{Temporaire\ décès} = 42.5$$

Nous remarquons sur le graphique de la *Figure 2.13* que cet écart est également significatif puisque nous constatons que la borne inférieure de l'intervalle de confiance à 0,1% du nombre de décès estimé sur les tables réglementaires est 1.4 fois supérieure à la borne supérieure de l'intervalle de confiance à 0,1% du nombre de décès estimé sur le portefeuille. Nous avons également confirmé cette hypothèse en calculant le test du SMR :

$$\Delta_{SMR}^{Temporaire\ décès} = 8.8 > 3.29$$

Figure 2.13

Comparaison de la sinistralité globale



b) Les corrélations entre les variables

Afin de pouvoir interpréter les résultats sur la sinistralité des variables que nous identifions comme étant explicatives du risque, nous avons au préalable analysé l'intensité des liaisons qui peuvent exister entre ces variables en construisant une matrice des corrélations.

Nous cherchons donc à résumer la liaison qui existe entre les variables à l'aide d'une droite. La matrice obtenue nous donne une information sur l'intensité et la direction de la relation :

- *Intensité* : Plus le coefficient est proche des valeurs extrêmes -1 et 1, plus la corrélation entre les variables est forte. Une corrélation égale à 0 signifie que les variables sont linéairement indépendantes. La corrélation est dite « forte » si celle-ci dépasse 50%, « faible » dans le cas contraire ;
- *Direction* : Si le signe de la corrélation est positif, cela signifie que les variables évoluent dans le même sens, dans le cas contraire, cela signifie qu'elles évoluent dans un sens opposé.

La procédure PROC CORR de SAS nous permet d'obtenir la matrice suivante représentée dans la *Figure 2.14*.

Nous constatons ainsi que, comme le laissait penser notre analyse des caractéristiques du portefeuille (cf 2.1.2. *Les caractéristiques du portefeuille étudié*), **il existe effectivement des corrélations linéaires entre des variables explicatives mais celles-ci peuvent être considérées comme faibles.**

Figure 2.14

Coefficients de corrélation de Pearson							
	Age	Ancienneté	Sexe	FM	Taille du correspondant	Capital assuré	Décès/P.T.I.A. indemnisé
Age	100%	25%	12%	11%	14%	10%	2%
Ancienneté	25%	100%	0%	3%	14%	-1%	0%
Sexe	12%	0%	100%	7%	2%	8%	1%
FM	11%	3%	7%	100%	-2%	35%	0%
Taille du correspondant	14%	14%	2%	-2%	100%	3%	0%
Capital assuré	10%	-1%	8%	35%	3%	100%	0%
Décès/P.T.I.A. indemnisé	2%	0%	1%	0%	0%	0%	100%

c) La sinistralité du portefeuille par âge

Le test du SMR nous indique que **les rapports aux tables réglementaires sont significatifs à un seuil de 5% sur les âges compris entre 27 et 60 ans** (au-delà les données présentent un caractère erratique dû au faible volume de données).

Sur cette sous-population, nous constatons sur le graphique de la Figure 2.15 que les rapports semblent stagner entre 27 et 46 ans puis tendent à augmenter jusqu'à 60 ans.

Figure 2.15
Durées d'exposition et rapports aux tables réglementaires par âge

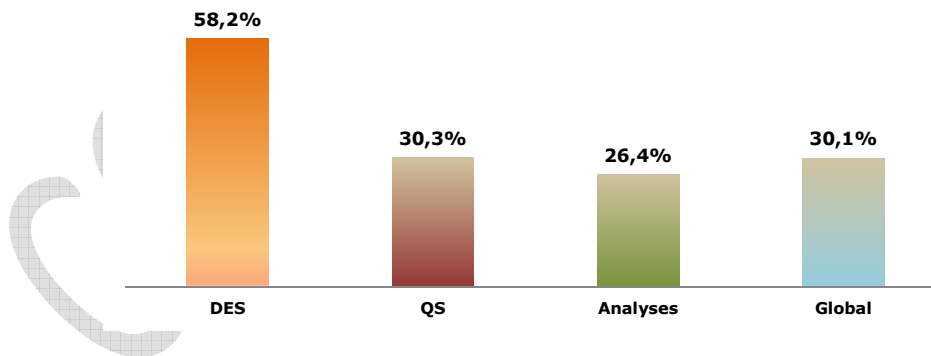

d) *La sinistralité du portefeuille selon les formalités médicales passées à la souscription*

Nous voyons sur la **Figure 2.16** que le nombre de décès indemnisés sur la population des assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé se situe à 58.2% du nombre attendu avec les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques, soit une population 1,9 fois plus sinistrée que la globalité du portefeuille. L'importante sur-sinistralité de ce segment de portefeuille par rapport au portefeuille global est préoccupante car la demande du marché évolue vers la généralisation de ce type de sélection médicale.

Les rapports de sinistralité aux tables réglementaires des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, une visite médicale et/ou des analyses complémentaires sont néanmoins assez proches : nous constatons seulement 15% d'écart entre ces deux rapports. Ce résultat n'est guère surprenant puisque, lorsqu'un assuré déclare une pathologie dans son questionnaire de santé, l'équipe de sélection des risques lui demande automatiquement de leur transmettre toutes les informations nécessaires à l'étude du risque. Il peut s'agir de comptes rendus d'opérations, d'analyses médicales récentes, etc. L'assureur se dote ainsi d'informations objectives fiables.

Figure 2.16

Rapports aux tables réglementaires des sinistres décès selon le type de formalités médicales



Les tests du SMR nous indiquent que **les rapports aux tables réglementaires selon le type de formalité médicale sont significatifs au seuil de 1% pour les assurés ayant souscrit via une DES et de 0,1% pour les assurés ayant souscrit via un autre type de formalité médicale :**

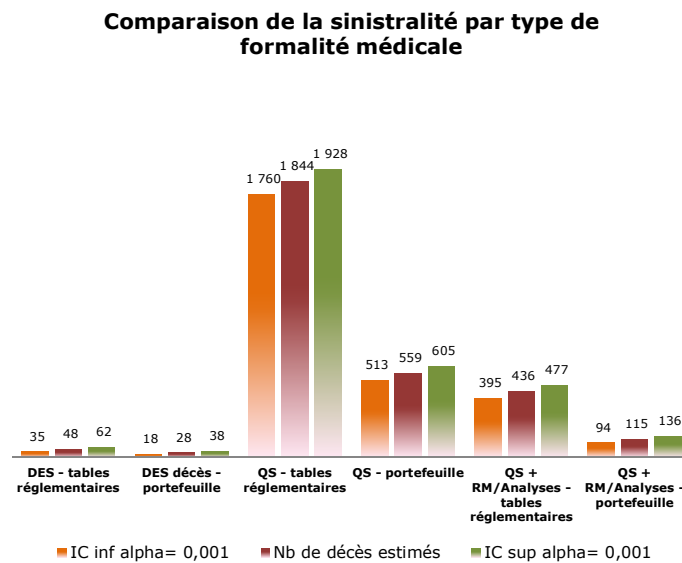
$$\Lambda_{SMR}^{DES} = 3 > 2.58$$

$$\Delta_{SMR}^{QS} = 30 \gg 3.29$$

$$\Delta_{SMR}^{QS+RM/Analyses} = 15 \gg 3.29$$

Ces résultats sont confirmés par les intervalles de confiance reportés en *Figure 2.17*.

Figure 2.17



Nous pouvons déduire de ces informations que la qualité et la quantité des informations mises à disposition de l'assureur à la souscription du contrat d'assurance influe favorablement sur le rapport aux tables réglementaires.

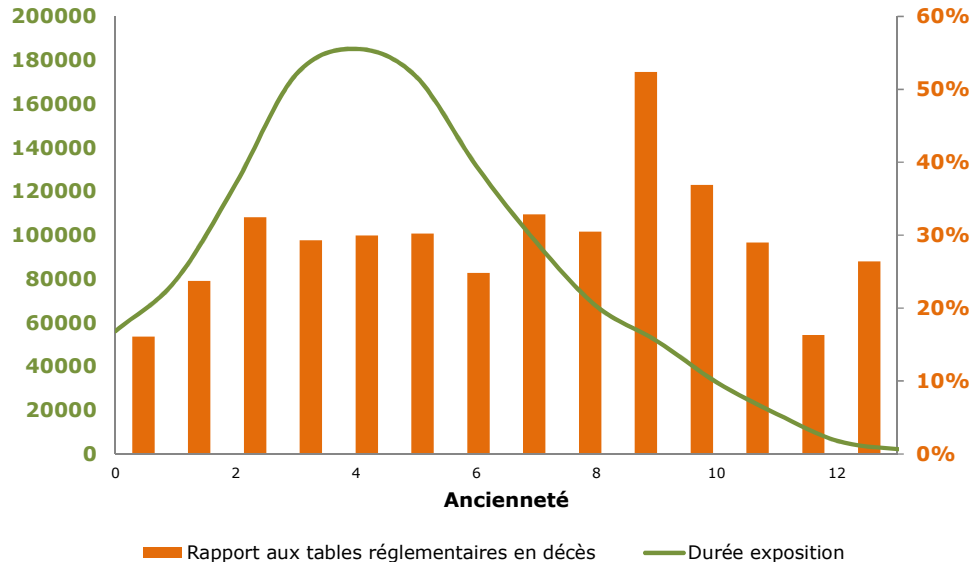
e) *La sinistralité du portefeuille par ancienneté*

Le test du SMR nous indique que **les rapports aux tables réglementaires sont significatifs à un seuil de 0.1% sur les 13 premières années**. Sur les anciennetés suivantes, l'information devient erratique en raison du faible volume de données sous-jacent.

Le graphique représenté en Figure 2.18 nous montre que le rapport aux tables réglementaires est croissant jusqu'à 3 ans d'ancienneté puis semble stagner. Nous observons un pic la dixième année puis une décroissance au-delà.

Figure 2.18

Durées d'exposition et rapports aux tables réglementaires par ancienneté - Focus sur les 13 premières années



Il est difficile d'établir des conclusions sur la base de ces résultats. La population sous-jacente est en effet très hétérogène, ce qui biaise probablement les résultats.

Nous nous sommes donc intéressés à l'évolution de la sinistralité par ancienneté et par type de sélection médicale :

- *Déclaration d'état de santé* : Les résultats de la *Figure 2.19* montrent une courbe sur 5 ans assez erratique à cause du faible volume de données sous-jacent ;
- *Questionnaire de santé* : Le test du SMR montre des résultats significatifs sur les 13 premières années. Au-delà, la population sous-jacente est trop faible pour réaliser une analyse. Le graphique représenté en *Figure 2.20* laisse supposer un effet de sélection des risques croissant sur les 3 premières années et qui se stabilise ensuite pour remonter la dixième année. A partir de cette ancienneté, la courbe semble devenir erratique à cause du faible volume de données ;
- *Questionnaire de santé, et visite médicale et / ou analyses complémentaires* : Le test du SMR montre des résultats significatifs sur les 9 premières années. Au-delà, la population sous-jacente est trop faible pour réaliser une analyse. Le graphique représenté en *Figure 2.21* laisse supposer un effet de sélection des risques globalement croissant par paliers sur les 6 premières années.

Figure 2.19

Durées d'exposition et rapports aux tables réglementaires par ancienneté selon le type de formalité médicale DES

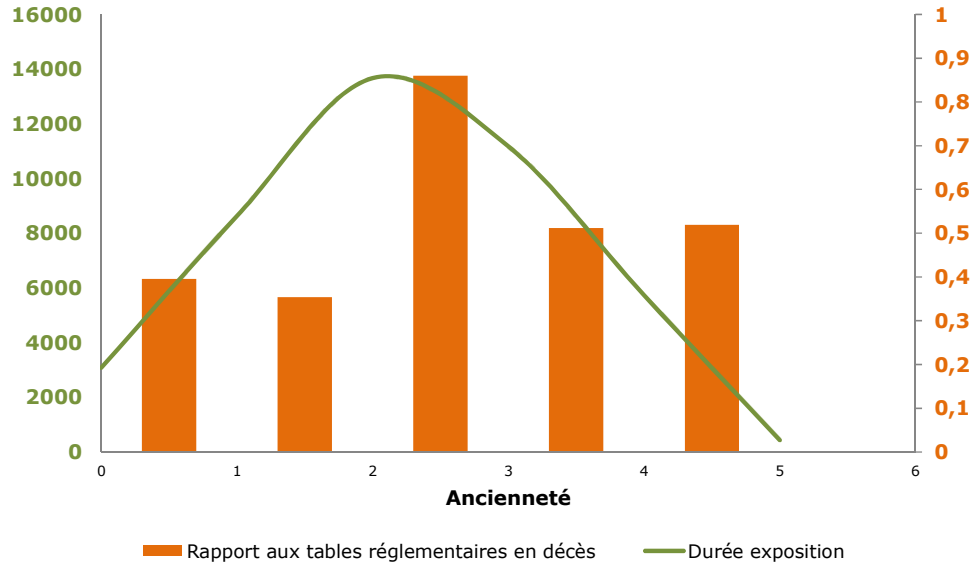


Figure 2.20

Durées d'exposition et rapports aux tables réglementaires par ancienneté selon le type de formalité médicale QS - Focus sur les 15 premières années

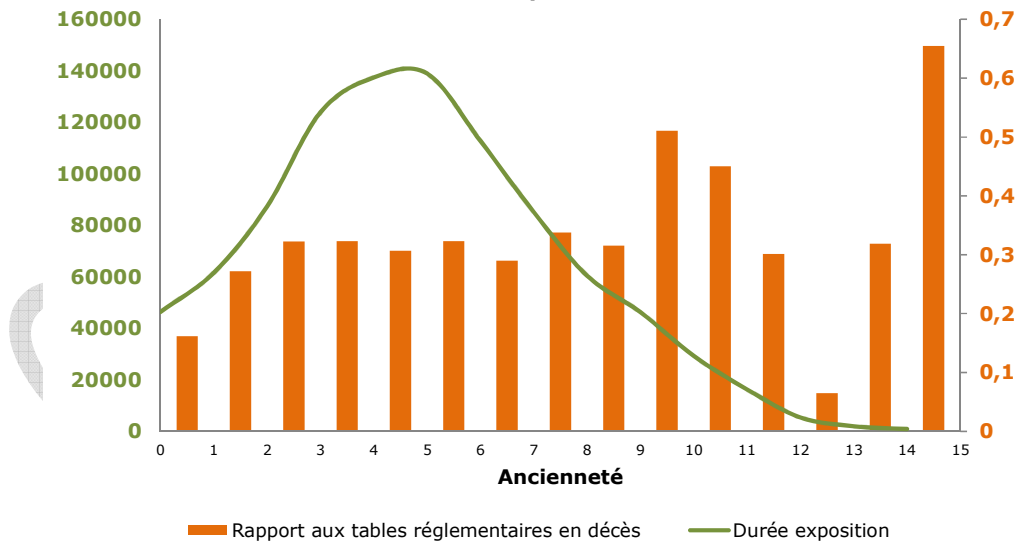
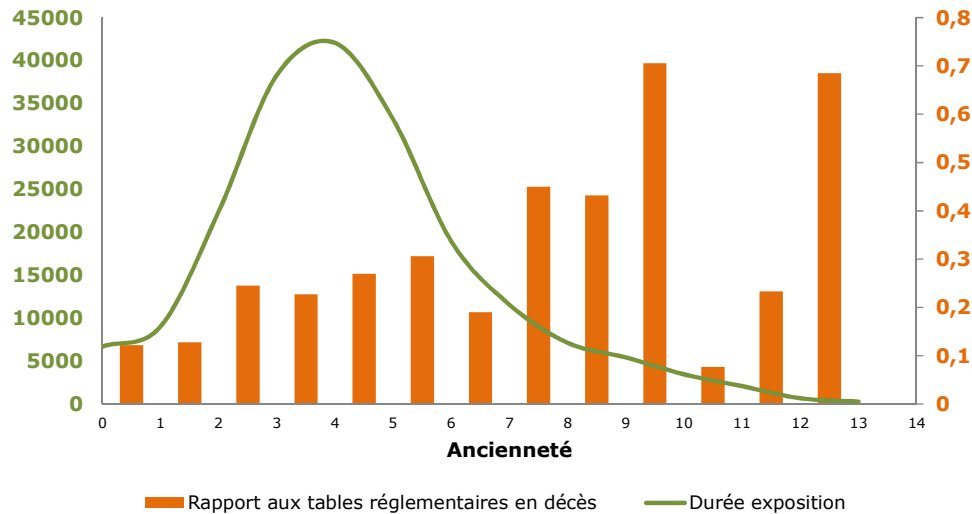


Figure 2.21

Durées d'exposition et rapports aux tables réglementaires par ancienneté selon le type de formalité médicale QS + RM / Analyses - Focus sur les 14 premières années



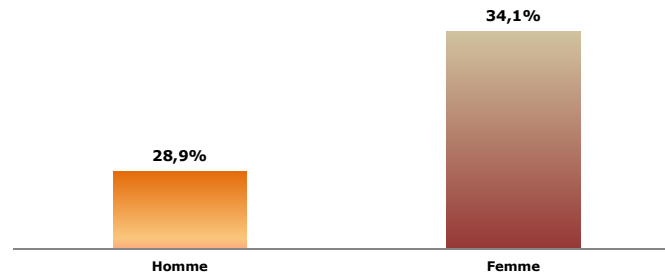
f) La sinistralité du portefeuille selon le sexe

Le rapport du nombre de décès indemnisés à celui attendu si nous appliquons les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques (en termes d'âge et de sexe), diffère légèrement par sexe. Sur le graphique de la Figure 2.22 nous identifions qu'il est égal à :

- **34,1% pour les femmes ;**
- **28,9% pour les hommes.**

Figure 2.22

Rapports aux tables réglementaires des sinistres décès selon le sexe



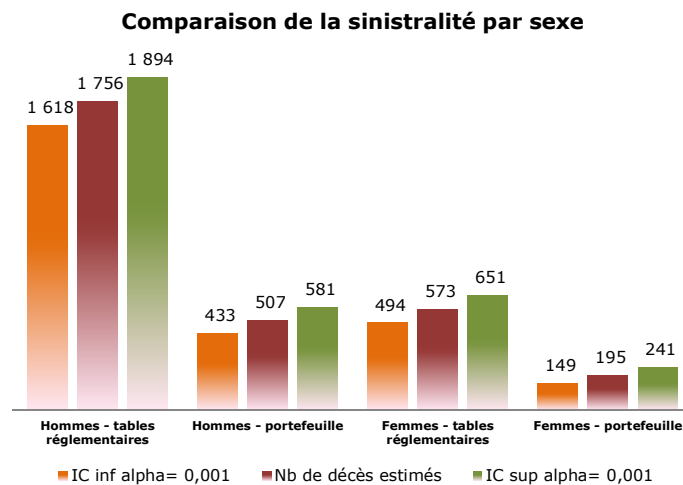
Cet écart est significatif comme le montre le graphique de la *Figure 2.23*.

Nous avons confirmé cette hypothèse en calculant le test du SMR pour chaque sexe :

$$\Delta_{SMR \text{ Hommes}}^{\text{Assurance de prêt}} = 30 \gg 3.29$$

$$\Delta_{SMR \text{ Femmes}}^{\text{Assurance de prêt}} = 16 \gg 3.29$$

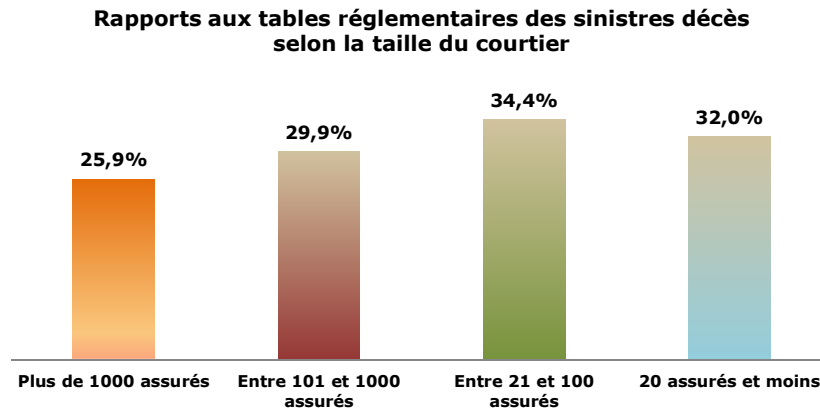
Figure 2.23



g) *La sinistralité du portefeuille selon la taille du courtier*

Sur la *Figure 2.24*, nous observons que le rapport du nombre de décès indemnisés à celui attendu si nous appliquons les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques (en termes d'âge et de sexe), diffère selon la taille du correspondant. Il semblerait que, **au de delà de 20 assurés, plus la taille du courtier est importante, plus le rapport aux tables réglementaires est faible.**

Figure 2.24



Cet écart est **significatif** comme le montre le graphique de la *Figure 2.25*.

Nous avons confirmé cette hypothèse en calculant le test du SMR pour chaque taille de courtier :

$$\Delta_{\text{SMR Plus de 1000 assurés}}^{\text{Assurance de prêt}} = 19 > 3.29$$

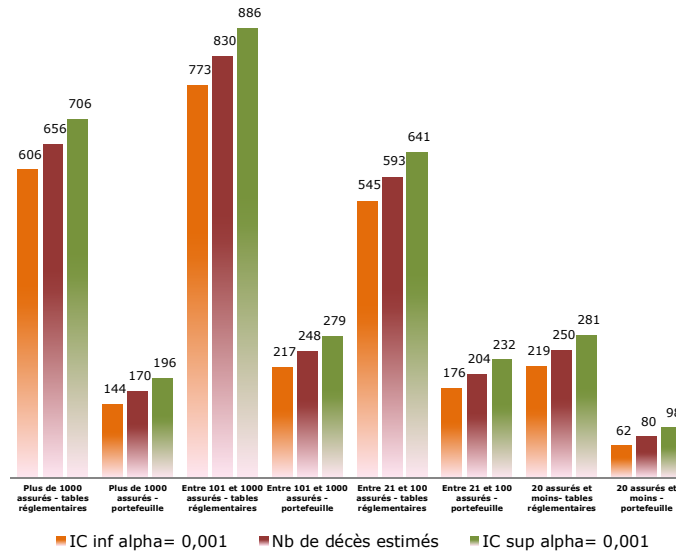
$$\Delta_{\text{SMR Entre 101 et 1000 assurés}}^{\text{Assurance de prêt}} = 20 > 3.29$$

$$\Delta_{\text{SMR Entre 20 et 100 assurés}}^{\text{Assurance de prêt}} = 16 > 3.29$$

$$\Delta_{\text{SMR Moins de 20 assurés}}^{\text{Assurance de prêt}} = 11 > 3.29$$

Figure 2.25

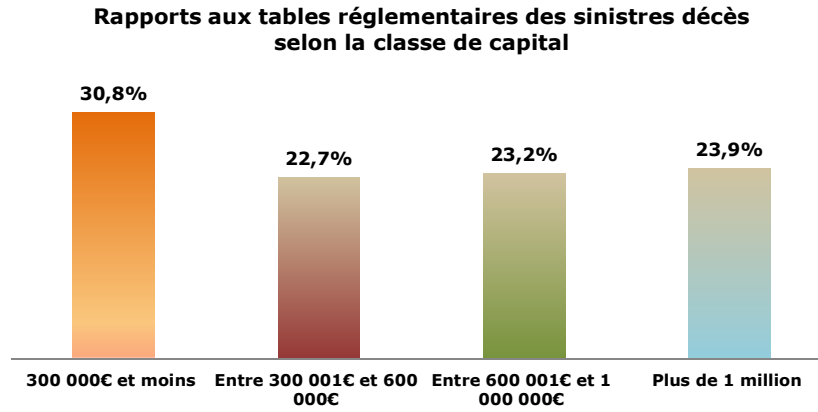
Comparaison de la sinistralité par taille du courtier



h) La sinistralité du portefeuille selon le capital assuré

Sur le graphique de la *Figure 2.26*, nous observons que le rapport du nombre de décès indemnisés à celui attendu si nous appliquons les tables réglementaires pour une population de mêmes caractéristiques (en termes d'âge et de sexe), est plus faible pour les capitaux de plus de 300 000€. Les résultats sont assez erratiques au-delà de 600 000€ (cf *Figure 2.27*), en raison du faible volume sous-jacent.

Figure 2.26



Les écarts semblent significatifs *a minima* au seuil de 1% :

$$\Delta_{\text{Assurance de prêt}}^{\text{SMR 300 000 euros et moins}} = 32 > 3.29$$

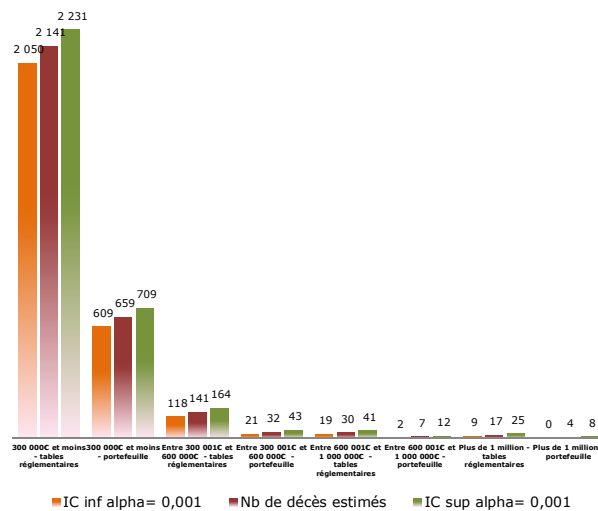
$$\Delta_{\text{Assurance de prêt}}^{\text{SMR Entre 300 001 et 600 000 euros}} = 9 > 3.29$$

$$\Delta_{\text{Assurance de prêt}}^{\text{SMR Entre 600 001 et 1 000 000 euros}} = 4 > 3.29$$

$$\Delta_{\text{Assurance de prêt}}^{\text{SMR Plus de 1 000 000 d'euros}} = 3 > 2.58$$

Figure 2.27

Comparaison de la sinistralité par classe de capital



i) Les premières conclusions

Les résultats présentés dans chapitre nous permettent d'ores et déjà d'établir les conclusions suivantes :

- **La sinistralité du portefeuille est 3.3 fois inférieure à celle de la population française**, cet écart pouvant être dû soit :
 - à la sélection des risques ;
 - aux caractéristiques de la population du portefeuille.
- **Le rapport aux tables réglementaires est plus important sur les assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé que sur les autres assurés du portefeuille.** Nous observons en effet un rapport aux tables réglementaires des assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé 1,9 fois plus important que sur la globalité du portefeuille ;
- **Le rapport aux tables réglementaires est globalement croissant jusqu'à 6 ans d'ancienneté pour les assurés ayant souscrit via des formalités plus poussées qu'une déclaration d'état de santé ;**
- **Le rapport aux tables réglementaires est plus important pour les femmes que pour les hommes (+11%) ;**
- **Au-delà de 20 assurés, plus la taille du courtier est importante, plus le rapport aux tables réglementaires est faible ;**
- **Le rapport aux tables réglementaires (en termes d'âge et de sexe), est plus faible pour les capitaux de plus de 300 000€.**

3. LA CONSTRUCTION DE LA TABLE D'EXPÉRIENCE GLOBALE

L'objectif de ce chapitre est de **décrire la méthode utilisée pour construire la table d'expérience globale du portefeuille en décès / P.T.I.A.**

Pour construire nos estimations de taux bruts de sinistralité, nous nous sommes notamment inspirés des travaux publiés dans les ouvrages suivants :

- « *Analyse statistique des données de survie – Modélisation des données censurées* » (DROESBEKE J.J., FICHET B., TASSI P.) ;
- « *MODÈLES DE DURÉE Applications actuarielles* » (F.PLANCHET et P. THÉRON).

3.1. LA PRISE EN COMPTE DES DONNÉES CENSURÉES ET TRONQUÉES

Pour construire notre table d'expérience, l'idéal aurait été de pouvoir observer une population d'assurés, avec, pour chaque âge de souscription possible une cohorte d'individus d'un volume statistiquement suffisant, souscrivant à la date de début de l'observation et résiliant à la date de fin d'observation. La réalité est toute autre, en assurance emprunteur.

3.1.1. Les censures

Tout d'abord, le contrat d'assurance peut prendre fin avant la période d'observation pour diverses raisons liées à l'objet de l'assurance (le prêt) ou à l'assuré lui-même :

- *Résiliations du contrat liées à l'objet de l'assurance* : L'assurance emprunteur étant liée à la contraction d'un prêt, celle-ci prend fin lorsque l'emprunt est remboursé ou est transféré. La date de fin du contrat d'assurance dépend donc de la durée de l'emprunt et de la date de rachat éventuel du prêt (dans le cas d'un rachat anticipé du prêt).
- *Résiliations du contrat du fait de l'assuré* : Le contrat d'assurance peut également se terminer pour diverses autres raisons liées à l'assuré :

- *Résiliation à la demande de l'assuré au 31 décembre de l'année* : l'assuré peut décider de changer d'assureur en cours de prêt, avec l'accord du bénéficiaire si celui-ci est « acceptant », pour des raisons économiques ou pour augmenter sa garantie ;
- *Résiliation liée au fait que l'assuré ne fait plus partie de l'effectif assurable* (par exemple si l'âge limite aux prestations est dépassé) *ou ne satisfait plus aux conditions du contrat pour être garanti* (par exemple si l'assuré déménage dans un pays à haut risque) ;
- *Résiliation pour cause de non-paiement des cotisations.*

Par ailleurs, dans un souci de disponibilité des données, nous sommes obligés de stopper l'observation *a minima* à la date d'arrêt des affaires.

Nous sommes donc en présence de **censures** puisque l'étude limite la durée réelle à une durée observée du fait de la date d'extraction de la base de données ou de la date de sortie d'un assuré observé.

3.1.2. Les troncatures

Les assurés ne sont pas observables avant la période d'observation et dans tous les cas, avant la prise d'effet de leur contrat, laquelle peut survenir au cours de la période d'observation.

Une partie de l'information ne nous est donc pas connue : nous sommes également en présence de **troncatures**.

3.2. L'ESTIMATION DU TAUX BRUT DE SINISTRALITÉ VIA L'ESTIMATEUR DE KAPLAN MEIER

L'objectif de ce chapitre est de construire les taux de sinistralité de notre population en :

- identifiant si un évènement observé doit être considéré comme un sinistre en tant que tel ou s'il est lié à une censure ;
- prenant en compte les troncatures dans l'observation du portefeuille.

L'estimateur de Kaplan Meier semble adapté dans le cadre de notre étude pour les raisons suivantes:

- *L'estimateur de Kaplan Meier présente l'intérêt d'être non paramétrique, ce qui signifie qu'il n'est pas nécessaire d'adopter une quelconque spécification de loi pour estimer le taux brut de mortalité. Il n'est donc pas nécessaire de travailler sur un important volume de données.*
- *Chaque intervalle de temps considéré est petit (de l'ordre d'un an) relativement à la vitesse de variation de la fonction de survie, ce qui permet de s'assurer que la discrétisation ne génère pas de biais important sur l'estimation.*
- *Nous connaissons exactement toutes les dates d'entrée et de sortie du portefeuille.*
- *Notre étude ne nécessite pas d'utiliser un nombre important de variables explicatives.*

3.2.1. La méthode de calcul

Le chapitre ci-dessous a pour objectif de définir la méthode de calcul utilisée pour estimer les taux de sinistralité, issue de l'estimateur du taux brut de mortalité de Kaplan Meier qui fut introduit en juin 1958 par E.KAPLAN et P.MEIER dans l'article intitulé « *Nonparametric estimation from incomplete observations* » publié dans le journal de l'*American Statistical Association*.

Soit $(Y_1, \dots, Y_i, \dots, Y_n)$ les n durées de survie en état valide, avec $i \in \{1, \dots, n\}$, que nous souhaitons observer dans notre portefeuille. Compte tenu des censures $(C_1, \dots, C_i, \dots, C_n)$ et des troncatures $(W_1, \dots, W_i, \dots, W_n)$, nous n'observons pas exactement les durée de survie mais l'image que l'information disponible nous transmet, à savoir des instants $(T_1, \dots, T_i, \dots, T_n)$:

$$(T_1, \dots, T_i, \dots, T_n) = (Y_1, \dots, Y_i, \dots, Y_n) \wedge (C_1, \dots, C_i, \dots, C_n)$$

avec le signe « \wedge » désignant le minimum composante par composante.

Soit D_i l'indicatrice de sortie par décès ou P.T.I.A., et G_i l'indicatrice d'indemnisation du sinistre alors le sinistre doit être pris en compte si et seulement si $G_i = 1$ et $W_i \leq Y_i \leq C_i$ soit :

$$D_i = 1_{(T_i=Y_i)} \times 1_{(T_i \leq W_i)} \times 1_{(G_i=1)}$$

En ordonnant les T_i par ordre croissant, nous obtenons une suite ordonnée des $K_i = T_{(i)}$ avec :

$$K_1 \leq \dots \leq K_i \leq \dots \leq K_n$$

Sur cette base, à chaque instant $t \in \mathbb{R}_+$, nous définissons ainsi le nombre d'assurés présents $N(t)$ comme le nombre d'assurés non tronqués, censurés ou décédés à l'instant d'avant que nous nommerons t^- , $t^- \in \mathbb{R}_+$:

$$N(t) = \sum_{i=1}^n 1_{\{W_i \leq t\}} \times 1_{\{V_i \wedge C_i \geq t\}} \quad (3.1)$$

Nous émettons ensuite les hypothèses suivantes :

- lorsque l'indemnisation d'un sinistre est refusée, nous considérons l'évènement de sortie du portefeuille comme une censure ;
- malgré l'absence d'indépendance entre la cause de censure et le décès ou la P.T.I.A., nous supposons, compte tenu de l'effectif faible des sinistres non indemnisés (4,8% des sinistres observés), l'indépendance entre ces deux variables ;
- lorsqu'un décès ou une P.T.I.A. survient simultanément avec une censure et est indemnisé, le sinistre est considéré comme précédant la censure ;
- plusieurs sinistres peuvent être constatés le même jour : n'ayant pas l'observation de l'heure du sinistre, il est possible qu'un sinistre soit constaté le même jour sur plusieurs assurés du portefeuille ;

pour définir le nombre $D(t)$ de sinistres en décès ou en P.T.I.A. intervenus à l'instant t et ayant fait l'objet d'une indemnisation :

$$D(t) = \sum_{i=1}^n 1_{\{C_i = t\}} \times D_i \quad (3.2)$$

Avec $j \in \{1, \dots, n\}$.

En considérant la probabilité p_i comme la probabilité d'être vivant et valide en K_i conditionnellement au fait d'être valide et vivant en K_{i-1} , nous déduisons l'expression suivante, pour chaque intervalle $]K_{i-1}, K_i]$, :

$$q_i = 1 - p_i = 1 - p(V > K_i / V > K_{i-1})$$

Si nous estimons le taux de sinistralité q_i comme le rapport entre le nombre de sinistres en décès ou P.T.I.A. ayant fait l'objet d'une indemnisation et le nombre d'assurés exposés au risque sur l'intervalle $]K_{i-1}, K_i]$, nous pouvons alors estimer la loi de survie $\hat{S}_{KM}(t)$ de la façon suivante :

$$\hat{S}_{KM}(t) = \sum_{(K_i < t)} \left(1 - \frac{D(K_i)}{N(K_i)}\right) \quad (3.3)$$

Soit $x \in \mathbb{N}$ un âge entier considéré compris avec $18 \leq x \leq 85$, alors nous estimons les taux bruts de sinistralité pour chaque âge entier de la façon suivante :

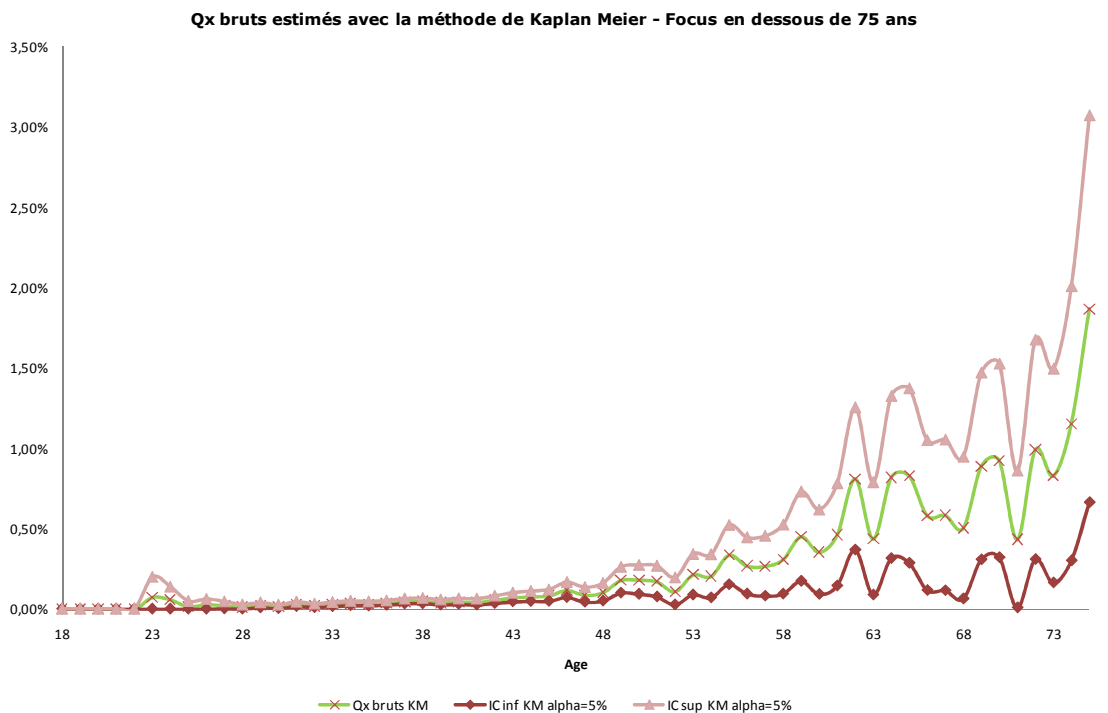
$$\hat{q}_x^{KM} = \frac{\hat{S}_{KM}(x) - \hat{S}_{KM}(x+1)}{\hat{S}(x)} \quad (3.4)$$

Avec $\hat{S}_{KM}(x)$ et $\hat{S}_{KM}(x+1)$ calculés à partir de la formule 3.3.

3.2.2. Les résultats

Les taux bruts de Kaplan Meier ont été calculés sous le logiciel R pour prendre en compte les données censurées et tronquées. La courbe des taux de sinistralité représentée en *Figure 3.1* nous montre que les taux sont plus erratiques à partir de 60 ans, compte tenu du faible volume de données sur ces âges.

Figure 3.1



3.3. L'ESTIMATION DU TAUX BRUT DE SINISTRALITÉ VIA L'ESTIMATEUR DE HOEM

Une deuxième méthode couramment employée en présence de données censurées et tronquées est l'estimateur paramétrique de HOEM. Il permet en effet de généraliser l'estimateur binomial en introduisant les notions de censures et de troncatures sur la base d'une hypothèse de distribution de la table de mortalité.

3.3.1. La méthode de calcul

Soient :

- $x \in \mathbb{N}$ un âge entier considéré, avec $18 \leq x \leq 85$;
- D_x la variable aléatoire représentant le nombre de sinistres en décès / P.T.I.A. observés sur l'intervalle $]x, x + 1]$ et indemnisés ;
- $d_x \in \mathbb{N}$ la réalisation de la variable aléatoire D_x ;
- $n_x \in \mathbb{N}$ le nombre d'individus en vie et valides à l'âge x ;
- $[a_i, b_i]$ l'intervalle inclus dans $]x, x + 1]$ pour lequel l'assuré i est observé ;
- ${}_{a_i-b_i}q_{x+a_i}$ la probabilité pour l'assuré i de décéder ou de subir une P.T.I.A. sur l'intervalle $]a_i, b_i]$ sachant qu'il était vivant et valide à l'âge x ;
- $(X_1, \dots, X_i, \dots, X_{n_x})$ n_x variables aléatoires indépendantes prenant la valeur 1 si un décès ou une P.T.I.A. survient et est indemnisé avec :

$$X_i \sim B({}_{a_i-b_i}q_{x+a_i})$$

$$\text{Et } D_x = \sum_{i=1}^{n_x} X_i$$

En posant : $V_i = \frac{X_i}{a_i - b_i}$, alors V_i a pour espérance : $E(V_i) = E\left(\frac{X_i}{a_i - b_i}\right) = q_x$, avec q_x le taux de sinistralité entre les âges entiers x et $x + 1$.

En appliquant la loi des grands nombres aux variables aléatoires V_i indépendantes nous obtenons une estimation du taux brut de sinistralité q_x :

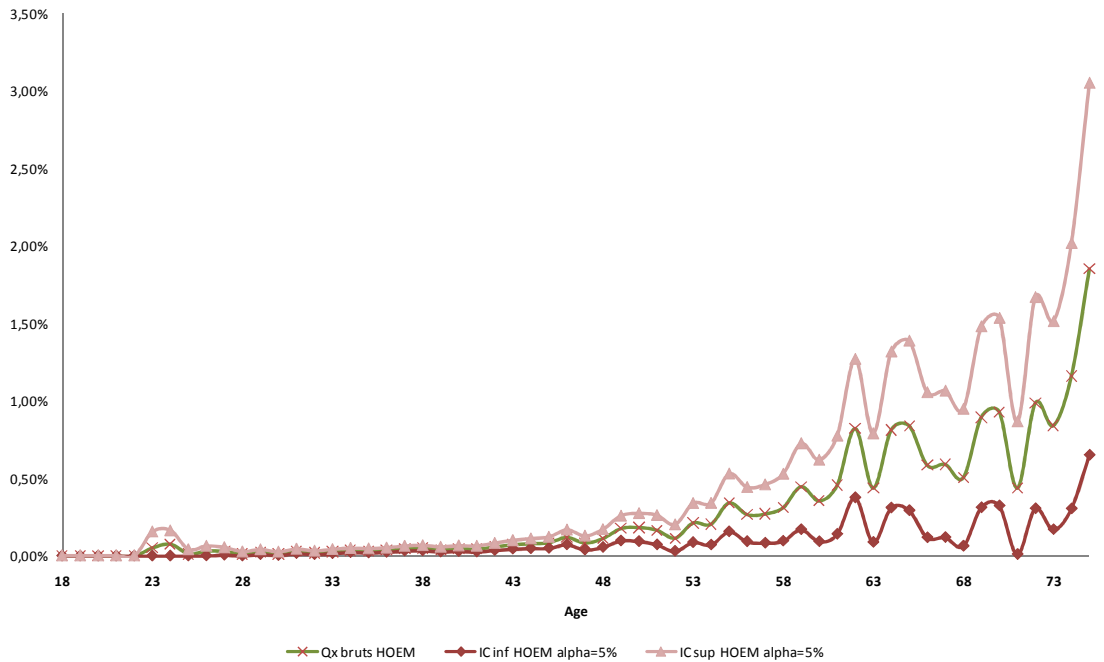
$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{\sum_i a_i - b_i} \quad (3.5)$$

3.3.2. Les résultats

La courbe obtenue en *Figure 3.2* semble similaire à la courbe des taux bruts obtenus avec l'estimateur de Kaplan Meier.

Figure 3.2

Qx bruts estimés avec la méthode de HOEM - Focus en dessous de 75 ans

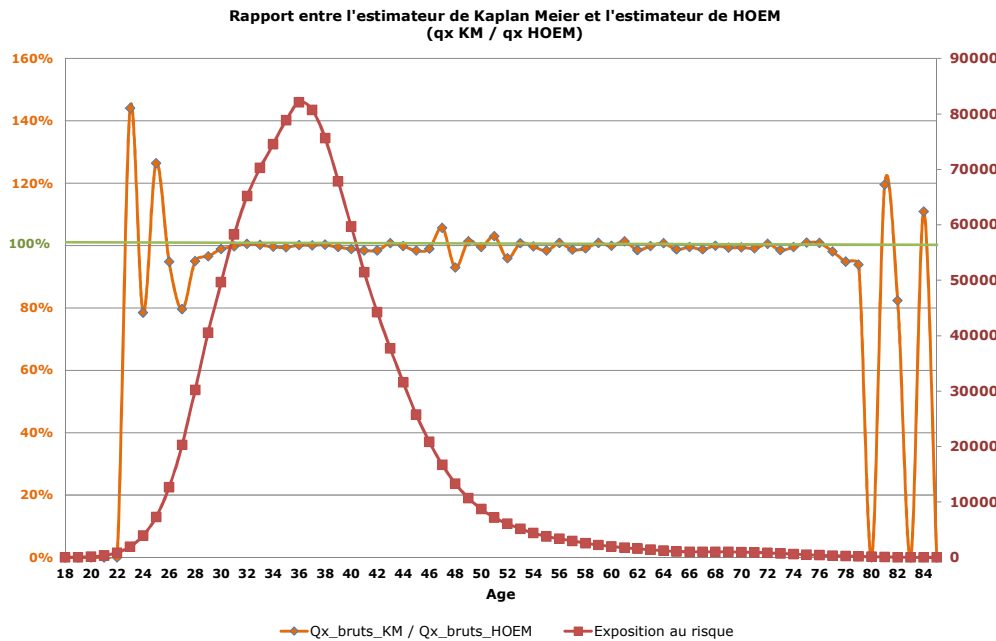


3.4. LE CHOIX DE L'ESTIMATEUR

Nous avons comparé les taux bruts estimés via l'estimateur de Kaplan Meier à ceux estimés via l'estimateur de HOEM : les deux courbes se confondent.

Le graphique présenté en *Figure 3.3* permet de constater que les deux estimateurs donnent effectivement des résultats analogues.

Figure 3.3



Les écarts se concentrent en effet uniquement sur les âges pour lesquels le volume d'observation est très faible.

Comme les résultats des deux estimateurs sont assez proches, nous avons décidé de conserver l'approche non paramétrique de Kaplan Meier. Cet estimateur possède en effet un certain nombre de propriétés intéressantes, notamment pour la constitution d'un intervalle de confiance (cf théorème de Donsker). De plus, l'utilisation de Kaplan Meier nous affranchit d'avoir à estimer un paramètre (nous n'avons donc pas de risque que le paramètre ne soit pas bon et fausse ainsi notre modèle).

3.5. L'AJUSTEMENT DES TAUX BRUTS SUR LA BASE DES LOGITS

La méthode d'ajustement retenue est celle de l'ajustement logistique.

3.5.1. La méthode de calcul

L'estimation des taux de mortalité q_x est contrainte par le fait que celui-ci ne doit pas sortir de l'intervalle $[0,1]$.

Une manière de contourner cette contrainte est d'utiliser le logit du taux de mortalité :

$$\text{Logit}(q_x) = \log\left(\frac{q_x}{1 - q_x}\right)$$

de façon à travailler dans \mathbb{R} et pouvoir ainsi utiliser les techniques de régression linéaire.

L'ajustement logistique consiste à régresser le logit des taux de mortalité sur l'âge x :

$$\text{Logit}(q_x) = \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (3.6)$$

Où :

- α et β sont deux paramètres à estimer prenant leurs valeurs dans \mathbb{R}_+ ;
- ε_x est un bruit i.i.d.

Nous déduisons alors les taux ajustés de mortalité de la façon suivante :

$$q_x = \frac{e^{\alpha + \beta x + \varepsilon}}{1 + e^{\alpha + \beta x + \varepsilon}} \quad (3.7)$$

Le modèle utilisé intègre une légère variante, avec $\alpha = \ln(\lambda)$ et une constante $\gamma \in \mathbb{R}_+$:

$$q_x = \frac{\lambda e^{\beta x + \varepsilon}}{1 + \lambda e^{\beta x + \varepsilon}} + \gamma \quad (3.8)$$

Il se résout en maximisant la vraisemblance. Sa solution est donc celle qui minimise la somme des carrés :

$$\min \sum_{18}^{85} N_x (q_x - \hat{q}_x)^2$$

Avec :

- N_x la durée d'exposition à l'âge x ;
- q_x le taux brut de mortalité à l'âge x estimé via l'estimateur de Kaplan Meier;
- \hat{q}_x le taux ajusté de mortalité à l'âge x .

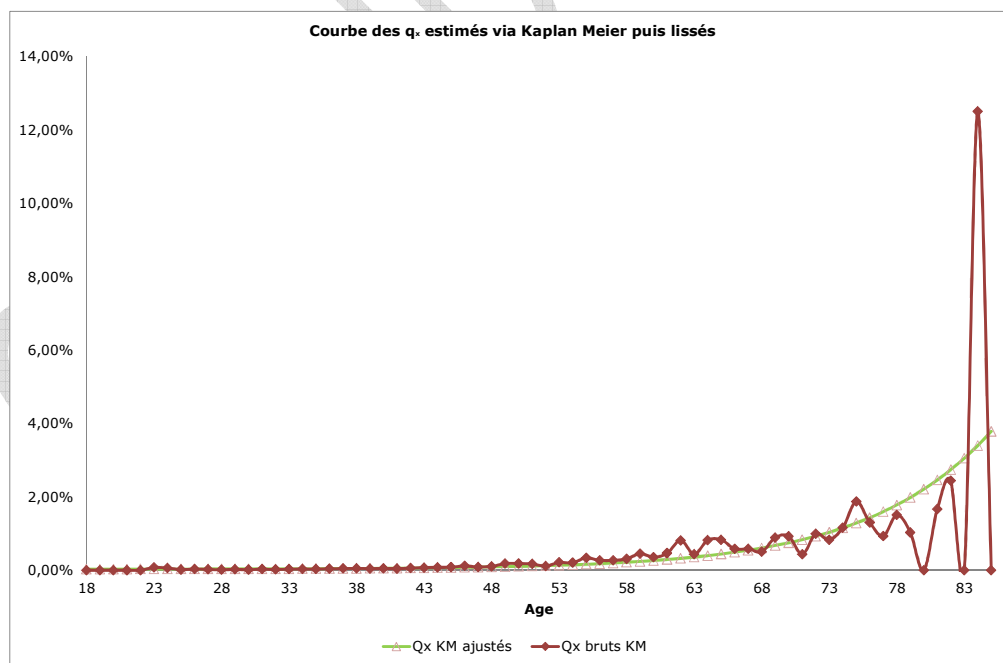
3.5.2. Les résultats

Les paramètres estimés sont les suivants :

$$\begin{cases} \hat{\lambda} = 2,84344858732396E - 06 \\ \hat{\beta} = 0,112072975247458 \\ \hat{\gamma} = 0,000286595641558209 \end{cases}$$

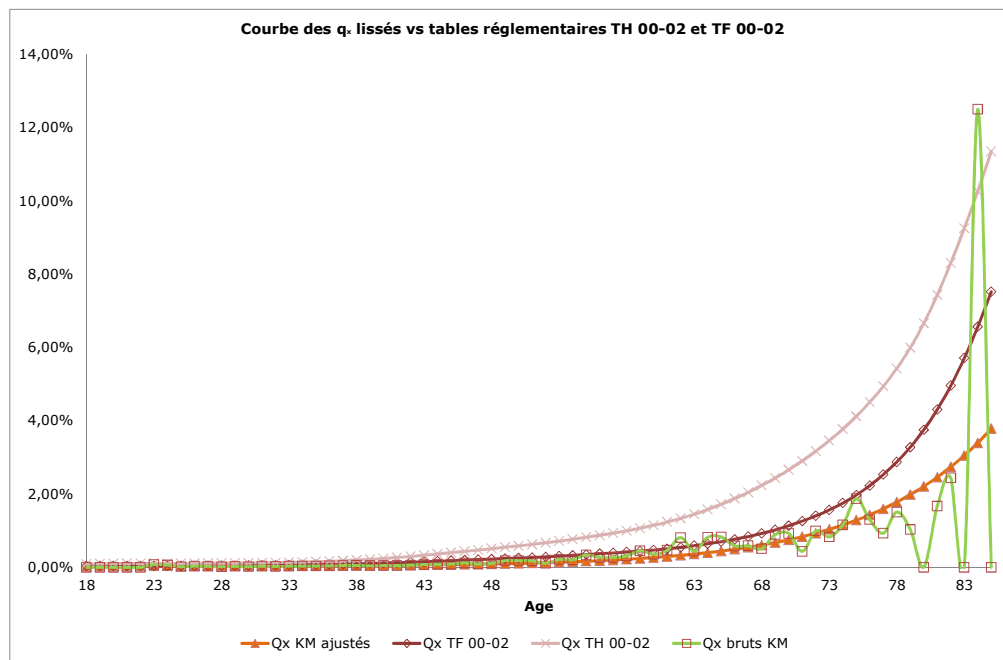
Sur le graphique présenté en *Figure 3.4*, nous constatons que la courbe ajustée est globalement similaire à la courbe observée.

Figure 3.4



La *Figure 3.5* permet de comparer de façon globale la courbe ainsi ajustée aux tables réglementaires. Nous confirmons ainsi que la sinistralité du portefeuille se situe en-dessous de la sinistralité moyenne de la population française, quel que soit le sexe.

Figure 3.5



Pour mieux visualiser l'écart de sinistralité du portefeuille avec celle de la population française, nous avons construit par une méthode identique (estimateur de Kaplan Meier et ajustement logistique) les q_x ajustés des assurés hommes et des assurés femmes. Les courbes ainsi obtenues apparaissent respectivement en *Figure 3.6* et *Figure 3.7*.

CONFIDENTIEL

Figure 3.6

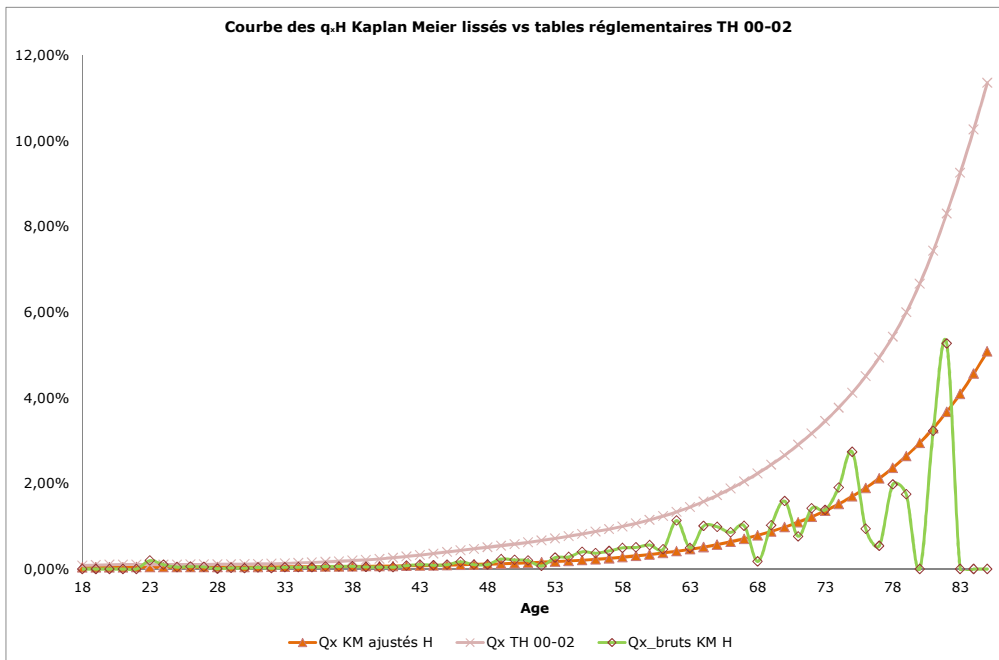
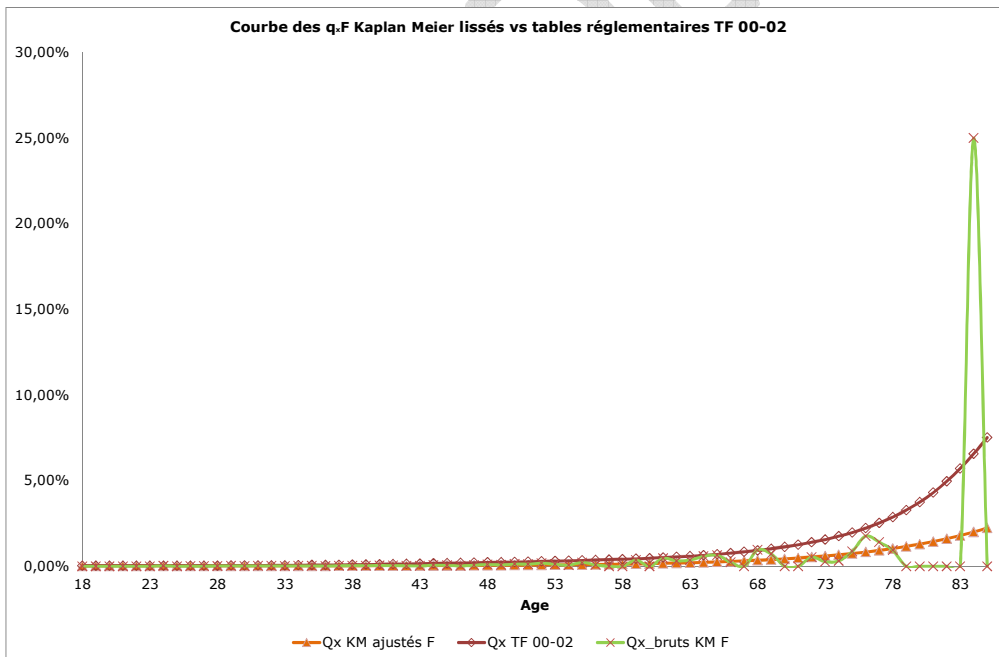


Figure 3.7



La courbe TH 00 02 est systématiquement au-dessus de la courbe des q_x lissés des hommes. Il en est de même pour la courbe TF 00 02 qui est toujours au-dessus de la courbe des q_x lissés des femmes.

De manière plus précise, nous avons analysé les rapports : $\frac{q_{x}^{KM}}{q_{x}^{TF\ 00-02}}$ et $\frac{q_{x}^{KM}}{q_{x}^{TH\ 00-02}}$ et représenté ceux-ci sur les *Figures 3.8* et *3.9*.

Les résultats montrent que les taux de mortalité des tables réglementaires sont systématiquement supérieurs à ceux du portefeuille avec des rapports plus forts sur les jeunes âges et un rapport minimum à 48-49 ans. L'écart est croissant jusqu'à 50 ans puis tend à diminuer pour les hommes et à se stabiliser pour les femmes.

Figure 3.8

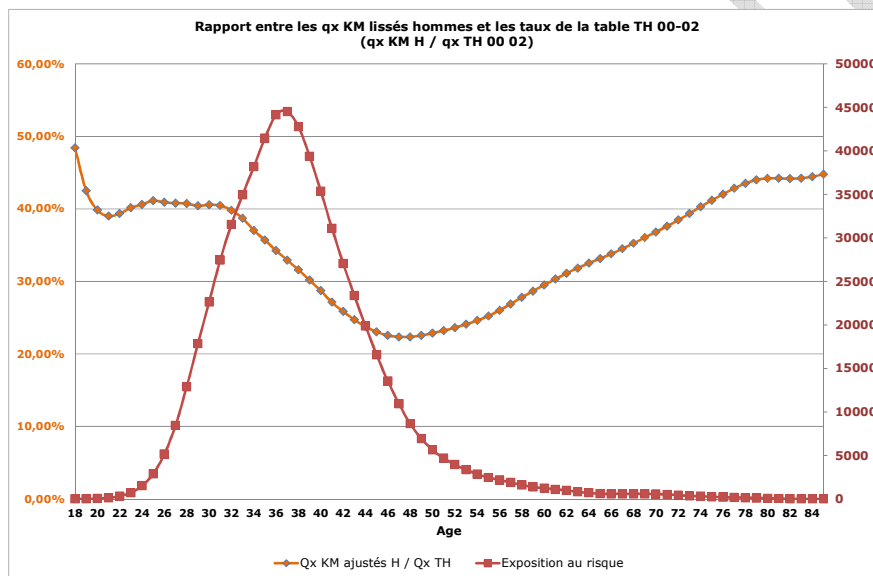
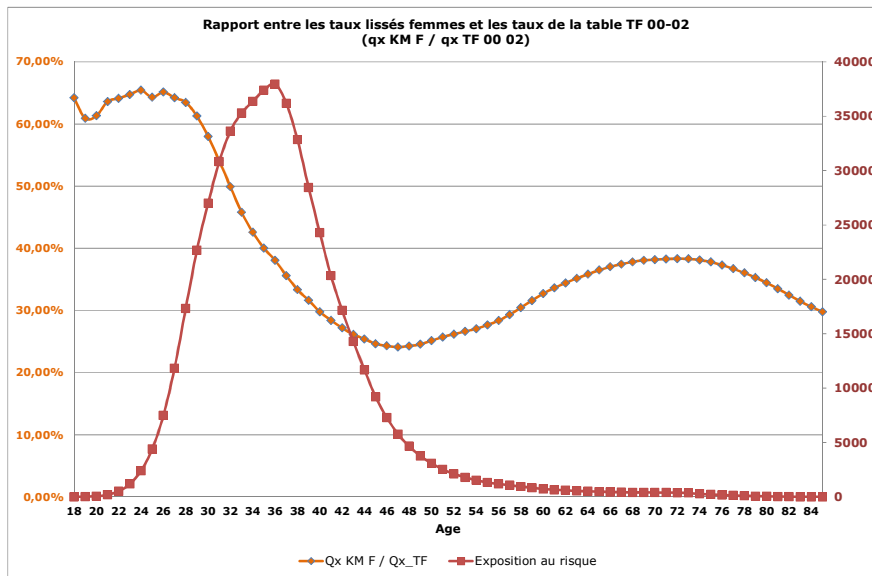


Figure 3.9



CONFIDENTIEL

4. L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE

Les résultats précédents semblent indiquer un éventuel impact de la sélection des risques sur la population assurée.

Devant ce constat, il est légitime de s'interroger sur la portée et l'ampleur de cet effet : la sélection des risques a-t-elle un effet constant ou décroissant dans le temps? En effet, la sélection se base sur une photo de la situation de l'assuré à la souscription, mais il est fort probable que cette situation évolue au fur et à mesure que l'assuré prend de l'âge.

Convaincus de l'effet croisé de l'âge et de l'ancienneté, nous avons initialement la volonté d'évaluer l'effet de la sélection des risques simultanément selon l'âge et l'ancienneté, plutôt que d'estimer séparément celui-ci pour chaque ancienneté, en nous inspirant de l'article « *Dual modelling and select mortality* » rédigé par A.E. RENSHAW et S.HABERMAN.

Nous aurions ainsi construit :

- des taux de sinistralité de référence par âge pour une ancienneté ultime donnée : $\mu_x^{d^*}$;
- des taux de sinistralité par âge pour les anciennetés plus basses que celle choisie comme référence μ_x^d avec $d = 0.1 \dots < d^*$;

puis régressé ensuite les taux de mortalité par âge pour des anciennetés inférieures sur les taux de sinistralité de référence via un modèle linéaire généralisé :

$$\mu_{x+1/2}^d = \mu_{x+1/2}^{d^*} \exp(\beta \frac{d}{d^*})$$

Cela nous aurait fourni une vision précise de l'effet la sélection des risques en tenant compte de l'effet conjoint de l'âge et de l'ancienneté. Mais le volume de données disponible ne nous a pas permis de réaliser cet exercice.

Nous avons alors également imaginé construire des taux de sinistralité par classe d'âge et par ancienneté que nous aurions comparés à des taux bruts moyen de sinistralité de la population française mais là encore notre volume de données ne nous a pas permis de réaliser ce calcul.

Nous nous sommes donc orientés vers les deux méthodes qui nécessitaient le moins de volume de données.

L'objectif de ce chapitre est de modéliser **l'effet de la sélection des risques selon deux étapes** :

- La mise en évidence de l'effet de la sélection des risques par l'utilisation d'un modèle linéaire généralisé (GLM) ;
- La quantification de l'effet de la sélection des risques via l'utilisation d'un modèle de Cox pour la construction de tables référentes et le calcul de rapports de sinistralité à la population référente par ancienneté.

4.1. LA MISE EN EVIDENCE DE L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE VIA LE MODÈLE GLM

Nous avons dans un premier temps choisi d'appliquer un modèle linéaire généralisé sur notre base d'étude dans le but d'identifier si la sinistralité du portefeuille évolue en fonction :

- *de l'ancienneté* afin de corroborer la thèse d'une sélection de risque efficace à la souscription et nous permettre d'identifier combien de temps la sélection des risques porte ses fruits ;
- *du type de sélection médicale faite à la souscription du contrat d'assurance* afin de s'assurer que la sélection des risques est d'autant plus efficace qu'elle est approfondie ;
- *de la classe de tarifs appliquée* afin de vérifier que les assurés détectés comme étant à risque à la souscription ont effectivement une sinistralité plus importante que la moyenne du portefeuille.

En effet, le modèle linéaire généralisé utilisé avec le lien logit possède l'avantage non négligeable de permettre la mesure de l'influence de chaque facteur qualitatif sur le risque à travers les « Odds Ratios », lesquels expriment le degré de dépendance entre des variables explicatives.

$$ODDS\ Ratio = \frac{\frac{q_A}{(1 - q_A)}}{\frac{q_B}{(1 - q_B)}}$$

Avec :

- q_A le taux de sinistralité de la catégorie A ;
- q_B le taux de sinistralité de la catégorie B.

Par ailleurs, comme les probabilités de sinistralité estimées sont proches de zéro, l'Odds Ratio fournit également une approximation du Risque Relatif (RR) associé à la variable.

4.1.1. Le Modèle Linéaire Généralisé (GLM)

Dans ce chapitre, nous nous sommes notamment inspirés des travaux publiés dans l'ouvrage « BIOSTATISTIQUE Volume 2 » de B. SCHERRER.

a) *Le Modèle Linéaire Généralisé et la fonction de lien*

Le modèle linéaire généralisé est une généralisation du modèle linéaire avec les aménagements suivants :

- il intègre une fonction de lien qui correspond à une transformation non linéaire de la variable à expliquer ;
- les réponses doivent être indépendantes mais ne doivent pas forcément suivre une loi normale.

Il repose sur **trois caractéristiques principales** :

- Une variable quantitative à expliquer Y composée de n **réponses indépendantes** $(Y_1, \dots, Y_i, \dots, Y_n)$, avec $i \in \{1, \dots, n\}$, **non nécessairement identiquement distribuées** mais suivant une distribution de probabilité appartenant à la **famille exponentielle des distributions de probabilité**.

L'espérance de Y_i est une fonction g d'un paramètre de réponse moyenne $\mu_i \in \mathbb{R}$:

$$E(Y_i) = g(\mu_i)$$

La dispersion de Y_i est un paramètre constant $\phi \in \mathbb{R}_+$:

$$V(Y_i) = \phi$$

La famille exponentielle se compose notamment des lois normale, de poisson, exponentielle, gamma, bêta, binomiale, binomiale négative, hypergéométrique, multinomiale. Plusieurs fonctions de lien g sont utilisables et leur choix dépend de la distribution de probabilité attendue de la réponse Y_i .

- **Un prédicteur linéaire** η_i défini comme étant la combinaison linéaire du vecteur X_i des p variables explicatives du risque étudié et d'un vecteur paramètre à estimer β :

$$\eta_i = X_i \beta$$

Avec :

- $X_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ij}, \dots, x_{ip-1}) \in \mathbb{R}^p$;
 - $\beta = (\beta_0, \dots, \beta_j, \dots, \beta_{p-1}) \in \mathbb{R}^p$;
 - $j \in \{1, \dots, p-1\}$
- **Une fonction de lien g** qui relie le prédicteur linéaire η_i à la réponse moyenne μ_i :

$$\eta_i = g(\mu_i)$$

Soit Y le vecteur des variables aléatoires $(Y_1, \dots, Y_i, \dots, Y_n)$ à expliquer définie de la façon suivante :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si un décès ou une P.T.I.A. survient durant la période d'observation et est indemnisé} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec $i = \{1, \dots, n\}$.

Nous sommes alors typiquement dans le cas d'une distribution binomiale : $Y_i \sim \mathcal{B}(n_i, q_i)$. La fonction de lien s'écrit donc de la façon suivante :

$$\eta_i = \text{logit}(q_i) = \log\left(\frac{q_i}{1-q_i}\right) \quad (4.1)$$

D'où :

$$q_i = \frac{e^{\eta_i}}{1+e^{\eta_i}} \quad (4.2)$$

Soit μ le vecteur des moyennes $(\mu_1, \dots, \mu_i, \dots, \mu_n) \in \mathbb{R}^n$ de la variable aléatoire à expliquer Y :

$$\mu = E(Y)$$

Nous souhaitons déterminer les valeurs des p paramètres $(\beta_0, \dots, \beta_j, \dots, \beta_{p-1})$ qui permettent d'estimer la valeur attendue de Y_i dans la situation décrite par les valeurs de X_i :

$$\mu_i = E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_j x_{ij} + \dots + \beta_{p-1} x_{ip-1} = {}^t X_i \beta \quad (4.3)$$

En remplaçant le modèle linéaire pour prédire μ_i par un modèle linéaire pour prédire η_i nous obtenons le modèle linéaire généralisé suivant :

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_j x_{ij} + \dots + \beta_{p-1} x_{ip-1} = g(\mu_i) = \langle X_i, \beta \rangle \quad (4.4)$$

Remarquons que dans ce modèle, la variance est liée à la moyenne :

$$\text{Var}(Y_i) = n_i q_i (1 - q_i) = \mu_i \left(1 - \frac{\mu_i}{n_i}\right)$$

b) L'estimation des paramètres du Modèle Linéaire Généralisé

Comme pour le modèle linéaire, les paramètres du modèle linéaire généralisé sont estimés selon le principe du maximum de vraisemblance.

Puisque nous sommes dans le cas d'une distribution binomiale, nous pouvons écrire la fonction de vraisemblance de la façon suivante :

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n C_{n_i}^{y_i} q_i^{y_i} (1 - q_i)^{n_i - y_i}$$

D'où :

$$\text{Log } L(\beta) = \sum_{i=1}^n \log(C_{n_i}^{y_i}) + y_i \log(q_i) + (n_i - y_i) \log(1 - q_i) = \sum_{i=1}^n \log(C_{n_i}^{y_i}) + y_i \log\left(\frac{q_i}{1 - q_i}\right) + n_i \log(1 - q_i)$$

A l'aide des expressions 4.1 et 4.2, nous pouvons écrire cette formule de la façon suivante :

$$\text{Log } L(\beta) = \sum_{i=1}^n \log(C_{n_i}^{y_i}) + y_i \text{logit}(q_i) + n_i \log\left(1 - \frac{e^{\eta_i}}{1 + e^{\eta_i}}\right)$$

Les expressions 4.1 et 4.4 nous permettent de déduire :

$$\text{Log } L(\beta) = \sum_{i=1}^n \log(C_{n_i}^{y_i}) + y_i \langle X_i, \beta \rangle - n_i \log(1 + e^{\langle X_i, \beta \rangle})$$

En annulant la dérivée première de la log-vraisemblance, on obtient :

$$\frac{d \text{Log } L(\beta)}{d\beta} = 0 \Leftrightarrow \sum_{i=1}^n y_i x_{ij} - n_i \frac{x_{ij} e^{\langle X_i, \beta \rangle}}{1 + e^{\langle X_i, \beta \rangle}} = 0$$

Il vient alors :

$$\sum_{i=1}^n x_{ij} (y_i - n_i p_i) = 0$$

L'estimation des paramètres s'effectue sur la base d'un algorithme itératif (Newton-Raphson en général) convergeant vers le maximum de vraisemblance.

4.1.2. La construction du modèle

a) Le traitement de la base de données

Afin d'appliquer le modèle linéaire généralisé dans le cadre de notre étude, nous avons dû effectuer les transformations suivantes sur notre base de données :

- **Duplication des lignes de la base de données selon chaque âge et chaque ancienneté pour chaque assuré du portefeuille :** afin de traiter les censures et de troncatures, nous avons dupliqué chacune des 471 728 lignes correspondant à chaque assuré de façon à obtenir une ligne pour chaque âge et chaque ancienneté pendant la période d'observation.

Puis nous avons pondéré les observations par la durée d'observation au risque. La table retraitée comporte du fait de cette duplication 3 039 719 lignes.

Remarques : Ce retraitement introduit un biais non négligeable du fait de cette duplication, il paraît difficile de dire que toutes les observations sont indépendantes. Cependant, pour bonne suite de notre étude, nous avons supposé cette hypothèse.

- **Positionnement de l'exposition de chaque ligne de sinistre à 1 :** en effet, sans ce retraitement, le logiciel utilisé SAS utilisé pour construire le modèle minore les sinistres en les pondérant par la durée d'exposition de la dernière année de l'assuré pour lequel le sinistre est survenu.
- **Regroupement de certaines modalités de variables en classes afin d'obtenir assez de volume pour que la variable devienne significativement explicative.**

b) Le choix des variables du modèle

Pour tester l'existence et la décroissance de l'effet de la sélection médicale, nous avons choisi de construire dans un premier temps un modèle linéaire généralisé intégrant par défaut deux variables explicatives : l'âge et l'ancienneté de l'affaire (transformées en classes).

Ensuite nous avons cherché à ajouter d'autres variables explicatives au modèle en fonction de :

- leur contribution au modèle via la déviance ;
- la significativité des paramètres ;
- la valeur de l'AIC (Critère d'Information d'Akaike).

✓ **La contribution marginale de variables explicatives**

La contribution marginale de facteurs supplémentaires à l'explication des données est testée à partir de la statistique D qui repose sur la déviance définie comme suit :

$$D = 2\log L(y; \beta_{\text{modèle saturé}}) - 2\log L(y; \beta_{\text{modèle restreint}}) \sim \chi^2(n - p)$$

Où :

- $L(y; \beta_{\text{modèle saturé}})$ est la valeur de la fonction de vraisemblance obtenue dans le cas du modèle saturé ;
- $L(y; \beta_{\text{modèle restreint}})$ est la valeur de la fonction de vraisemblance obtenue dans le cas de notre modèle (le modèle restreint) ;
- p est le nombre de paramètres à estimer ;
- n est le nombre d'observations.

La déviance mesure l'écart de la log vraisemblance et correspond à la vraisemblance de réalisation des résultats observés si l'on utilise le modèle alternatif rapporté à la vraisemblance de réalisation des résultats observés si l'on utilise le modèle nul.

✓ **La significativité des paramètres**

Pour évaluer la significativité des paramètres estimés, nous avons testé les deux hypothèses suivantes :

$$(H_0) \beta = \beta^0$$

$$(H_1) \beta \neq \beta^0$$

de trois manières différentes :

- *le test du rapport de vraisemblance (ou de la déviance)* : on compare les vraisemblances contraintes et non contraintes et on accepte l'hypothèse H_0 si ces deux valeurs sont proches

$$\xi^n = 2(\ln L(\hat{\beta}) - \ln L(\beta^0)) \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(p)$$

- *le test de Wald* : si $g(\hat{\beta}) \approx 0$, alors on accepte l'hypothèse H_0

$$\xi^{WV} = {}^t(\hat{\beta} - \beta^0) I(\hat{\beta}) (\hat{\beta} - \beta^0) \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(p)$$

- *le test du score* : on utilise la condition du premier ordre du modèle contraint qui fait apparaître le Lagrangien $\ln L(\beta) + g'(\beta)\lambda$:

$$\frac{\partial \ln L(\hat{\beta}^n)}{\partial \beta} + \frac{\partial g'(\hat{\beta}^n)}{\partial \beta} \hat{\lambda} = 0$$

Pour construire la statistique suivante :

$$\xi^2 = \left(\frac{\partial \ln L(\hat{\beta}^0)}{\partial \beta} \right)^T I(\hat{\beta}^0)^{-1} \frac{\partial \ln L(\hat{\beta}^0)}{\partial \beta} \xrightarrow{H_0} \chi^2(p)$$

Avec :

- I est la matrice d'information de Fisher ;
- p est le nombre de paramètres estimés du modèle ;
- $\hat{\beta}$ est le vecteur des paramètres estimés du modèle.

Ces trois statistiques obéissent à une loi $\chi^2(p)$, ce qui signifie que H_0 est rejetée si la statistique est supérieure à la valeur seuil prise par la loi $\chi^2(p)$.

✓ Le Critère d'Information d'Akaike (Akaike Information Criterion)

Le Critère d'Information d'Akaike (AIC) se définit de la façon suivante :

$$AIC = -2 \text{Log} L(\hat{\beta}) + 2p$$

où :

- p est le nombre de paramètres estimés du modèle ;
- $\hat{\beta}$ est le vecteur des paramètres estimés du modèle.

Nous avons supposé que le modèle ayant le plus petit AIC faisait le meilleur compromis entre le biais et la précision.

✓ La sur-dispersion des données

Lorsqu'une sur-dispersion est constatée, c'est-à-dire lorsque la variance est supérieure au paramètre ϕ , une façon simple de tenir compte de cette sur-dispersion est d'appliquer un facteur de sur-dispersion ϕ des données de telle sorte que :

$$\text{Var}(Y_i) = \phi n_i \mu_i (1 - \mu_i) = \phi \mu_i \left(1 - \frac{\mu_i}{n_i} \right)$$

Le modèle est alors ajusté selon le principe habituel et les valeurs estimées des paramètres ne sont pas affectées par la valeur de ϕ .

Le facteur de dispersion est estimé par la déviance (ou le khi carré de Pearson) divisée par le nombre de degrés de liberté.

L'option DSCALE sous SAS permet d'estimer la valeur de ϕ , tandis que l'option SCALE permet d'estimer la racine carrée de ϕ .

4.1.3. Les résultats

Nous avons testé l'ajout des variables suivantes :

- *Le sexe de l'assuré* : même s'il ne sera plus possible d'utiliser ce facteur tarifaire à partir de décembre 2012, il s'agit d'un facteur dont l'effet ne peut être négligé ;
- *Le type de formalité médicale effectuée à l'entrée* ;
- *La taille du courtier ayant vendu le premier contrat d'assurance de prêt à l'assuré* ;
- *Le capital initial assuré* ;

Au modèle intégrant la classe d'âge et la classe d'ancienneté.

Compte tenu du faible volume de données dont nous disposons et du cadre de notre étude, nous avons finalement retenu les variables explicatives suivantes :

- *La classe d'âge* ;
- *La classe d'ancienneté* ;
- *Le type de formalités médicales.*

La taille du courtier et le capital assuré ont été abandonnés à l'issue des tests par manque de pertinence. Le sexe était en revanche significatif mais l'ajout de cette variable dans le modèle limitait fortement la volumétrie de notre population de référence et augmentait ainsi notre critère AIC. Compte tenu de l'objectif de notre étude, nous avons fait le choix de prioriser la variable « type de formalités médicales » par rapport à la variable « Sexe ».

En observant les résultats du modèle ainsi constitué (cf *Figure 4.1*), nous pouvons déduire que :

- **L'effet de la sélection des risques est réel et décroît globalement au fur et à mesure des années passées dans le portefeuille**, avec une sinistralité la première année à 34% de celle observée après la troisième année ;
- **La sélection des risques est bien plus efficace via un questionnaire de santé, une visite médicale et/ou des analyses complémentaires que par une simple Déclaration d'Etat de Santé (DES)** : le rapport de sinistralité entre les assurés ayant souscrit via une DES et les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé et une visite médicale et/ou des analyses est en effet de 2,1.
- **L'écart de sinistralité entre les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé et les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires est néanmoins assez faible (seulement 17%).**

Figure 4.1

MODELE GLM DES ASSURES NON MAJORES

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance										
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2	ODS Ratio	Proba décès / P.T.I.A
					de Wald à 95 %					
Intercept		1	-4,6655	0,1884	-5,0347	-4,2963	613,4	<.0001	1%	
Age_glm	01 - 18 à 28	1	-2,6111	0,2275	-3,0571	-2,1651	131,68	<.0001	7%	0,06911%
Age_glm	02 - 29 à 30	1	-3,0309	0,2466	-3,5143	-2,5475	151,03	<.0001	5%	0,04543%
Age_glm	03 - 31 à 32	1	-2,6873	0,1792	-3,0386	-2,336	224,79	<.0001	7%	0,06404%
Age_glm	04 - 33 à 34	1	-2,396	0,1452	-2,6806	-2,1114	272,27	<.0001	9%	0,08568%
Age_glm	05 - 35 à 36	1	-2,2196	0,128	-2,4705	-1,9687	300,64	<.0001	11%	0,10219%
Age_glm	06 - 37 à 38	1	-1,9788	0,1171	-2,2083	-1,7494	285,62	<.0001	14%	0,12997%
Age_glm	07 - 39 à 40	1	-2,0715	0,1331	-2,3324	-1,8106	242,18	<.0001	13%	0,11848%
Age_glm	08 - 41 à 45	1	-1,4858	0,0891	-1,6603	-1,3112	278,27	<.0001	23%	0,21262%
Age_glm	09 - 46 et plus	0	0	0	0	0			100%	0,93267%
Anc_glm	01 De 0 à 1 an	1	-1,0657	0,2489	-1,5536	-0,5778	18,33	<.0001	34%	0,32327%
Anc_glm	02 De 1 à 2 ans	1	-0,6775	0,1687	-1,0081	-0,3469	16,13	<.0001	51%	0,47588%
Anc_glm	03 2 ans et plus	0	0	0	0	0			100%	0,93267%
FM_glm	01 QS + Analyses / RM	1	-0,7597	0,1979	-1,1475	-0,3718	14,74	0,0001	47%	
FM_glm	02 QS	1	-0,6009	0,1847	-0,963	-0,2389	10,59	0,0011	55%	
FM_glm	03 DES	0	0	0	0	0			100%	
Scale		0	1,1065	0	1,1065	1,1065				

Statistique LR pour Analyse de Type 1							
Source	Ecart	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Intercept	2568.4714						
Age_glm	198.4913	10	108	95.82	<.0001	958.24	<.0001
Anc_glm	117.2898	3	108	19.18	<.0001	57.55	<.0001
FM_glm	106.9976	2	108	4.58	0.0123	9.16	0.0103

Statistique LR pour Analyse de Type 3						
Source	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Age_glm	10	108	169.51	<.0001	984.66	<.0001
Anc_glm	3	108	20.97	<.0001	60.81	<.0001
FM_glm	2	108	3.72	0.0273	9.16	0.0103

Parallèlement, nous avons également testé l'effet de l'ajout ponctuel d'assurés dans notre base d'étude :

- En « Tarif Majoré » : Il s'agit d'assurés qui ont été acceptés sous un contrat standard moyennant l'ajout d'une surprime ;
- En « Tarif Risques Spéciaux » : Il s'agit d'assurés qui, à l'issue de la sélection des risques, se sont vus transférés sur un contrat d'assurance spécifique pour les risques très aggravés et qui s'acquittent d'un tarif spécifique ;

et intégré cette information dans le modèle via une variable explicative de la sinistralité que nous nommerons « Classe de tarif ».

La base de données ainsi ponctuellement agrémentée comptabilise 922 sinistres en décès / P.T.I.A. indemnisés pour 504 602 assurés.

Le tableau des résultats reportés en Figure 4.2 révèle que :

- **les personnes transférées sur un contrat spécifique en raison d'une détection d'un risque spécifique sont 2,7 fois plus sinistrées que la population de référence ;**

- **les personnes majorées tarifairement** (car jugées plus sinistrées que la moyenne du portefeuille d'assurés) **sont 2,4 fois plus sinistrées que la population de référence** ;

Or la population de référence contient précisément dans notre modèle les assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé donc non majorés tarifairement, qui sont eux-mêmes, dans ce modèle :

- 1,8 fois plus sinistrés que les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé et bénéficiant d'un tarif standard ;
- 2.3 fois plus sinistrés que les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé accompagné d'une visite médicale et/ou d'analyses complémentaires.

Nous pouvons en déduire, sous l'hypothèse que les deux variables « Type Formalité médicale » et « Classe de tarif » soient parfaitement indépendantes, que si aucune sélection des risques n'était réalisée, nous aurions intégré potentiellement dans notre portefeuille, à un tarif standard, une catégorie de personnes 5 à 6 fois plus sinistrées que les personnes ayant souscrit en se soumettant à des formalités médicales poussées et pour lesquels aucun sur-risque n'a été détecté.

Cet écart serait probablement encore plus important si la sélection des risques était allégée ou pire, si elle n'existait pas, puisque nous serions dans le cadre d'une « sélection adverse des risques » (cf 1.2.1 L'asymétrie d'information) : par un système de vases communicants, nous obtiendrions tous les assurés qui ne souhaitent pas payer de majoration et les assurés que les autres acteurs ne souhaitent pas avoir dans leur portefeuille en raison de leur importante sinistralité.

CONFIDENTIEL

Figure 4.2

MODELE GLM DES ASSURES TN, MAJORES ET RISQUES AGGRAVES

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance										
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2	ODS Ratio	Proba.décès / P.T.I.A
					de Wald à 95 %					
Intercept		1	-4,6931	0,187	-5,0596	-4,3266	629,9	<.0001	1%	
Age_glm	01 - 18 à 28	1	-2,6095	0,218	-3,0368	-2,1822	143,27	<.0001	7%	0,067333%
Age_glm	02 - 29 à 30	1	-3,0679	0,2406	-3,5396	-2,5963	162,56	<.0001	5%	0,04258%
Age_glm	03 - 31 à 32	1	-2,7073	0,1725	-3,0454	-2,3693	246,39	<.0001	7%	0,06106%
Age_glm	04 - 33 à 34	1	-2,3065	0,1323	-2,5658	-2,0472	303,9	<.0001	10%	0,09114%
Age_glm	05 - 35 à 36	1	-2,1459	0,1171	-2,3754	-1,9163	335,73	<.0001	12%	0,10700%
Age_glm	06 - 37 à 38	1	-1,9582	0,1094	-2,1726	-1,7438	320,37	<.0001	14%	0,12907%
Age_glm	07 - 39 à 40	1	-2,0158	0,1225	-2,2558	-1,7757	270,89	<.0001	13%	0,12185%
Age_glm	08 - 41 à 45	1	-1,4221	0,0805	-1,5798	-1,2644	312,36	<.0001	24%	0,22042%
Age_glm	09 - 46 et plus	0	0	0	0	0			100%	0,90751%
Anc_glm	01 De 0 à 1 an	1	-1,1531	0,2205	-1,5854	-0,7208	27,34	<.0001	32%	0,28825%
Anc_glm	02 De 1 à 2 ans	1	-0,7088	0,1482	-0,9992	-0,4184	22,88	<.0001	49%	0,44878%
Anc_glm	03 2 ans et plus	0	0	0	0	0			100%	0,90751%
Maj_glm	01 - Tarif Risques spéciaux	1	0,9879	0,0963	0,799	1,1767	105,13	<.0001	269%	
Maj_glm	02 - Tarif Majoré	1	0,8657	0,096	0,6775	1,0539	81,32	<.0001	238%	
Maj_glm	03 - Tarif Standard	0	0	0	0	0			100%	
FM_glm	01 QS + Analyses / RM	1	-0,8142	0,195	-1,1965	-0,4319	17,43	<.0001	44%	
FM_glm	02 QS	1	-0,5844	0,1843	-0,9456	-0,2232	10,06	0,0015	56%	
FM_glm	03 DES	0	0	0	0	0			100%	
Scale		0	1,1086	0	1,1086	1,1086				

Statistique LR pour Analyse de Type 1							
Source	Ecart	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Intercept	3325.0974						
Age_glm	408.1991	8	200	168.28	<.0001	1346.26	<.0001
Anc_glm	373.4272	2	200	28.04	<.0001	56.08	<.0001
Maj_glm	192.9375	2	200	66.21	<.0001	132.43	<.0001
FM_glm	173.1529	2	200	9.58	0,0001	19.16	<.0001

Statistique LR pour Analyse de Type 3						
Source	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Age_glm	8	200	252.90	<.0001	1221.59	<.0001
Anc_glm	2	200	17.18	<.0001	65.15	<.0001
Maj_glm	2	200	79.45	<.0001	138.41	<.0001
FM_glm	2	200	8.05	0,0004	19.16	<.0001

Conclusions :

Le modèle GLM a permis de mettre en exergue non seulement l'efficacité de la sélection des risques dans le temps mais le caractère indispensable de celle-ci compte tenu de la sélection réalisée par les autres acteurs du marché.

Nous avons pu également prouver que l'effet de la sélection des risques est d'autant plus important que les formalités médicales effectuées à l'adhésion sont poussées.

Son utilisation est intéressante dans le cadre de notre étude car elle permet de quantifier l'ampleur moyenne de l'augmentation ou de la diminution de sinistralité à laquelle nous devons nous attendre en passant d'une catégorie de risque à une autre, sous l'hypothèse que les variables soient indépendantes les unes des autres.

Nous avons fait le choix néanmoins de ne pas utiliser ce modèle pour construire nos tables d'expérience en raison de quelques désagréments :

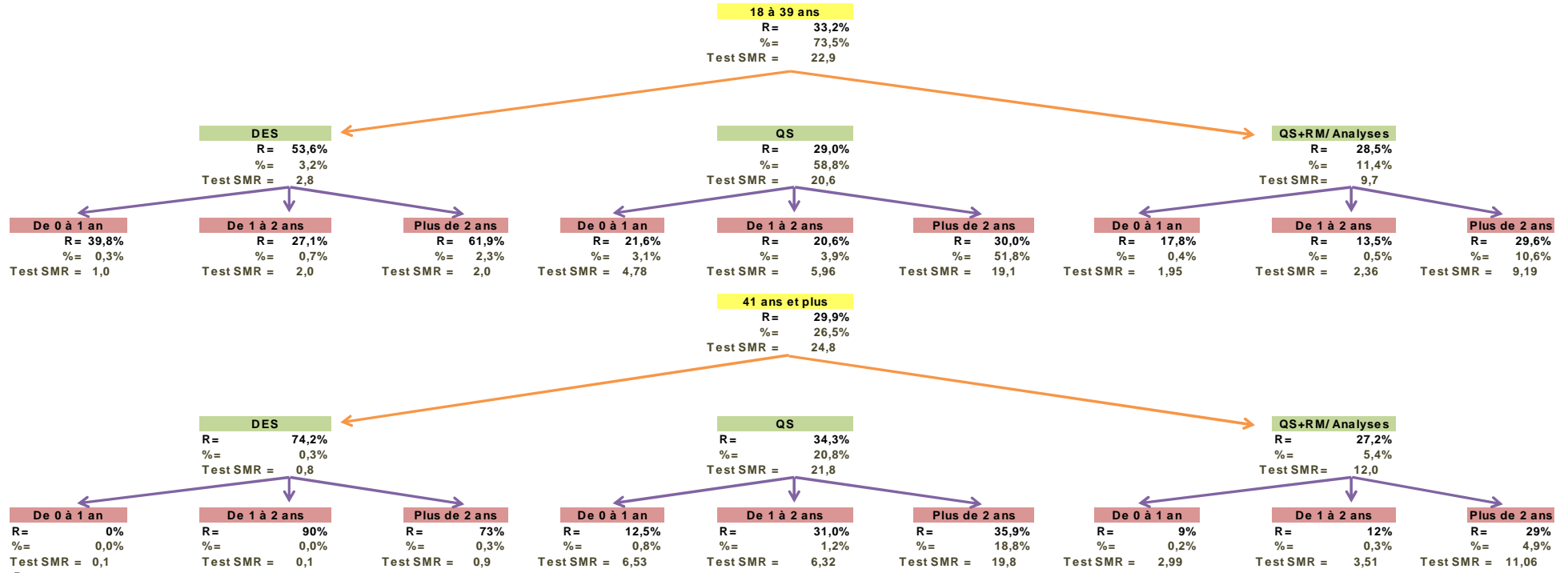
- ***L'utilisation d'un modèle paramétrique nécessite que le volume de données observé soit suffisant pour ajuster au mieux la population. Or dans notre cas, la modélisation obtenue nous permet de craindre un manque de précision sur les âges élevés (la classe d'âge établie pour le modèle étant trop importante à cause du faible volume constaté sur les âges qui la compose pour la population de référence) ;***
- ***Le modèle s'appuie sur le fait que les observations et les variables explicatives soient indépendantes. C'est sous cette condition, que les ODDS ratio sont utilisés pour passer de la sinistralité d'une catégorie de la population à une autre catégorie de cette même population. Or en pratique, nous voyons bien, sur la Figure 4.3, que l'efficacité des formalités passées à l'adhésion diffère dans le temps selon la classe d'âge et le type de formalité médicale.***

Il est donc fort probable que ce modèle intègre un biais sur les âges les plus élevés (la volumétrie de la population de référence étant faible et la classe d'âge large) ainsi qu'une marge de prudence en juxtaposant l'effet de chaque variable sans prendre en compte les corrélations entre celles-ci.

CONFIDENTIEL

Figure 4.3

SINISTRALITE GLOBALE SELON LA CLASSE D'AGE ATTEINT, LE TYPE DE FORMALITE MEDICALE ET LA CLASSE D'ANCIENNETE



Remarque :

- "R" représente le rapport de sinistralité du segment aux tables réglementaires
- "%" représente la part du segment en durée d'exposition dans le portefeuille
- "Test SMR" représente la valeur du test statistique du SMR (lequel suit une loi normale centrée réduite)

4.2. LA QUANTIFICATION DE L'EFFET DE LA SÉLECTION DES RISQUES SUR LA SINISTRALITÉ DU PORTEFEUILLE DANS LE TEMPS

Conscients des limites du modèle GLM dans le cadre de notre étude et convaincus que l'ampleur et la portée de l'effet de la sélection des risques évoluent selon l'âge (la sélection médicale n'a pas la même portée à 18 ans qu'à 50 ans, les pathologies les plus courantes se déclarant surtout après 40 ans), nous avons choisi d'appliquer une deuxième approche pour quantifier l'effet de la sélection des risques dans le temps.

Il s'agit de :

- **construire des tables d'expérience par segment significatif hors ancienneté** via une modélisation semi-paramétrique (le modèle de Cox) et considérer ces tables comme représentantes de la sinistralité de référence ;
- **calculer par ancienneté les rapports de sinistralité constatés par rapport à ces tables d'expérience référentes** ;
- **appliquer les rapports aux tables d'expérience** pour obtenir les tables finales de sinistralité par segment explicatif et ancienneté.

4.2.1. La construction des tables référentes via le modèle de Cox

Compte tenu des résultats des analyses précédentes effectuées sur la sinistralité et du faible volume de données dont nous disposons sur les assurés ayant souscrit via une Déclaration d'État de Santé, nous avons choisi, là aussi, de limiter la segmentation de nos tables référentes. L'objectif est de conserver le plus de volume possible pour répondre de façon significative à notre problématique d'étude de la sélection des risques dans le temps.

Nous avons donc choisi de construire uniquement trois tables référentes selon le type de formalité médicale effectuée à la souscription du contrat d'assurance, compte tenu du contexte de notre étude.

a) La définition du modèle

Pour établir nos tables référentes, nous nous sommes basés sur l'article « *Regression Models and Life Tables* » publié en 1972 par David Cox pour poser le modèle à hasard proportionnel suivant :

$$\boxed{h(x) = \exp(- {}^t z \beta) h_0(x)} \quad (4.5)$$

Avec :

- $z = \begin{pmatrix} z_{DES} \\ z_{QS} \\ z_{Analyses} \end{pmatrix}$ le vecteur associé à la variable « Type de Formalité »
où :
 - $z_{DES} = \begin{cases} 1 & \text{si l'assuré a souscrit via une DES ;} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$;
 - $z_{QS} = \begin{cases} 1 & \text{si l'assuré a souscrit via un Questionnaire de Santé (QS) ;} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$;
 - $z_{QS+RM/Analyses} = \begin{cases} 1 & \text{si l'assuré a souscrit via un QS, une visite médicale / des analyses ;} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$;
- $\beta = \begin{pmatrix} \beta_{DES} \\ \beta_{QS} \\ \beta_{Analyses} \end{pmatrix}$ le vecteur des paramètres à estimer associé à la variable z ;
- x la variable temporelle de l'âge ;
- $h_0(x)$ la fonction de hasard de base ;
- $h(x)$ la fonction de hasard à estimer en fonction du vecteur z , du vecteur paramètre β et de la fonction de hasard de base h_0 .

Et les hypothèses de base suivantes :

- *l'hypothèse de proportionnalité* : les taux de mortalité sont proportionnels au cours du temps;
- *l'hypothèse de linéarité* : le logarithme du taux relatif de décès est une fonction linéaire de la variable z .

Nous nous sommes ensuite servis de l'hypothèse de constance des décès entre deux âges entiers pour passer de l'expression des fonctions de hasard (4.5) aux taux de sinistralité en décès/P.T.I.A. En effet, cette hypothèse est celle-ci qui donne la plus faible durée de survie, donc la plus prudente compte tenu du risque que nous étudions.

Nous avons donc :

$$p_x = e^{-h(x)}$$

Avec p_x la probabilité d'être vivant et de ne pas subir un état de P.T.I.A. à l'âge x .

Comme $p_x = 1 - q_x$, nous en déduisons que :

$$\ln(1 - q_x) = h(x) \quad (4.6)$$

Avec l'aide de l'expression (4.6), l'expression (4.5) devient :

$$\ln(1 - q_x) = \exp(-t_x \beta) \ln(1 - q_x^0) = \ln[(1 - q_x^0)^{\exp(-t_x \beta)}] \quad (4.7)$$

Avec :

- q_x le taux de sinistralité à l'âge x que nous souhaitons estimer ;
- q_x^0 le taux de sinistralité de base à l'âge x .

En supprimant les logarithmes, nous obtenons la formule permettant d'estimer les taux de sinistralité :

$$q_x = 1 - (1 - q_x^0)^{\exp(-t_x \beta)}$$

En prenant comme référence la population des assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé nous obtenons finalement les taux de sinistralité :

- des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé :

$$q_x^{DES} = 1 - (1 - q_x^{DES0})^{\exp(-\beta^{DES})} \quad (4.8)$$

- des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires :

$$q_x^{Analyses} = 1 - (1 - q_x^{DES0})^{\exp(-\beta^{Analyses})} \quad (4.9)$$

La résolution du modèle s'effectue à l'aide d'un algorithme de maximisation de la vraisemblance.

b) Les tests réalisés

Deux types de tests ont été effectués :

- le test de la significativité de la variable explicative ;
- le test de proportionnalité des fonctions de hasard au cours du temps.

Soient :

$$(H_0) g(\beta) = 0$$

$$(H_1) : g(\beta) \neq 0$$

Avec g une fonction à valeurs dans \mathbb{R}^r et $g(\beta)$ un vecteur de dimension $r = p$, avec p le nombre de variables explicatives.

On note également :

- $\hat{\beta}$ l'estimateur du maximum de vraisemblance dans le modèle non contraint ;
- $\hat{\beta}^0$ son estimateur dans le modèle contraint.

✓ Le test de la significativité

Nous nous sommes servis des trois tests classiquement utilisés pour tester la significativité des paramètres estimés (cf 4.1.2. La construction du modèle b) Le choix des variables du modèle / La significativité des paramètres):

- le test du rapport de vraisemblance (ou de la déviance) dont nous nommerons la statistique ξ^R ;
- le test de Wald dont nous nommerons la statistique ξ^W ;
- le test du score dont nous nommerons la statistique ξ^S .

✓ Le test de proportionnalité au cours du temps

Deux types de tests sont classiquement utilisés pour vérifier la proportionnalité des fonctions de hasard dans le temps :

- *Test graphique* : Soit S_x la fonction de survie à estimer et S_x^0 la fonction de survie de base, un premier test visuel peut être réalisé en traçant la courbe des $(\log(-\log(S_x)))$ et $(\log(-\log(S_x^0)))$: les deux courbes doivent être parallèles ;
- *Test sur les résidus* : Le deuxième test couramment utilisé se base sur les résidus standardisés de Schoenfeld, lesquels correspondent à la contribution au score de chaque décès.

c) Les résultats

En utilisant le logiciel R, nous obtenons les résultats suivants, reportés en *Figure 4.4* :

$$\begin{cases} \beta^{QS} = 0 \\ \beta^{QS} = 0,7229 \\ \beta^{Analyses} = 0,7764 \end{cases}$$

Et les statistiques de significativité reportés ci-après :

$$\begin{cases} \chi^2 = 11,4 \\ \chi^W = 13,78 \\ \chi^S = 14,36 \end{cases}$$

montrent que **les paramètres des modalités de la variable « Type formalités » sont significatifs**. L'hypothèse H_0 est en effet rejetée pour les trois tests au seuil de 0,1%.

Figure 4.4

```
> summary(Cox_FM)
Call:
coxph(formula = Surv(AgeEntree, AgeSortie, non_censure, type = "counting") ~
      FM_étude, data = t_ajust)

n= 471728, number of events= 739

              coef exp(coef) se(coef)      z Pr(>|z|)
FM_étudeQS      -0.7229   0.4853  0.1997 -3.620 0.000295 ***
FM_étudeQS+Analyses/RM -0.7764   0.4601  0.2163 -3.589 0.000331 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

              exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
FM_étudeQS           0.4853     2.060   0.3281   0.7178
FM_étudeQS+Analyses/RM 0.4601     2.174   0.3011   0.7030

Concordance= 0.51 (se = 0.01 )
Rsquare= 0 (max possible= 0.03 )
Likelihood ratio test= 11.4 on 2 df,  p=0.00334
Wald test              = 13.78 on 2 df,  p=0.001018
Score (logrank) test = 14.36 on 2 df,  p=0.0007599

> cox.zph(Cox_FM)

              rho chisq      p
FM_étudeQS      -0.00368 0.0101 0.920
FM_étudeQS+Analyses/RM 0.00937 0.0653 0.798
GLOBAL              NA 0.5637 0.754
```

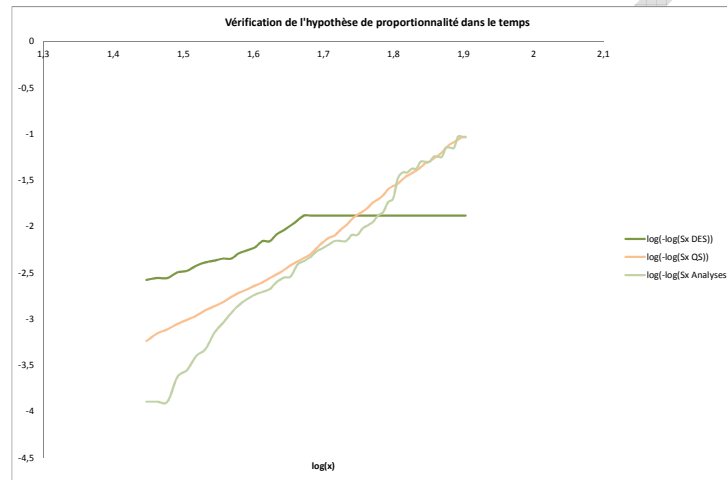
Le test des résidus de Schoenfeld confirme l'hypothèse de proportionnalité avec une p-valeur de :

- 92% pour les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé ;

- 79,8% pour les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires ;
- 75% au global.

Nous avons reporté graphiquement, sur la *Figure 4.5*, les courbes ($\log(-\log(S_x^{QS}))$), ($\log(-\log(S_x^{Analyses}))$) et ($\log(-\log(S_x^{DES}))$). Les courbes ne se croisent pas tant qu'il y a des sinistres au sein du groupe des assurés ayant souscrit via une DES.

Figure 4.5



Nous avons ensuite construit, via l'estimateur de Kaplan Meier, les taux bruts de sinistralité de la population des assurés ayant souscrit via une déclaration d'état de santé par âge puis les avons ajustés via un modèle logistique (cf 3. LA CONSTRUCTION DE LA TABLE D'EXPERIENCE GLOBALE).

Le modèle résultant s'écrit de la façon suivante :

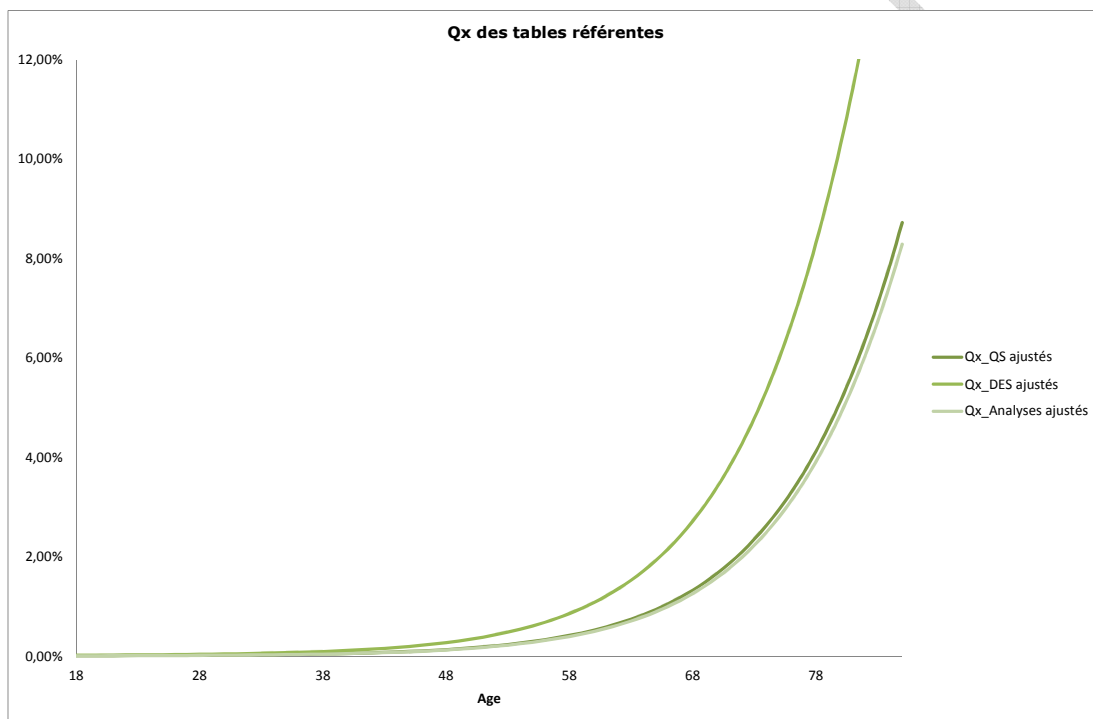
$$\hat{q}_x = \frac{\lambda e^{\beta x + \varepsilon}}{1 + \lambda e^{\beta x + \varepsilon}} + \hat{\gamma}$$

Avec les paramètres estimés suivants :

$$\begin{cases} \hat{\lambda} = 9,04719813924484E - 06 \\ \hat{\beta} = 0,118081632646075 \\ \hat{\gamma} = 0,000120790928229394 \end{cases}$$

Ensuite, à l'aide des modélisations de Cox (4.8) et (4.9) déterminées plus hauts, nous déduisons les taux de sinistralité des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé et des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires. Les courbes reportées en *Figure 4.6* montrent l'évolution dans le temps de la sinistralité entre les assurés ayant souscrit via une Déclaration d'Etat de Santé et les autres assurés du portefeuille.

Figure 4.6



Pour nous donner une idée de la pertinence du modèle, nous avons comparé les sinistres estimés et les sinistres observés et nous avons obtenu les résultats affichés sur les *Figures 4.7, 4.8 et 4.9*.

Nous constatons que les courbes ainsi constituées reflètent la population globalement sous-jacente avec une légère marge de prudence pour les q_x^{QS} et les $q_x^{QS+RM/Analyses}$. Ces marges sont liées au faible volume de la population référente sur les âges élevés.

Figure 4.7

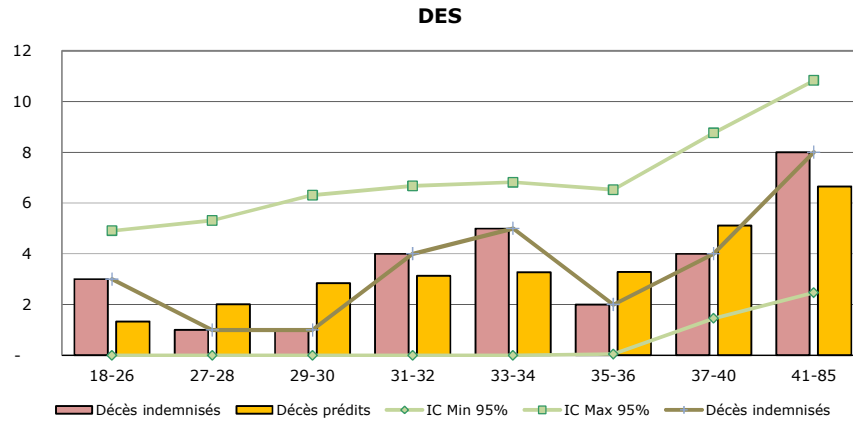


Figure 4.8

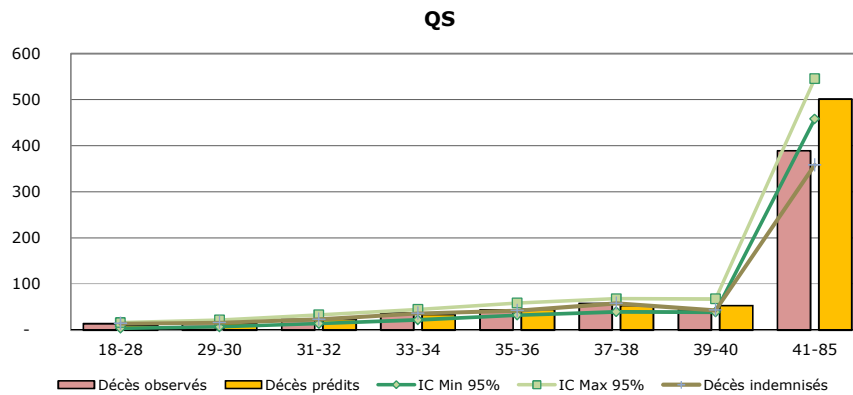
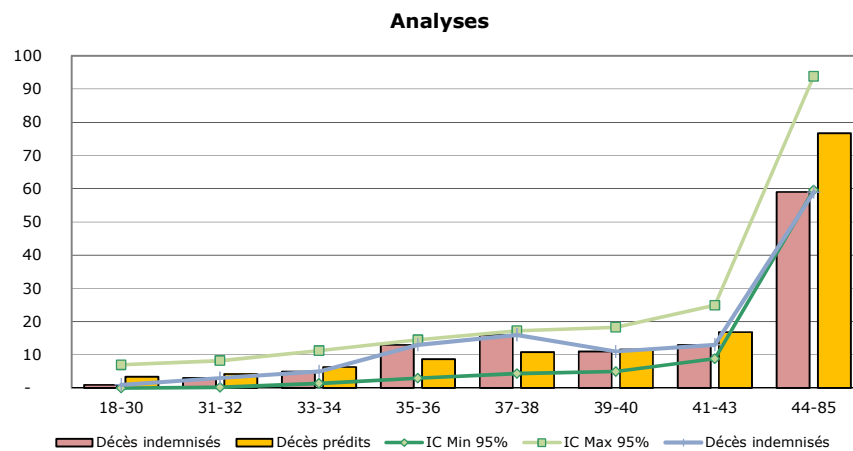


Figure 4.9



4.2.2. Le calcul des rapports de sinistralité

L'objectif de ce chapitre est d'estimer l'ampleur et la portée de l'effet de la sélection des risques selon l'ancienneté.

Pour avoir une estimation la plus précise possible de cet effet, nous devrions, idéalement, pouvoir estimer un taux de mortalité pour chaque couple (âge, ancienneté). En pratique, le faible volume de sinistres constaté par ancienneté ne nous permet pas de procéder ainsi.

a) Le choix de la référence

Intuitivement, nous pouvons supposer que la sinistralité des assurés après la souscription tend à converger vers la sinistralité moyenne de la population globale. Nous choisissons donc de définir comme taux de mortalité de référence, les taux de sinistralité des tables d'expérience constituées précédemment.

b) Le calcul des rapports de sinistralité par ancienneté

Soient :

- $u = \begin{pmatrix} DES \\ QS \\ Analyses \end{pmatrix}$ le vecteur associé à la variable « Type de Formalité » ;
- q_x^u la probabilité de décéder ou de se trouver en état de P.T.I.A entre l'âge x et l'âge $x + 1$, issue des tables d'expérience segmentées selon le type de formalité médicale ;
- $q_{j,x}^u$ la probabilité de décéder ou de se trouver en état de P.T.I.A entre l'âge x et l'âge $x + 1$ alors que l'assuré est depuis j années en portefeuille, et que le sinistre soit indemnisé, segmentée selon le type de formalité médicale ;

Alors nous cherchons à estimer le rapport suivant, pour chaque âge x et chaque ancienneté $j = \{0, 1, 2, \dots, m\}$, m étant l'ancienneté maximum :

$$R_{xj}^u = \begin{cases} \frac{q_{j,x}^u}{q_x^u} & \text{si } q_x^u \neq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.10)$$

En pratique, le faible volume de sinistres constaté par ancienneté ne nous permet pas de procéder ainsi.

Nous avons donc cherché à résumer l'information sur chaque ancienneté en utilisant la même méthode de comparaison de sinistralité que celle que nous avons utilisée au chapitre 2.2.1. *La projection de la sinistralité de la population française moyenne sur notre portefeuille, c'est à dire en rapportant le nombre de décès/P.T.I.A. survenus en ancienneté j et indemnisés au nombre de décès/P.T.I.A. estimés si la sinistralité des assurés en ancienneté j était la même que celle des assurés de la population référente, pour chaque type de formalité médicale.*

Nous avons donc introduit le rapport de sinistralité suivant :

$$\bar{R}_j^m = \frac{\sum_x d_{j,x}^m}{\sum_x n_{j,x}^m q_x^m} \quad (4.14)$$

Avec :

- $d_{j,x}^m$ le nombre de sinistres survenus entre l'âge x et l'âge $x+1$ alors que l'assuré est depuis j années en portefeuille, et indemnisés, segmenté selon le type de formalité médicale ;
- $n_{j,x}^m$ la durée d'exposition des assurés vivants et valides à l'âge x alors que l'assuré est depuis j années en portefeuille, segmentée selon le type de formalité médicale ;
- q_x^m la probabilité de décéder ou de se trouver en état de P.T.I.A. entre l'âge x et l'âge $x+1$, issue des tables d'expérience segmentées selon le type de formalité médicale ;

Par convention on pose : $\bar{R}_j^m = 0$ si $\sum_x n_{j,x}^m q_x^m = 0$.

c) Les résultats

Nous avons lancé les calculs sous SAS et avons obtenu les courbes de rapports de sinistralité représentés graphiquement en *Figures 4.10, 4.11 et 4.12*.

Nous en déduisons les constats suivants :

- **Il est difficile de dégager une tendance dans le temps sur la population des assurés ayant souscrit via une Déclaration d'État de Santé.** La courbe des rapports de sinistralité est assez erratique et nous ne savons pas si cela est lié au manque de volume de données ou à l'effet moindre de sélection des risques que nous avons constaté. **Nous avons donc décidé de ne pas construire de rapports pour cette population.**
- **Le graphique de la Figure 4.11 montre une croissance continue du rapport de sinistralité des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé sur les 6 premières années en portefeuille.** Le rapport stagne ensuite pour remonter au-delà de la dixième année. Nous avons décidé de regrouper les anciennetés au-delà de la sixième année en portefeuille.
- **Le graphique de la Figure 4.12 semble montrer une croissance par palier du rapport de sinistralité des assurés ayant souscrit via un questionnaire de**

santé, et une visite médicale et/ou des analyses complémentaires. Cette croissance se distingue sur les 6 premières années en portefeuille. Les années suivantes sont périlleuses à analyser compte tenu de la volumétrie. Nous avons décidé de regrouper les anciennetés au-delà de la sixième année en portefeuille. **L'histogramme n'étant pas parfaitement croissant et les rapports tendant à diminuer très légèrement entre la première et la deuxième année ainsi que la troisième et sur la quatrième année, nous nous sommes interrogés sur un éventuel retraitement de ceux-ci :**

- Si la courbe avait été constituée en vue d'une tarification, nous aurions intégré une contrainte de monotonie dans ce modèle et aurions pu tester *a minima* deux possibilités :
 - Le lissage de la courbe par une régression de façon à ce que celle-ci soit plus homogène ;
 - Le regroupement de classes d'ancienneté, à l'instar de A.E. RENSHAW et S. HABERMAN (cf article « *Dual modelling and select mortality* » publié en octobre 1996), puisque nous avons constaté que la sinistralité est homogène par palier sur ce type de population ;
- N'ayant pas cette contrainte, et puisque les écarts de rapports constatés sont faibles, nous avons fait le choix de laisser les rapports en l'état.

Figure 4.10

Evolution du rapport de sinistralité à la table de référente - DES

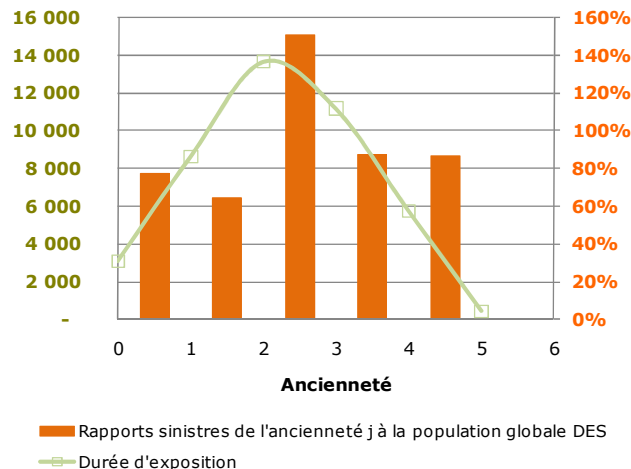


Figure 4.11

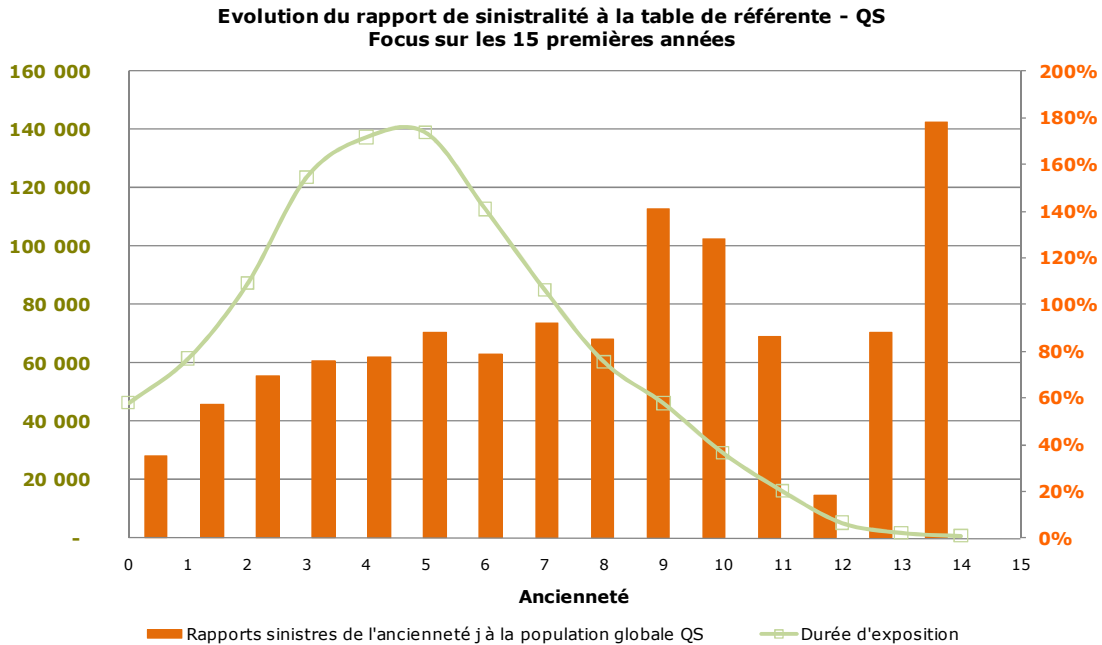
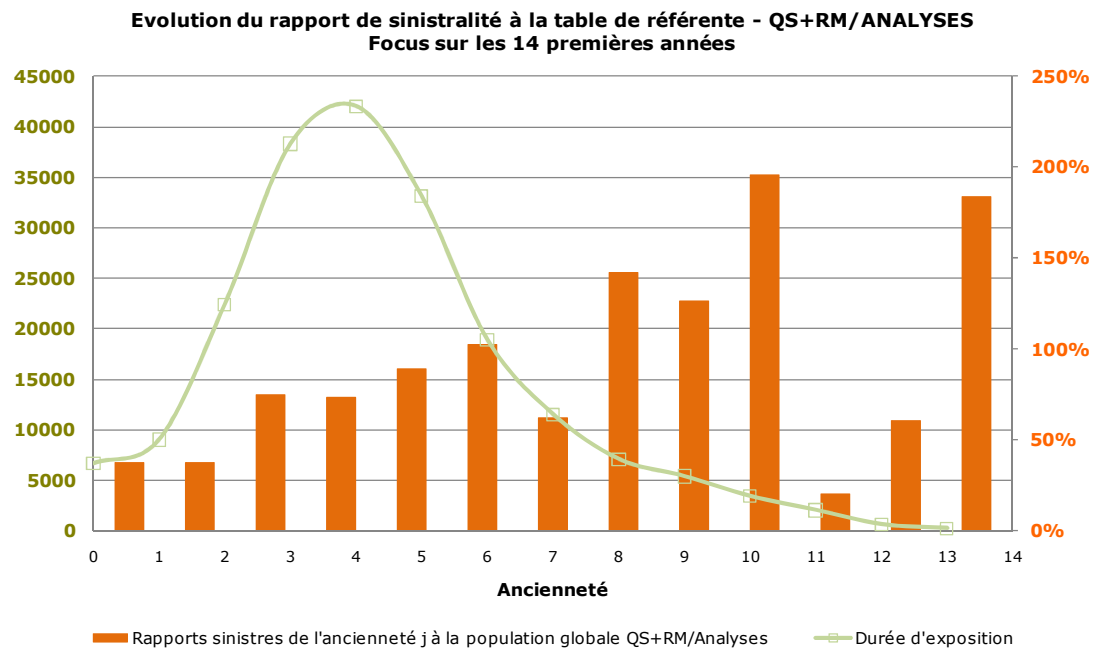


Figure 4.12



Les rapports finaux reportés en *Figure 4.13* nous permettent d'identifier :

- un **effet décroissant de la sélection des risques dans le temps pour la population des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé et des**

assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé, une visite médicale et/ou des analyses complémentaires ;

- une sinistralité respectivement à 35% et à 38% la première année de celle constatée sur les tables de référence.

Notons que le rapport de dernière année pour les assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé est légèrement en dessous de 100%. Cela est dû à la marge de prudence que nous avons constatée sur la table d'expérience de cette population.

Figure 4.13

Ancienneté	Rapports QS+RM/ Analyses	Rapports QS	Rapports DES
01 - De 0 à 1 an	38%	35%	100%
02 - De 1 à 2 ans	37%	57%	100%
03 - De 2 à 3 ans	75%	69%	100%
04 - De 3 à 4 ans	73%	76%	100%
05 - De 4 à 5 ans	89%	77%	100%
06 - De 5 ans et plus	104%	94%	100%

4.2.3. Les tables d'expérience avec ancienneté

Les taux de sinistralité par âge, ancienneté et segment DES / QS / QS+RM/Analyses sont déduits de nos résultats précédents de la façon suivante :

$$q_{j,x}^n = q_x^n \bar{R}_j^n$$

Avec :

- $u = \begin{pmatrix} DES \\ QS \\ Analyses \end{pmatrix}$ le vecteur associé à la variable « Type de Formalité » ;
- q_x^n la probabilité de décéder ou de se trouver en état de P.T.I.A entre l'âge x et l'âge $x + 1$, issue des tables d'expérience, segmentée selon le type de formalité médicale ;
- $q_{j,x}^n$ la probabilité de décéder ou de se trouver en état de P.T.I.A entre l'âge x et l'âge $x + 1$, et que le sinistre soit indemnisé, alors que l'assuré est depuis j années en portefeuille avec $j = \{0,1,2, \dots, 5^+\}$ segmenté selon le type de formalité médicale ;
- \bar{R}_j^n le rapport moyen de sinistralité pour l'ancienneté.

Nous avons ensuite testé la pertinence globale de la méthode employée en appliquant à la population observée les taux de sinistralité que nous avons construits par âge, type de formalité médicale et ancienneté.

Sur le tableau des résultats affiché en *Figure 4.14*, nous constatons que **le modèle semble globalement adapté puisque le nombre de sinistres projeté est à des dixièmes près le même que celui des sinistres indemnisés de notre étude. Attention néanmoins à la validité des résultats sur les grands âges.** En effet, la population de référence manque cruellement de volumétrie sur ceux-ci, impactant ainsi la qualité des courbes constituées sur la cette base.

Figure 4.14

Exposition	Nombre sinistres indemnisés	Nombre de sinistres estimé via le modèle de Cox et les rapports de sinistralité	IC inf 5%	IC sup 5%
1 198 397	739	738,6	685	792

CONFIDENTIEL

5. LES CONCLUSIONS DE L'ÉTUDE

Le modèle GLM a permis de mettre en exergue non seulement l'efficacité de la sélection des risques dans le temps mais également le caractère indispensable de celle-ci compte tenu de la sélection réalisée par les autres acteurs du marché. Nous avons constaté en effet que, sous l'hypothèse que le type de formalité médicale et que le type de tarif (standard, majoré, risques aggravés) soient indépendants, si aucune sélection des risques n'était réalisée, nous aurions intégré potentiellement dans notre portefeuille, à un tarif standard, une catégorie de personnes cinq à six fois plus sinistrées que les personnes ayant souscrit en se soumettant à des formalités médicales complètes (questionnaire de santé, visite médicale et/ou analyses complémentaires) et pour lesquelles aucun sur-risque n'a été détecté. Cet écart serait probablement encore plus important si la sélection des risques était allégée ou pire, si elle n'existait pas : par un système de vases communicants, nous obtiendrions tous les assurés qui ne souhaitent pas payer de majoration ainsi que ceux que les compagnies d'assurance ne souhaitent pas avoir dans leur portefeuille en raison de leur importante sinistralité.

Nous avons pu également prouver que l'effet de la sélection des risques est d'autant plus fort que les formalités médicales effectuées à l'adhésion sont importantes. En effet, plus les formalités médicales sont complètes, plus la qualité des informations transmises est pertinente, diminuant ainsi l'asymétrie d'information :

- La déclaration d'état de santé (déclaration en bloc que l'état de l'individu est conforme à ce qui est écrit) intègre de fait un biais puisque l'assuré, généralement non conscient des subtilités médicales, ne s'attarde pas sur chacun des termes et, consciemment ou non, ne pense pas forcément à faire le lien entre ce qui est écrit et ses pathologies. L'assuré et le courtier ont par ailleurs intérêt à ce que l'assuré signe déclaration d'état de santé pour mettre fin au processus de sélection et établir une proposition tarifaire en tarif standard en temps réel. La conséquence en est une sinistralité deux fois plus importante que sur les autres assurés du portefeuille ayant bénéficié d'un tarif standard, avec un écart croissant dans le temps ;
- Les questionnaires de santé sont en général assez détaillés et la formulation des questions est étudiée pour que l'assuré identifie ce qui peut être considéré comme un risque pour l'assureur. Une réponse à chaque question doit être fournie et dans le cas d'un risque éventuel, il est demandé à l'assuré de fournir toutes les précisions et pièces complémentaires nécessaires à l'évaluation du risque. Cette méthode est néanmoins purement déclarative et soumise à :
 - l'honnêteté de l'assuré ;
 - la pertinence du questionnaire (l'assuré n'est pas tenu de répondre aux questions qui n'ont pas été posées) ;
 - la connaissance par l'assuré de son état de santé.



- Le rapport de visite médicale, les analyses de sang ou d'urine, les électrocardiogrammes, etc. sont autant de données objectives chiffrées sur l'état de santé de l'individu qui permettent à l'assureur d'avoir une vision maximale du risque. L'écart plus faible constaté avec la population des assurés ayant souscrit via un questionnaire de santé (de l'ordre de 15%) révèle que les personnes du service de sélection des risques ont su :
 - mettre en place une sélection (par des questionnaires, l'établissement des grilles de sélection médicales, etc.) adaptée et assez compréhensible pour que les assurés pensent à déclarer leurs pathologies ;
 - mettre à profit les informations transmises par l'assuré en demandant les informations complémentaires nécessaires et en appliquant des exclusions ou majorations à bon escient.

Il serait toutefois dangereux d'en conclure que les analyses et visites médicales n'ont pas besoin d'être aussi complètes, compte tenu de l'écart moindre constaté. Un tel écart peut coûter très cher lorsqu'un sinistre intervient sur un capital de plusieurs millions d'euros. De plus, la moindre relâche effectuée sur la sélection est susceptible de déformer la population en amenant des personnes qui pressentent ou sont conscients d'un état de santé moins bon. Par ailleurs, la qualité de l'information émanant d'un questionnaire de santé est fortement soumise à la qualité de celui-ci et au travail de recherche effectué par le service de sélection des risques.

Malgré la pression exercée sur le marché pour diminuer la sélection des risques à l'adhésion, les résultats de cette étude nous confortent donc dans l'idée que la sélection des risques est nécessaire et que son efficacité est d'autant plus importante que les formalités médicales effectuées à l'adhésion sont complètes. Ce constat nous renforce dans notre lutte quotidienne pour maintenir un niveau satisfaisant de sélection des risques à la souscription d'un contrat d'assurance prévoyance.

Toutefois, les résultats de notre étude doivent être relativisés compte tenu du faible volume de données. Il serait intéressant de reconstituer celle-ci dans quelques années, avec un peu plus de volumétrie, pour tester l'évolution du modèle et, si possible, pour mettre en pratique les méthodes que nous aurions souhaité tester. Nous avons notamment initialement dans l'idée, en nous basant sur les travaux réalisés par I.D. CURRIE et H.R. WATERS dans leur article « On modelling select mortality » ou encore en nous basant sur les travaux réalisés par A.E. RENSCHAW et S.HABERMAN dans leur article « Dual modelling and select mortality », de construire des taux de sinistralité par âge que nous aurions régressés aux taux de sinistralité à l'ancienneté ultime, a minima en constituant des classes d'âge, ou des classes d'ancienneté (si la sinistralité est homogène à l'intérieur de chaque classe).

Cette étude peut être complétée de diverses façons :

- *par une analyse de la sélection des risques en garantie incapacité / invalidité afin d'identifier si l'effet se ressent également sur les autres garanties non vie et à quelle hauteur, en introduisant le passage d'un état à un autre via des chaînes de Markov par exemple, en s'inspirant des travaux réalisés par C. M. Moller et publiés dans l'article « *Select mortality and other durationnal effects modelled by partially observed Markov Chains* » ;*
- *par une étude comparative des majorations appliquées aux sinistres indemnisés par pathologie ou classe de pathologies (cancers, affections cardio-vasculaires, etc.) ;*
- *par une analyse du taux de souscription des prospects selon le tarif (preferred, standard, majorés, risque aggravé) et la sélection des risques imposée ;*
- *etc.*

Il est toutefois difficile d'avoir une volumétrie suffisante pour pouvoir en conclure des résultats significatifs (bien souvent les portefeuilles étudiés dans les études publiées ont une volumétrie de l'ordre d'une population nationale).

CONFIDENTIEL

BIBLIOGRAPHIE

Ouvrages

DROESBEKE J.J., FICHET B., TASSI P. (1989) *ANALYSE STATISTIQUE DES DONNEES DE SURVIE – MODELISATION DES DONNEES CENSUREES*. ECONOMICA

LAMBERT-FAIVRE, LEVENEUR.L (2005) *Droit des assurances* 12^{ème} édition. DALLOZ

LANDEL J., CHARRÉ-SERVEAU M. (2003) *LEXIQUE des termes d'assurance*. L'ARGUS DE L'ASSURANCE

PLANCHET F., THÉRON P. (2006) *MODÈLES DE DURÉE Applications actuarielles*. ÉCONOMICA

SCHERRER B. (2009) *Biostatistique Volume 2* 2^{ème} édition. GAETAN MORIN EDITEUR

Articles et revues

I.D.CURRIE, H.R.WATERS – On modeling select mortality

FFSA - Les contrats d'assurance emprunteur en 2009 – *Enquête réalisée par la FFSA et le GEMA publiée le 20/07/2010*

INSERM – CépiDc (2005) Tests statistiques relatifs aux indicateurs de mortalité en population

LANCELOT R. et LESNOFF.M (Novembre 2005) – Sélection de modèles avec l'AIC et critères d'information dérivés Version 3

MOLLER C. (1990) - Select mortality and other durationnal effects modelled by partially observed Markov Chains, *University of Copenhagen, Scand. Actuarial J.* 1990

PANNEQUIN F. (2010) Chapitre 16 - Risque et asymétrie d'information. *Revue Risques - Numéro spécial 20 ans n° 81-82*

RENSHAW A.E., HABERMAN S. (1996), Dual modelling and select mortality. *Revue Insurance Mathematics and Economics*

Mémoires

CLOT V. (2009) – *La tarification des contrats emprunteurs*. Mémoire ISFA

SERDECZNY G. (2003) – *Impact de la sélection médicale sur le résultat technique d'un portefeuille d'assurance vie*. Mémoire ISFA

CONFIDENTIEL

ANNEXE 0 – QUELQUES EXEMPLES D'OUTILS DE SÉLECTION DE RISQUES

A. LA DÉCLARATION DE SANTÉ

L'(es) assuré(s) déclare(nt) :

- Ne pas être atteint(s) ou avoir été atteint(s), à sa (leur) connaissance, d'une des maladies ou affections suivantes : diabète insulino-dépendant, sclérose en plaques, cancer, transplantation d'organes, hémophilie, maladie génétique, maladie chronique ou récidivante, infirmité ou invalidité.
- Ne pas avoir subi un test de dépistage des sérologies, portant en particulier sur les virus des hépatites B et C ou sur celui de l'immunodéficience humaine (VIH), dont le résultat est positif.
- Ne pas être en arrêt de travail et ne pas bénéficier d'un aménagement de ses (leurs) conditions de travail pour raisons médicales.
- Ne pas avoir connu plus de 30 jours consécutifs d'arrêt de travail ou de temps partiel thérapeutique au cours des 5 dernières années (hors maternité).
- Ne pas avoir ou avoir eu de prescription médicale pour une affection neurologique, psychiatrique, métabolique (cholestérol, triglycérides, diabète...), pulmonaire, rhumatismale, endocrinienne (thyroïde...), cardiaque, vasculaire, ou pour une autre maladie avec un traitement supérieur à 1 mois (hors traitement pour affection saisonnière ou traitement contraceptif) ; ne pas être sous surveillance médicale (hors médecine du travail ou suivi systématique de grossesse) ; ne pas être en cours d'examens médicaux pour diagnostic d'une pathologie.
- Ne pas avoir été hospitalisé(s) au cours des 10 dernières années*.
- Au cours des 12 prochains mois, ne pas devoir, à ma connaissance, être hospitalisé, subir une intervention chirurgicale*, un examen médical spécialisé.
- Avoir un poids qui corresponde à sa (leur) tranche de taille :

	Tranche 1	Tranche 2	Tranche 3	Tranche 4	Tranche 5	Tranche 6	Tranche 7	Tranche 8	Tranche 9	Tranche 10	Tranche 11
Taille (cm)	143 - 150	151 - 155	156 - 160	161 - 165	166 - 170	171 - 175	176 - 180	181 - 185	186 - 190	191 - 195	196 - 200
Poids (kg)	38 - 63	40 - 74	43 - 80	46 - 85	50 - 90	53 - 95	55 - 101	58 - 107	61 - 113	65 - 120	70 - 125

* sauf pour maternité, appendicite, amygdales, végétations, varices, dents de sagesse, vésicule biliaire, hernie hiatale ou inguinale, hémorroïdes, déviation de la cloison nasale, césarienne, IVG.

- Vos coordonnées pourront être communiquées à des partenaires d'APRIL Assurances afin de leur permettre de vous proposer de nouveaux produits ou offres de service. Si vous ne le souhaitez pas, cochez la case ci-contre.

Je certifie avoir répondu avec exactitude et sincérité, n'avoir rien omis de déclarer qui puisse induire en erreur l'assureur et déclare être informé que toute réticence ou fausse déclaration entraînera la nullité du contrat en application des articles L113-8 et L113-9 du Code des Assurances.

Je demande mon adhésion à l'Association des Assurés d'APRIL ainsi qu'à la convention souscrite par elle auprès d'AXERIA Prévoyance.

Je déclare avoir pris connaissance des statuts de l'Association des Assurés d'APRIL.

Je déclare avoir pris connaissance préalablement à la signature de la présente demande d'adhésion, conservé et accepté les conditions générales valant note d'information référencées PRMV 07 - 06/07 (comportant notamment les conditions d'exercice du droit de renonciation et les dispositions essentielles du contrat) ainsi que les conditions applicables aux opérations de gestion d'APRIL Assurances.

Je reconnais être informé que les informations recueillies sont nécessaires à l'appréciation et au traitement de mon dossier d'adhésion et que les informations administratives font l'objet de traitements informatiques par APRIL Assurances et l'Assureur ou leur mandataire pour les besoins de l'exécution de mon adhésion au contrat. Conformément à la loi du 6 janvier 1978 modifiée, je dispose d'un droit d'accès et, le cas échéant, de rectification de toutes informations me concernant figurant sur ces fichiers en m'adressant par écrit à APRIL Assurances - 114 boulevard Marius Vivier Merle - 69439 LYON Cedex 03.

Je déclare avoir pris connaissance que mes communications téléphoniques avec les services d'APRIL Assurances peuvent faire l'objet d'enregistrement, pour les besoins de gestion interne. Je peux avoir accès aux enregistrements me concernant en envoyant un courrier à l'adresse suivante : APRIL Assurances - 114 boulevard Marius Vivier Merle - 69439 LYON Cedex 03, étant entendu que chaque enregistrement est conservé au maximum deux mois.

Assuré 1 / Adhérent	Fait à	Date		
	Nom :	Prénom :	Nom :	Prénom :
Assuré 2	La signature de l'Assuré 1 / Adhérent précédée de la mention "lu et approuvé"		La signature de l'Assuré 2 précédée de la mention "lu et approuvé"	
	X		X	

B. LE QUESTIONNAIRE MÉDICAL

QUESTIONNAIRE DE SANTÉ

Vous devez répondre vous-même, avec la plus grande exactitude, à l'ensemble de ces questions, car vos déclarations vous engagent. Ce questionnaire de santé est indispensable pour permettre l'appréciation du risque que l'Assureur entend prendre en charge. Le défaut de réponse à l'une des questions entraînera des demandes complémentaires. Les informations médicales que vous communiquez sont couvertes par le secret professionnel. En nous apportant le maximum d'informations vous nous aidez à vous répondre dans les plus brefs délais. **Afin de préserver leur confidentialité, transmettez ce questionnaire accompagné de toutes les pièces justificatives nécessaires sous pli cacheté, au Médecin Conseil d'APRIL Santé Prévoyance. Certaines informations médicales communiquées pourront faire l'objet d'un traitement informatique à l'usage du Médecin Conseil d'APRIL Santé Prévoyance.** Conformément à la loi du 6 janvier 1978 modifiée, vous disposez d'un droit d'accès et de rectification de toutes informations vous concernant figurant dans ce fichier en vous adressant par écrit au Médecin Conseil d'APRIL Santé Prévoyance - Immeuble Aprilium - 114 boulevard Marius Vivier Merle - 69439 LYON Cedex 03.

ASSURÉ(E) 1 NOM :		PRÉNOM :		DATE DE NAISSANCE :	
Je déclare être informé(e) que les personnes atteintes d'une des maladies ou affections suivantes : diabète insulino dépendant, sclérose en plaques, cancer de moins de 5 ans, transplantation d'organes, hémophilie, maladie génétique, accident vasculaire cérébral/accident ischémique transitoire de moins d'un an, infarctus du myocarde de moins d'un an, sida déclaré ou une sérologie positive, hépatites C, ne sont pas couvertes par le contrat Assurance de Prêt APRIL et doivent remplir une demande de tarification Assurance de Prêt Solutions.					
1	Taille : cm	Poids : kg			
2	a) Etes-vous actuellement en arrêt de travail total ou partiel (hors congés légaux pour maternité) ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Motif : Début :		
	b) Au cours des 10 dernières années, avez-vous été en arrêt de travail total ou partiel pendant plus de 3 semaines consécutives (hors congés légaux pour maternité) ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Motif : Début : Fin :		
	c) Etes-vous atteint ou avez-vous été atteint au cours des 10 dernières années d'une infirmité, d'une invalidité ou d'une incapacité permanente partielle ou totale ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Motif : Début : Fin : Localisation ou nom de la maladie : Pourcentage incapacité permanente ou invalidité : %		
3	Êtes-vous ou avez-vous été atteint d'une affection congénitale et/ou héréditaire ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début :		
4	Avez-vous eu un accident ayant entraîné des séquelles ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Date : La localisation des séquelles (exemple : épaule, genou) : Merci de fournir la copie des examens de suivi de votre accident.		
5	a) Suivez-vous actuellement un traitement médicamenteux, sauf pour traitement de contraception ou affections saisonnières telles que la grippe, les rhinites ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début de traitement : Fin :		
	b) Avez-vous une prise en charge médicale (exemples : kinésithérapie, ostéopathie, acupuncture, infiltration, psychothérapie, appareillage) ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début de traitement : Fin :		
	c) Au cours des 5 dernières années, avez-vous suivi pendant plus de 2 semaines consécutives un traitement médicamenteux, sauf pour traitement de contraception ou affections saisonnières telles que la grippe, les rhinites ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début de traitement : Fin :		
	d) Au cours des 5 dernières années, avez-vous eu une prise en charge médicale (exemples : kinésithérapie, ostéopathie, acupuncture, infiltration, psychothérapie, appareillage) ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début de traitement : Fin :		
6	Au cours des 5 dernières années, avez-vous fait des séjours (y compris des séjours de moins de 24 heures) en milieu hospitalier, psychiatrique ou assimilé, pour opération, gestes médicaux chirurgicaux (endoscopie, arthroscopie, angioplastie), examens, traitements, convalescence, cure de désintoxication, ou de rééducation (sauf pour grossesse, végétations, amygdales, dent de sagesse, déviation de la cloison nasale, césarienne, NG, appendicite, vésicule biliaire, hémorroïdes, hernie inguinale) ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Date : Raison : Durée du séjour : Résultats :		
	Au cours des 5 dernières années, avez-vous réalisé des examens de laboratoire (sanguin, urinaire, de selle), cardiologiques (échographie, électrocardiogramme, doppler) et/ou d'imagerie médicale (échographie, scanner, IRM, endoscopie, coloscopie, radiologie, mammographie), hors bilan annuel systématique (médecine du travail) et suivi systématique en période de grossesse ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Date : Raison : Résultats :		
8	Souffrez-vous ou avez-vous souffert au cours des 10 dernières années d'une maladie :				
	a) Respiratoire : asthme, tuberculose, embolie pulmonaire, bronchite chronique, emphyseme, insuffisance respiratoire ou toute autre affection de l'appareil respiratoire ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : Traitement(s) : Début : Fin :		

ASSURÉ(E) 1 NOM : _____	PRÉNOM : _____	
b) Cardio-vasculaire : hypertension artérielle, artérite, infarctus, trouble du rythme, angine de poitrine, malformation cardiaque, cardiopathie, artériopathie, phlébite ou toute autre affection de l'appareil cardio-vasculaire ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____ Votre tension artérielle actuelle : _____
c) Ophtalmologique / ORL : cécité (même unilatérale), glaucome, dégénérescence maculaire, surdité (même unilatérale), acouphènes, vertiges de Ménière, ou toute autre affection ophtalmologique, ORL ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____ Pour les yeux, indiquez la correction : Droite : _____ Gauche : _____ Merci de joindre la copie de la dernière ordonnance de votre ophtalmologue.
d) Dermatologique : eczéma, psoriasis, purpura, herpès, kystes, naevus ou toute autre affection dermatologique ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
e) Articulaire : hernie discale, lombalgie, cervicalgie, sciatalgie, lumbago, méniscotomie, ligamentoplastie, arthrose, polyarthrite, coxarthrose, ostéoporose, lupus ou toute autre affection des os ou articulations ou maladies auto-immunes ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Localisation précise (exemple : épaule, genou) : _____ Pour la colonne vertébrale, précisez les segments touchés : <input type="radio"/> Cervical <input type="radio"/> Dorsal <input type="radio"/> Lombaire <input type="radio"/> Sacré Début : _____ Fin : _____
f) Digestive : maladie de Crohn, ulcère gastrique, polypes, reflux gastro-œsophagien, diverticules, hernie, foie, pancréas, vésicule biliaire, œsophage, estomac, intestin, colon ou rectum ou toute autre affection de l'appareil digestif ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
g) Neuro-musculaire : épilepsie, myopathie, méningite, sclérose en plaques, maladie de Parkinson, vertiges, paralysie, maladie d'Alzheimer, neuropathie, anomalie de la moelle osseuse, accident vasculaire cérébral, accident ischémique transitoire ou toute autre affection du système nerveux ou musculaire ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
h) Cancer : leucémie, maladie de Hodgkin, lymphome, tumeur bénigne et/ou maligne ou toute autre affection cancéreuse ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
i) Endocrino-métabolique : thyroïde, hypophyse, diabète, élévation du taux de cholestérol, triglycérides, acide urique, ou toute autre affection du système endocrinien ou métabolique ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
j) Urino-rénale : voies urinaires, coliques néphrétiques, insuffisance rénale, pyélonéphrite, protéinurie ou toute autre affection du système urinaire et rénal ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
k) Génitale : endométriose, prostatite, adénome, fibrome ou toute autre affection gynécologique ou uro-génitale ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
l) Nerveuse : dépression, troubles névrotiques, troubles obsessionnels compulsifs, spasmophilie, stress, anxiété, névrose, psychose, fibromyalgie, troubles alimentaires, tentatives de suicide ou toute autre affection psychique ou psychiatrique ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
m) Autres Maladies : hépatite, paludisme, anémie, trouble de la coagulation ou toute autre maladie infectieuse, virale, parasitaire ou hématologique ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Maladie(s) : _____ Traitement(s) : _____ Début : _____ Fin : _____
9 Dans les 6 prochains mois, avez-vous des séjours en milieu hospitalier prévus ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	Début : _____ Nature de l'hospitalisation : _____
10 Êtes-vous suivi par un médecin spécialiste (hors suivi normal de grossesse) ou un bilan médical en vue d'un diagnostic est-il en cours ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	La nature de(s) examen(s) : _____
11 Avez-vous subi un test de dépistage des sérologies portant en particulier sur les virus des hépatites B et C ou sur celui de l'immunodéficience humaine (HIV) dont le résultat a été positif ?	<input type="radio"/> Oui <input type="radio"/> Non	

Si vous avez répondu «OUI» à l'une des questions, merci d'apporter les précisions demandées et de joindre les copies de votre dernier bilan de surveillance (bilan biologique, compte-rendu de radiographie, IRM, scanner, échographie, coloscopie...), les copies des comptes-rendus : opératoire(s), histologiques(s), d'hospitalisation, les copies des comptes-rendus de consultations spécialisées (visite(s) chez le(s) spécialiste(s)).

Fait à _____

Les conclusions du Médecin Conseil peuvent nous conduire à vous proposer des conditions d'acceptation spécifiques (surprime, exclusion médicale...). Si dans cette hypothèse vous souhaitez obtenir par courrier confidentiel les informations médicales motivant cette décision, cochez la case ci-contre.

Je certifie exacts les renseignements donnés ci-dessus et déclare accepter la communication de ces informations au Médecin Conseil d'APRIL Santé Prévoyance.

Je reconnais être informé(e) que toute réticence ou fausse déclaration entraînera l'application des sanctions prévues aux articles L113-8 et L113-9 du Code des Assurances et notamment la nullité du contrat en cas de fausse déclaration intentionnelle.

Le _____

La signature de l'Assuré 1

X

Ce questionnaire de santé est valable 4 mois.

C. LES FORMALITÉS MÉDICALES

QUELLES FORMALITÉS MÉDICALES DEVEZ-VOUS ACCOMPLIR ?

Les formalités médicales demandées dépendent du capital assuré par personne et non pas du capital total emprunté.

CAPITAL \ AGE	De 18 à 45 ans	De 46 ans à 54 ans	De 55 ans à 64 ans	De 65 ans à 80 ans
De 18 000 € ⁽¹⁾ à 100 000 €	Déclaration d'État de Santé	Questionnaire de Santé	Questionnaire de Santé	
De 100 001 € à 250 000 €			Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 2	
De 250 001 € à 300 000 €	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 1			
De 300 001 € à 1 000 000 € ⁽²⁾	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 1			
De 1 000 001 € à 1 600 000 € ⁽²⁾	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 4 + Chimie des urines	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 3 + Chimie des urines + Test d'effort		
De 1 600 001 € à 4 600 000 € ⁽²⁾⁽³⁾	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 4 + Chimie des urines + Test d'effort + Formalités financières	Questionnaire de Santé + Rapport Médical + Profil sanguin 3 + Chimie des urines + Test d'effort + Formalités financières		Nous consulter

(1) Dès 7 500 € à partir de 55 ans.

(2) Pour les non fumeurs s'assurant pour plus de 300 001 € : dosage de la cotinine urinaire.

(3) Au delà de 4,5 millions et jusqu'à 15 millions d'euros, nous consulter.

• **Profil Sanguin 1** : Bilan lipidique : Cholestérol total, H.D.L., L.D.L., Rapport Cholestérol total / H.D.L., Triglycérides + Glycémie à jeun + Sérologies HM 1 et 2 + Sérologies des anticorps anti-HCV (Hépatite C)

• **Profil Sanguin 2** : Bilan lipidique : Cholestérol total, H.D.L., L.D.L., Rapport Cholestérol total / H.D.L., Triglycérides + Glycémie à jeun + Sérologies HM 1 et 2 + Sérologies des anticorps anti-HCV (Hépatite C) + Numération Formule Sanguine + Protéine C réactive + Acide urique + Créatinine + TSH + T4 libre + Bilan enzymatique hépatique : Transaminases SGOT et Transaminases SGPT, Gammas GT, PSA (pour les hommes)

• **Profil Sanguin 3** : Bilan lipidique : Cholestérol total, H.D.L., L.D.L., Rapport Cholestérol total / H.D.L., Triglycérides + Glycémie à jeun + Sérologies HM 1 et 2 + Sérologies des anticorps anti-HCV (Hépatite C) + Numération Formule Sanguine + Protéine C réactive + Acide urique + Créatinine + TSH + T4 libre + Bilan enzymatique hépatique : Transaminases SGOT et Transaminases SGPT, Gammas GT, PSA (pour les hommes) + Sérologies des antigènes HBs (Hépatite B)

• **Profil Sanguin 4** : Bilan lipidique : Cholestérol total, H.D.L., L.D.L., Rapport Cholestérol total / H.D.L., Triglycérides + Glycémie à jeun + Sérologies HM 1 et 2 + Sérologies des anticorps anti-HCV (Hépatite C) + Numération Formule Sanguine + Protéine C réactive + Acide urique + Créatinine + TSH + T4 libre + Bilan enzymatique hépatique : Transaminases SGOT et Transaminases SGPT, Gammas GT + Sérologies des antigènes HBs (Hépatite B)

• **Test d'effort** : ECG d'effort avec tracé et compte-rendu du cardiologue

• **Chimie des urines** : Dosages de l'albumine, du sucre et du sang dans les urines

• **Formalités financières** : Questionnaire financier, copie de l'offre de prêt, copie du dernier avis d'imposition, attestation d'obligation de la banque avec montant du prêt, garanties et quotités souscrites, bilan de la société

CONFIDENTIEL

D. LA TARIFICATION DE SPORTS SPÉCIFIQUES

SPORTS SPÉCIFIQUES

Vous pouvez vous assurer pour la pratique des sports spécifiques suivants si vous êtes membre d'une fédération ou d'un club et/ou si vous participez à des compétitions.

SPORTS EN TARIFICATION IMMÉDIATE ⁽¹⁾
Attelage, Courses de trot, Manège équestre, Polo, Courses de plat, Déburrage, Courses de sauts d'obstacles, Canyoning, Rafting, Spéléologie, Pêche au gros, Enduro, Moto cross, Quad en compétition, Trial
SPORTS SPÉCIFIQUES SOUMIS À ETUDE ⁽²⁾
<ul style="list-style-type: none"> ● Sports équestres : concours complet, cross country, courses hippiques, endurance à cheval, marathon d'équitation, rodéo ● Sports automobiles et moto : formules 1, 3 ou 3000, rallyes, courses de côtes, courses sur circuit, stock car, épreuves sur glace, dragster, hot rod, raid, speed way, épreuves de vitesse, endurance, motoneige en compétition, karting en compétition ● Sports de montagne : alpinisme, randonnée haute montagne (+ 3 000 m), escalade de niveau > 5, trekking, bobsleigh, skeleton, ski/surf hors pistes, vélo ski, luge sur glace ● Sports nautiques : plongée en apnée profondeur supérieure à 20 m, plongée en scaphandre profondeur supérieure à 40 m, navigation au-delà de 20 miles nautiques des côtes, courses de hors bord, courses d'Offshore, catamaran, voile (longue traversée) ● Sports de combat : boxe américaine, anglaise, française, birmane, thai (kick boxing), full contact ● Sports aériens : aviation, deltaplane, hélicoptère, montgolfière avec compétition, parachutisme, parapente, planeur, ULM, vol à voile, voltige et autres sports aéronautiques ● Sports divers : saut à l'élastique, VTT de descente en compétition

⁽¹⁾ Tarification immédiate par votre assureur-conseil.

⁽²⁾ Pour être garanti pour la pratique de l'un de ces sports, remplissez le questionnaire sportif disponible sur aprl.fr (page assurance de prêt). Une étude personnalisée sera réalisée.

CONFIDENTIEL

ANNEXE 1 – QUELQUES ARTICLES DE LOI RELATIFS À LA SÉLECTION DES RISQUES

A. LA DÉCLARATION DES RISQUES

Article L.113-8 du Code des assurances :

« Indépendamment des causes ordinaires de nullité, et sous réserve des dispositions de l'article L. 132-26, le contrat d'assurance est nul en cas de réticence ou de fausse déclaration intentionnelle de la part de l'assuré, quand cette réticence ou cette fausse déclaration change l'objet du risque ou en diminue l'opinion pour l'assureur, alors même que le risque omis ou dénaturé par l'assuré a été sans influence sur le sinistre.

Les primes payées demeurent alors acquises à l'assureur, qui a droit au paiement de toutes les primes échues à titre de dommages et intérêts.

Les dispositions du second alinéa du présent article ne sont pas applicables aux assurances sur la vie. »

Article L.113-9 du Code des assurances :

« L'omission ou la déclaration inexacte de la part de l'assuré dont la mauvaise foi n'est pas établie n'entraîne pas la nullité de l'assurance.

Si elle est constatée avant tout sinistre, l'assureur a le droit soit de maintenir le contrat, moyennant une augmentation de prime acceptée par l'assuré, soit de résilier le contrat dix jours après notification adressée à l'assuré par lettre recommandée, en restituant la portion de la prime payée pour le temps où l'assurance ne court plus.

Dans le cas où la constatation n'a lieu qu'après un sinistre, l'indemnité est réduite en proportion du taux des primes payées par rapport au taux des primes qui auraient été dues, si les risques avaient été complètement et exactement déclarés. »

Article L113-2 du Code des Assurances (Modifié par Loi n°89-1014 du 31 décembre 1989 - art. 10 JORF 3 janvier 1990 en vigueur le 1er mai 1990)

« L'assuré est obligé :

1° De payer la prime ou cotisation aux époques convenues ;

2° De répondre exactement aux questions posées par l'assureur, notamment dans le formulaire de déclaration du risque par lequel l'assureur l'interroge lors de la conclusion du contrat, sur les circonstances qui sont de nature à faire apprécier par l'assureur les risques qu'il prend en charge ;

3° De déclarer, en cours de contrat, les circonstances nouvelles qui ont pour conséquence soit d'aggraver les risques, soit d'en créer de nouveaux et rendent de ce fait inexacts ou caduques les réponses faites à l'assureur, notamment dans le formulaire mentionné au 2° ci-dessus.

L'assuré doit, par lettre recommandée, déclarer ces circonstances à l'assureur dans un délai de quinze jours à partir du moment où il en a eu connaissance ;

4° De donner avis à l'assureur, dès qu'il en a eu connaissance et au plus tard dans le délai fixé par le contrat, de tout sinistre de nature à entraîner la garantie de l'assureur. Ce délai ne peut être inférieur à cinq jours ouvrés.

Ce délai minimal est ramené à deux jours ouvrés en cas de vol et à vingt-quatre heures en cas de mortalité du bétail.

Les délais ci-dessus peuvent être prolongés d'un commun accord entre les parties contractantes.

Lorsqu'elle est prévue par une clause du contrat, la déchéance pour déclaration tardive au regard des délais prévus au 3° et au 4° ci-dessus ne peut être opposée à l'assuré que si l'assureur établit que le retard dans la déclaration lui a causé un préjudice. Elle ne peut également être opposée dans tous les cas où le retard est dû à un cas fortuit ou de force majeure.

Les dispositions mentionnées aux 1°, 3° et 4° ci-dessus ne sont pas applicables aux assurances sur la vie. »

B. L'EXAMEN DES CARACTÉRISTIQUES GÉNÉTIQUES

Article 16-10 du Code civil :

« L'examen des caractéristiques génétiques d'une personne ne peut être entrepris qu'à des fins médicales ou de recherche scientifique.

Le consentement exprès de la personne doit être recueilli par écrit préalablement à la réalisation de l'examen, après qu'elle a été dûment informée de sa nature et de sa finalité. Le consentement mentionne la finalité de l'examen. Il est révocable sans forme et à tout moment. »

Article 226-25 du Code pénal :

« Le fait de procéder à l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne à des fins autres que médicales ou de recherche scientifique, ou à des fins médicales ou de recherche scientifique, sans avoir recueilli préalablement son consentement dans les conditions prévues par l'article 16-10 du code civil, est puni d'un an d'emprisonnement et de 15 000 Euros d'amende. »

Article 226-26 du Code pénal :

« Le fait de détourner de leurs finalités médicales ou de recherche scientifique les informations recueillies sur une personne au moyen de l'examen de ses caractéristiques génétiques est puni d'un an d'emprisonnement et de 15000 euros d'amende. »

Article 133-1 du Code des Assurances :

« L'accès à l'assurance contre les risques d'invalidité ou de décès est garanti dans les conditions fixées par les articles L. 1141-1 à L. 1141-3 du code de la santé publique ci-après reproduits :

Art.L. 1141-1 Les entreprises et organismes qui proposent une garantie des risques d'invalidité ou de décès ne doivent pas tenir compte des résultats de l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne demandant à bénéficier de cette garantie, même si ceux-ci leur sont transmis par la personne concernée ou avec son accord. En outre, ils ne peuvent poser aucune question relative aux tests génétiques et à leurs résultats, ni demander à une personne de se soumettre à des tests génétiques avant que ne soit conclu le contrat et pendant toute la durée de celui-ci.

Art.L. 1141-2 (Modifié par Loi n°2007-131 du 31 janvier 2007 - art. 1 JORF 1er février 2007)
Une convention nationale relative à l'accès au crédit des personnes présentant, du fait de leur état de santé ou de leur handicap, un risque aggravé est conclue entre l'Etat, les organisations professionnelles représentant les établissements de crédit, les entreprises d'assurance, les mutuelles et les institutions de prévoyance ainsi que des organisations nationales représentant les malades et les usagers du système de santé agréées en vertu de l'article L. 1114-1 ou représentant les personnes handicapées. Cette convention a pour objet :

-de faciliter l'assurance des prêts demandés par les personnes présentant un risque aggravé en raison de leur état de santé ou d'un handicap ;

-d'assurer la prise en compte complète par les établissements de crédit des garanties alternatives à l'assurance ;

-de définir des modalités particulières d'information des demandeurs, d'instruction de leur dossier et de médiation.

Toute personne présentant, du fait de son état de santé ou de son handicap, un risque aggravé bénéficie de plein droit de cette convention.

Art.L. 1141-3 (Modifié par Loi n°2007-131 du 31 janvier 2007 - art. 3 JORF 1er février 2007)
La convention prévue à l'article L. 1141-2 est conclue pour une durée de trois ans.

La convention et ses avenants sont publiés au Journal officiel.

Pour celles de ses dispositions qui prévoient les conditions de collecte et d'utilisation ainsi que les garanties de confidentialité des données à caractère personnel de nature médicale, la convention fait l'objet, préalablement à sa conclusion, d'une consultation de la Commission nationale de l'informatique et des libertés, qui donne un avis sur sa conformité à la loi n° 78-17 du 6 janvier 1978 relative à l'informatique, aux fichiers et aux libertés.

A défaut d'accord, ou en cas de dénonciation, compromettant la mise en oeuvre ou la pérennité du dispositif conventionnel, les conditions de collecte et d'utilisation et les garanties de confidentialité des données à caractère personnel de nature médicale sont fixées dans les six mois par décret en Conseil d'Etat, après avis de la Commission nationale de l'informatique et des libertés.

Au cas où la convention ne serait pas signée par l'une des organisations professionnelles mentionnées à l'article L. 1141-2, un décret peut, après consultation des signataires de la convention et de l'organisation professionnelle non signataire, étendre son application aux entreprises et organismes représentés par l'organisation non signataire.

A défaut de prorogation ou de renouvellement de la convention ou en cas de dénonciation de la convention, les dispositions énumérées à l'article L. 1141-2-1 sont fixées dans les six mois par décret en Conseil d'Etat. Ce décret prend effet à la date d'expiration de la convention. »

C. LE CONTRÔLE DE L'ASSUREUR PAR LA VISITE MÉDICALE

Article L.112-2 du Code des assurances :

« L'assureur doit obligatoirement fournir une fiche d'information sur le prix et les garanties avant la conclusion du contrat.

Avant la conclusion du contrat, l'assureur remet à l'assuré un exemplaire du projet de contrat et de ses pièces annexes ou une notice d'information sur le contrat qui décrit précisément les garanties assorties des exclusions, ainsi que les obligations de l'assuré. Les documents remis

au preneur d'assurance précisent la loi qui est applicable au contrat si celle-ci n'est pas la loi française, les modalités d'examen des réclamations qu'il peut formuler au sujet du contrat, y compris, le cas échéant, l'existence d'une instance chargée en particulier de cet examen, sans préjudice pour lui d'intenter une action en justice, ainsi que l'adresse du siège social et, le cas échéant, de la succursale qui se propose d'accorder la couverture. Avant la conclusion d'un contrat comportant des garanties de responsabilité, l'assureur remet à l'assuré une fiche d'information, dont le modèle est fixé par arrêté, décrivant le fonctionnement dans le temps des garanties déclenchées par le fait dommageable, le fonctionnement dans le temps des garanties déclenchées par la réclamation, ainsi que les conséquences de la succession de contrats ayant des modes de déclenchement différents.

Un décret en Conseil d'Etat définit les moyens de constater la remise effective des documents mentionnés à l'alinéa précédent. Il détermine, en outre, les dérogations justifiées par la nature du contrat ou les circonstances de sa souscription.

La proposition d'assurance n'engage ni l'assuré, ni l'assureur ; seule la police ou la note de couverture constate leur engagement réciproque.

Est considérée comme acceptée la proposition, faite par lettre recommandée, de prolonger ou de modifier un contrat ou de remettre en vigueur un contrat suspendu, si l'assureur ne refuse pas cette proposition dans les dix jours après qu'elle lui soit parvenue.

Les dispositions de l'alinéa précédent ne sont pas applicables aux assurances sur la vie. »

D. LA LOI LAGARDE

Article 21 de la Loi Lagarde du 1^{er} juillet 2010 :

I. – Le 4^o bis de l'article L. 312-8 du même code est ainsi rédigé :

« 4^o bis Mentionne que l'emprunteur peut souscrire auprès de l'assureur de son choix une assurance dans les conditions fixées à l'article L. 312-9. »

II. – L'article L. 312-9 du même code est ainsi modifié :

1^o Au premier alinéa, le mot : « offre » est remplacé par le mot : « propose », les mots : « ou exige de lui » sont supprimés, et le mot : « collective » est remplacé par les mots : « de groupe » ;

2^o Sont ajoutés trois alinéas ainsi rédigés :

« Le prêteur ne peut pas refuser en garantie un autre contrat d'assurance dès lors que ce contrat présente un niveau de garantie équivalent au contrat d'assurance de groupe qu'il propose. Toute décision de refus doit être motivée.

« Le prêteur ne peut pas modifier les conditions de taux du prêt prévues dans l'offre définie à l'article L. 312-7, que celui-ci soit fixe ou variable, en contrepartie de son acceptation en garantie d'un contrat d'assurance autre que le contrat d'assurance de groupe qu'il propose.

« L'assureur est tenu d'informer le prêteur du non-paiement par l'emprunteur de sa prime d'assurance ou de toute modification substantielle du contrat d'assurance. »

Article L 312-1-2 du Code Monétaire et Financier (Modifié par Ordonnance n°2009-866 du 15 juillet 2009 - art. 4) :

« I.-1. Est interdite la vente ou offre de vente de produits ou de prestations de services groupés sauf lorsque les produits ou prestations de services inclus dans l'offre groupée peuvent être achetés individuellement ou lorsqu'ils sont indissociables.

2. Est interdite toute vente ou offre de vente de produits ou de prestations de services faite au client et donnant droit à titre gratuit, immédiatement ou à terme, à une prime financière ou en nature de produits, biens ou services dont la valeur serait supérieure à un seuil fixé, en fonction du type de produit ou de service offert à la clientèle, par un règlement pris par arrêté du ministre chargé de l'économie, pris après avis du comité consultatif institué à l'article L. 614-1.

Ces dispositions s'appliquent également aux services de paiement mentionnés au II de l'article L. 314-1. »

CONFIDENTIEL

ANNEXE 2 – LES RÉSULTATS DU MODÈLE GLM

A. LE MODÈLE DES ASSURÉS NON MAJORÉS

The GENMOD Procedure

Informations sur le modèle	
Data Set	GLM.BASE_GLM_TN
Distribution	Binomial
Link Function	Logit
Dependent Variable	NonCensureInd
Scale Weight Variable	Expo
Number of Observations Read	1096439
Number of Observations Used	1096439
Sum of Weights	1198910
Number of Events	739
Number of Trials	1096439

Informations sur le niveau de classe		
Classe	Niveaux	Valeurs
Age_glm	9	01 - 18 à 28 02 - 29 à 30 03 - 31 à 32 04 - 33 à 34 05 - 35 à 36 06 - 37 à 38 07 - 39 à 40 08 - 41 à 45 09 - 46 et plus
Anc_glm	3	01 De 0 à 1 an 02 De 1 à 2 ans 03 2 ans et plus
FM_glm	3	01 QS + Analyses / RM 02 QS 03 DES

Profil de réponse			
Valeur ordonnée	Valeur NonCensureInd	Fréquence totale	Pondération totale
11		739	1223.907
20		1095700	1197686

PROC GENMOD is modeling the probability that NonCensureInd='1'.

Critères d'évaluation de l'adéquation			
Critère	DDL	Valeur	Valeur/DDL
Deviance	68	63.9665	0.9407
Scaled Deviance	68	52.2438	0.7683
Pearson Chi-Square	68	83.2581	1.2244
Scaled Pearson X2	68	68.0000	1.0000
Log Likelihood		-7354.5450	
Full Log Likelihood		-102.9001	
AIC (smaller is better)		231.8002	
AICC (smaller is better)		231.8006	
BIC (smaller is better)		386.5987	

Algorithm converged.

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance

Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %		Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-4.6655	0.1884	-5.0347	-4.2963	613.40	<.0001
Age_glm	01 - 18 à 28	1	-2.6111	0.2275	-3.0571	-2.1651	131.68	<.0001
Age_glm	02 - 29 à 30	1	-3.0309	0.2466	-3.5143	-2.5475	151.03	<.0001
Age_glm	03 - 31 à 32	1	-2.6873	0.1792	-3.0386	-2.3360	224.79	<.0001
Age_glm	04 - 33 à 34	1	-2.3960	0.1452	-2.6806	-2.1114	272.27	<.0001
Age_glm	05 - 35 à 36	1	-2.2196	0.1280	-2.4705	-1.9687	300.64	<.0001
Age_glm	06 - 37 à 38	1	-1.9788	0.1171	-2.2083	-1.7494	285.62	<.0001
Age_glm	07 - 39 à 40	1	-2.0715	0.1331	-2.3324	-1.8106	242.18	<.0001
Age_glm	08 - 41 à 45	1	-1.4858	0.0891	-1.6603	-1.3112	278.27	<.0001
Age_glm	09 - 46 et plus	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Anc_glm	01 De 0 à 1 an	1	-1.0657	0.2489	-1.5536	-0.5778	18.33	<.0001
Anc_glm	02 De 1 à 2 ans	1	-0.6775	0.1687	-1.0081	-0.3469	16.13	<.0001
Anc_glm	03 2 ans et plus	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
FM_glm	01 QS + Analyses / RM	1	-0.7597	0.1979	-1.1475	-0.3718	14.74	0.0001
FM_glm	02 QS	1	-0.6009	0.1847	-0.9630	-0.2389	10.59	0.0011
FM_glm	03 DES	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.	.
Scale		0	1.1065	0.0000	1.1065	1.1065		

Note: The scale parameter was estimated by the square root of Pearson's Chi-Square/DOF.

Statistique LR pour Analyse de Type 1							
Source	Ecarts	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Intercept	2439.4104						
Age_glm	109.6681	8	68	125.29	<.0001	11002.35	<.0001
Anc_glm	79.0550	2	68	21.16	<.0001	42.33	<.0001
FM_glm	63.9665	2	68	6.65	0.0023	13.30	0.0013

Statistique LR pour Analyse de Type 3							
Source	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2	
Age_glm	8	68	227.89	<.0001	11012.44	<.0001	
Anc_glm	2	68	14.06	<.0001	43.82	<.0001	
FM_glm	2	68	6.16	0.0035	13.30	0.0013	

B. LE MODÈLE DES ASSURÉS Y COMPRIS MAJORÉS

The GENMOD Procedure

Informations sur le modèle	
Data Set	GLM.BASE_GLM
Distribution	Binomial
Link Function	Logit
Dependent Variable	NonCensureInd
Scale Weight Variable	Expo
Number of Observations Read	1169553
Number of Observations Used	1169553
Sum of Weights	1281133
Number of Events	922
Number of Trials	1169553

Informations sur le niveau de classe		
Classe	Niveaux	Valeurs
Age_glm	9	01 - 18 à 28 02 - 29 à 30 03 - 31 à 32 04 - 33 à 34 05 - 35 à 36 06 - 37 à 38 07 - 39 à 40 08 - 41 à 45 09 - 46 et plus
Anc_glm	3	01 De 0 à 1 an 02 De 1 à 2 ans 03 2 ans et plus
Maj_glm	3	01 - Tarif Risques spéciaux 02 - Tarif Majoré 03 - Tarif Standard
FM_glm	3	01 QS + Analyses / RM 02 QS 03 DES

Profil de réponse			
Valeur ordonnée	NonCensureInd	Fréquence totale	Pondération totale
11		922	1535.166
20		1168631	1279598

PROC GENMOD is modeling the probability that NonCensureInd='1'.

Critères d'évaluation de l'adéquation			
Critère	DDL	Valeur	Valeur/DDL
Deviance	200	173.1529	0.8658
Scaled Deviance	200	140.8957	0.7045
Pearson Chi-Square	200	245.7887	1.2289
Scaled Pearson X2	200	200.0000	1.0000
Log Likelihood		-8874.4910	
Full Log Likelihood		-186.5503	
AIC (smaller is better)		403.1005	
AICC (smaller is better)		403.1010	
BIC (smaller is better)		582.6825	

Algorithm converged.

Paramètres estimés par l'analyse du maximum de vraisemblance							
Paramètre		DDL	Valeur estimée	Erreur type	Intervalle de confiance de Wald à 95 %	Khi-2 de Wald	Pr > Khi-2
Intercept		1	-4.6931	0.1870	-5.0596 -4.3266	629.90	<.0001
Age_glm	01 - 18 à 28	1	-2.6095	0.2180	-3.0368 -2.1822	143.27	<.0001
Age_glm	02 - 29 à 30	1	-3.0679	0.2406	-3.5396 -2.5963	162.56	<.0001
Age_glm	03 - 31 à 32	1	-2.7073	0.1725	-3.0454 -2.3693	246.39	<.0001
Age_glm	04 - 33 à 34	1	-2.3065	0.1323	-2.5658 -2.0472	303.90	<.0001
Age_glm	05 - 35 à 36	1	-2.1459	0.1171	-2.3754 -1.9163	335.73	<.0001
Age_glm	06 - 37 à 38	1	-1.9582	0.1094	-2.1726 -1.7438	320.37	<.0001
Age_glm	07 - 39 à 40	1	-2.0158	0.1225	-2.2558 -1.7757	270.89	<.0001
Age_glm	08 - 41 à 45	1	-1.4221	0.0805	-1.5798 -1.2644	312.36	<.0001
Age_glm	09 - 46 et plus	0	0.0000	0.0000	0.0000 0.0000	.	.
Anc_glm	01 De 0 à 1 an	1	-1.1531	0.2205	-1.5854 -0.7208	27.34	<.0001
Anc_glm	02 De 1 à 2 ans	1	-0.7088	0.1482	-0.9992 -0.4184	22.88	<.0001
Anc_glm	03 2 ans et plus	0	0.0000	0.0000	0.0000 0.0000	.	.
Maj_glm	01 - Tarif Risques spéciaux	1	0.9879	0.0963	0.7990 1.1767	105.13	<.0001
Maj_glm	02 - Tarif Majoré	1	0.8657	0.0960	0.6775 1.0539	81.32	<.0001
Maj_glm	03 - Tarif Standard	0	0.0000	0.0000	0.0000 0.0000	.	.
FM_glm	01 QS + Analyses / RM	1	-0.8142	0.1950	-1.1965 -0.4319	17.43	<.0001
FM_glm	02 QS	1	-0.5844	0.1843	-0.9456 -0.2232	10.06	0.0015
FM_glm	03 DES	0	0.0000	0.0000	0.0000 0.0000	.	.
Scale		0	1.1086	0.0000	1.1086 1.1086		

Note: The scale parameter was estimated by the square root of Pearson's Chi-Square/DOF.

Statistique LR pour Analyse de Type 1							
Source	Ecart	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2
Intercept	3325.0974						
Age_glm	408.1991	8	200	168.28	<.0001	1346.26	<.0001
Anc_glm	373.4272	2	200	28.04	<.0001	56.08	<.0001
Maj_glm	192.9375	2	200	66.21	<.0001	132.43	<.0001
FM_glm	173.1529	2	200	9.58	0.0001	19.16	<.0001

Statistique LR pour Analyse de Type 3							
Source	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F	Khi-2	Pr > Khi-2	
Age_glm	8	200	252.90	<.0001	1221.59	<.0001	
Anc_glm	2	200	17.18	<.0001	65.15	<.0001	
Maj_glm	2	200	79.45	<.0001	138.41	<.0001	
FM_glm	2	200	8.05	0.0004	19.16	<.0001	

CONFIDENTIEL