**Mémoire présenté le :**

**pour l'obtention du Diplôme Universitaire d'actuariat de l'ISFA et l'admission à l'Institut des Actuaires**

Par : **Noé DESGOUTTES**

Titre : **Une nouvelle approche fréquence-sévérité pour modéliser le risque d'incapacité professionnelle permanente dans un contexte de réassurance**

Confidentialité : ☒ NON ☐ (Durée : ☐ 1 an ☐ 2 ans)
*Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus*

*Membres présents du jury de l'Institut des Actuaires*

Signature

.....

.....

.....

*Membres présents du jury de l'ISFA*

.....

.....

.....

*Entreprise :* **QBE Re**
*Nom :*

*Signature :*

*Directeur de mémoire en entreprise :* **Benjamin VANAERDE**
*Nom :*

*Signature :*

*Invité :*
*Nom :*

*Signature :*

***Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels*** *(après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)*

Signature du responsable entreprise

Signature du candidat

# Une nouvelle approche fréquence-sévérité pour modéliser le risque d'incapacité professionnelle permanente dans un contexte de réassurance

Noé Desgouttes

Institut de Science Financière et d'Assurances

Université Claude Bernard Lyon 1

Tuteur : Benjamin Vanaerde

Mars 2020

# Résumé

L'objectif de ce mémoire est de construire un modèle de tarification de contrats de réassurance du risque d'incapacité permanente de travail. Nous cherchons à modéliser la fréquence d'entrée en incapacité professionnelle permanente des assurés, ainsi que les degrés d'incapacité des individus sinistrés. La prime technique de réassurance est alors envisagée comme une fonction du nombre d'incapacités professionnelles permanentes et des degrés d'incapacité modélisés pour un portefeuille considéré. Contrairement à la tarification à l'expérience classiquement réalisée pour obtenir la prime technique des contrats de réassurance du risque d'incapacité professionnelle permanente, cette modélisation permet de suivre la même logique indemnitaire que celle du contrat d'assurance sous-jacent. En effet, dans le cadre de ce dernier, l'indemnisation versée est aussi fonction du degré d'incapacité de l'assuré. Le modèle construit permet de comprendre et d'anticiper aisément l'influence sur la prime technique de réassurance des paramètres retenus pour la distribution de probabilité des degrés d'incapacité professionnelle permanente. Il permet également de calibrer la sinistralité attendue à partir des profils des assurés sur celle observée historiquement dans le portefeuille considéré, afin de tenir compte d'une exposition spécifique au risque d'incapacité professionnelle permanente qui ne serait pas capturée par les profils des assurés communiqués au réassureur.

Mots-clés : réassurance vie, excédent de sinistre, incapacité permanente, degré d'incapacité, mise en *As-If*

# Abstract

The aim of this Master's thesis is to build a pricing model for contracts re-insuring the risk of permanent disability. We seek to model the frequency of entry into permanent occupational disability, as well as the disabled policyholders' degrees of disability. The technical reinsurance premium is then viewed as a function of the number of permanent occupational disabilities and the degrees of disability modelled for a given portfolio. Contrary to the experience-based pricing conventionally used to obtain the technical premium for the contracts re-insuring the risk of permanent occupational disability, this modeling enables to follow the same indemnity logic as that of the underlying insurance contract. Indeed, under the latter, the compensation paid is also a function of the policyholders' degrees of disability. In addition to taking into account the degrees of disability, the model makes it possible to easily understand and anticipate the influence on the technical reinsurance premium of the parameters used for the probability distribution of the degrees of permanent occupational disability. It also enables to calibrate the expected loss inferred from the profiles on the historical loss experience of the portfolio, to take into account a specific exposure to the risk of permanent occupational disability that would not be captured by the profiles of the policyholders communicated to the reinsurer.

Keywords : life reinsurance, excess of loss, permanent disability, disability rate, As-if situation

# Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Benjamin Vanaerde, mon tuteur au sein de QBE Re, pour le temps qu'il a consacré au suivi de mon travail, ainsi que pour ses conseils précieux et ses explications techniques très instructives.

Je remercie également Aurélien Dubois et Bruno Guelle pour m'avoir offert l'opportunité d'effectuer mon alternance au sein de QBE Re.

Je remercie mon tuteur de l'ISFA, Stéphane Loisel, pour l'encadrement de ce mémoire.

Je remercie enfin l'ensemble de mes collègues de QBE Re pour leur accueil chaleureux et bienveillant.

# Table des matières

**Introduction** **1**

**1 Les caractéristiques du risque d'incapacité professionnelle permanente dans un contexte de réassurance motivent la recherche d'une nouvelle méthode de tarification** **2**

1.1 Les risques d'incapacité et d'invalidité en assurance : des risques polysémiques affectant la capacité de subsistance . . . . . 2

1.2 Réassurer le risque d'incapacité permanente à l'aide de traités en excédent de sinistre . . . . . 4

1.3 Notion de *Burning Cost* observé . . . . . 6

1.4 Présentation classique des données de renouvellement fournies par les cédantes . . . . . 7

1.4.1 Les profils dits « individuels » . . . . . 7

1.4.2 Présentation classique de l'historique de sinistralité fourni par les cédantes . . . . . 8

1.4.3 Autres données de renouvellement fournies par les cédantes . . 8

1.5 Un contexte de tarification spécifique à la réassurance motive le choix de se concentrer sur l'incapacité permanente avec un degré d'incapacité consolidé . . . . . 9

1.6 Méthode de tarification suivie actuellement chez QBE Re, face aux insuffisances des données . . . . . 10

1.6.1 Pré-analyse . . . . . 10

1.6.2 Modèle mathématique . . . . . 13

1.7 Les limites de la méthode de tarification actuelle nourrissent la volonté de construire un modèle de sévérité fondé sur le degré d'incapacité permanente . . . . . 15

**2 Etude qualitative des données disponibles (hors données de renouvellement) et choix des hypothèses de travail 17**

2.1 Motivations du choix de se restreindre géographiquement à la France et à la Belgique . . . . . 17

2.2 Etude qualitative des données de la Sécurité sociale et de l'INSEE utilisées pour construire le modèle de fréquence . . . . . 18

2.2.1 Données de la Sécurité sociale : « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN » (voir annexe 1) . . . . . 18

2.2.2 Données de l'INSEE : « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 » (voir annexe 2) . . . . . 20

2.2.3 Données de l'INSEE : « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 » (voir annexe 2) . . 21

2.3 Collecte d'avis d'experts médicaux mandatés par QBE Re Brussels : quelles conclusions actuarielles dans une optique de modélisation du risque incapacité permanente ? . . . . . 21

2.4 Hypothèses de travail pour exploiter les données et avis d'experts disponibles . . . . . 24

2.4.1 Hypothèses relatives aux données des documents « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN », « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 », et « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 » . . . . . 24

2.4.2 Hypothèses relatives aux avis d'experts collectés . . . . . 28

2.4.3 Est-il pertinent d'utiliser des données françaises pour la fréquence et des expertises belges pour la sévérité ? . . . . . 28

**3 Construction d'un modèle exploitant les données nationales et les avis d'experts 30**

3.1 Etude quantitative des données de la Sécurité sociale et de l'INSEE . 30

3.2 Construction du modèle de fréquence . . . . . 32

3.2.1 PEIP pour la population active générale, par tranche d'âge et par sexe . . . . . 33

3.2.2 PEIP pour les cadres, par tranche d'âge et par sexe . . . . . 34

3.2.3 Conversion des probabilités par tranche d'âge en probabilités par âge . . . . . 39

3.2.4 Représentations graphiques des probabilités obtenues . . . . . 39

3.3 Construction du modèle de sévérité en raisonnant sur le degré d'incapacité, selon les caractéristiques des assurés et selon les garanties du contrat d'assurance . . . . . 43
3.3.1 Distinction selon la cause de l'incapacité permanente : maladie ou accident . . . . . 43
3.3.2 Les avis d'experts collectés et les contraintes d'interprétabilité des paramètres motivent la modélisation du degré d'incapacité permanente à l'aide de la loi de Kumaraswamy . . . . . 43
3.3.3 Analyse des informations de renouvellement relatives aux degrés d'incapacité observés dans un portefeuille, à l'aide d'une distribution de mélange Kumaraswamy . . . . . 51
3.3.3.1 Définition mathématique d'une distribution de mélange fini . . . . . 51
3.3.3.2 Intérêt d'une distribution de mélange Kumaraswamy à un paramètre au regard des informations de renouvellement . . . . . 51
3.3.3.3 Détermination des paramètres de la distribution de mélange Kumaraswamy . . . . . 53
3.3.3.4 Ajustement de la distribution des degrés d'IPP selon l'âge et la CSP des assurés . . . . . 54
3.3.4 Mise en œuvre du programme d'assurance pour convertir le degré d'incapacité en capital versé, puis du programme de réassurance . . . . . 59
3.4 Prise en considération de la sinistralité historique . . . . . 60
3.4.1 Mise en *As-If* des données communiquées par les cédantes . . 60
3.4.1.1 Principe de mise en *As-If* des sinistres historiques . . 60
3.4.1.2 Présentation et application de la méthode $FF^{-1}$ . . 61
3.4.1.3 Projection de l'évolution de l'exposition sur l'année d'application du traité de réassurance . . . . . 62
3.4.2 Calibration du modèle sur la fréquence observée après mise en *As-If* des sinistres historiques et projection de l'évolution de l'exposition . . . . . 63
3.5 Obtention de la prime technique à l'aide de quantiles et de simulations Monte Carlo . . . . . 64

**4 Mise en œuvre des tests de sensibilité et analyse critique des résultats** **66**

4.1 Sensibilité de la prime technique aux seuils du programme d'assurance 67

4.2 Sensibilité de la prime technique aux paramètres du modèle de sévérité 71

4.3 Bilan des tests de sensibilité . . . . . 76

4.4 Pistes de réflexion et d'amélioration en vue de développements ultérieurs 77

**Conclusion** **80**

**Bibliographie** **82**

**A Annexe 1** **84**

**B Annexe 2** **91**

**C Annexe 3** **92**

# Introduction

Produit phare de la prévoyance, l'assurance incapacité de travail est emblématique des transformations d'ampleur attendues dans le monde de l'assurance. En effet, dans un grand nombre de pays, le paysage législatif élargit le champ du risque d'incapacité de travail pour accompagner l'allongement de la durée de la vie active et reconnaître de manière plus étendue les risques psychophysiologiques, comme en témoigne en France l'assouplissement par l'Assurance maladie de la procédure déterminant le caractère professionnel de la dépression d'un salarié [10]. Ces transformations du risque d'incapacité de travail, entraînant de potentielles hausses de la fréquence et de la sévérité des sinistres, viennent modifier le processus de tarification des contrats d'assurance, et justifient un besoin de réassurance accru.

Toutefois, la notion d'incapacité de travail n'est pas uniforme à l'échelle internationale, échelle de travail la plus répandue en réassurance, et les réassureurs ne disposent pas de la même quantité d'information que les assureurs pour fixer le montant des primes. Les données qui leur sont disponibles sur les divers aspects de ce risque, notamment sur les degrés d'incapacité attribués, présentent des limites majeures compromettant la réalisation d'un travail statistique robuste sur lequel ils pourraient s'appuyer.

Face aux carences des données disponibles aux réassureurs, nous allons, à partir de données communiquées par les compagnies d'assurance, des données nationales publiques et d'expertises de médecins du travail mandatés par QBE Re, construire un modèle de fréquence-sévérité pour modéliser le risque d'incapacité professionnelle permanente dans le cadre de traités de réassurance en excédent de sinistre. L'objectif de ce modèle est de donner un rôle central aux degrés d'incapacité. Une place prépondérante sera attribuée aux hypothèses de construction du modèle, afin d'adopter une approche actuarielle critique.

# 1. Les caractéristiques du risque d'incapacité professionnelle permanente dans un contexte de réassurance motivent la recherche d'une nouvelle méthode de tarification

## 1.1 Les risques d'incapacité et d'invalidité en assurance : des risques polysémiques affectant la capacité de subsistance

Le Centre National de Ressources Textuelles et Lexicales définit l'invalidité comme l' « impossibilité d'assurer normalement sa subsistance par suite d'une réduction partielle ou totale de sa capacité de travail, consécutive à une blessure, une maladie, et qui peut donner droit à des prestations particulières en application du code des pensions en vigueur » [5]. La notion d'invalidité est donc directement liée à un principe d'indemnisation compensatrice d'une perte financière due à une dégradation des capacités physiques ou psychiques. La Sécurité sociale française distingue l'invalidité, consécutive d'une « maladie ou [d'un] accident courant », de l'incapacité, définie comme la perte [temporaire ou permanente] de la capacité à travailler, à la suite d'une maladie professionnelle ou d'un accident de travail. La Sécurité sociale fournit donc une définition plus précise de l'invalidité en retirant de son champ d'application les causes professionnelles de la réduction de la capacité de travail. Notons que la Sécurité sociale définit également la notion d' « inaptitude », qui relève uniquement d'une décision de la médecine du travail et n'est pas automatiquement génératrice d'un versement d'indemnité compensatrice [6].

La distinction entre invalidité, incapacité et inaptitude au sens de la Sécurité sociale n'est pas toujours opérée dans les contrats d'assurance français : ainsi certains contrats emploient-ils les termes « invalidité » ou « inaptitude » pour qualifier l'incapacité permanente [2]. Au sens des assureurs, les notions d'incapacité et d'invalidité sont donc polysémiques. A l'échelle internationale, il n'existe pas une unique définition de l'invalidité, de l'incapacité et de l'inaptitude. Chaque système assurantiel possède ses propres définitions, et la distinction entre incapacité et

invalidité n'est pas toujours effectuée.

Dans ce mémoire, nous nous intéressons à la notion d' « incapacité permanente », que nous définissons comme l'impossibilité permanente d'assurer normalement sa subsistance par suite d'une réduction partielle ou totale de sa capacité de travail, consécutive à une blessure ou une maladie quelle que soit son origine (professionnelle ou non). La notion d'incapacité permanente que nous considérons dans ce mémoire diffère donc de celle retenue par la Sécurité sociale française.

L'incapacité permanente entraîne l'attribution d'un degré d'invalidité au terme d'une expertise médicale. Nous appelons « degré d'incapacité » (ou « taux d'incapacité ») un pourcentage (de 0 % à 100 %), déterminé à l'issue de l'expertise médicale, exprimant l'influence de l'incapacité sur la capacité de subsistance de l'individu considéré. Le montant versé par l'assureur est fonction du degré d'incapacité. Le degré « 0 % » correspond à l'absence totale d'influence, et le degré « 100 % » correspond à la perte de la capacité de subsistance. L'incapacité permanente entraînant l'attribution d'un degré d'incapacité de 100 % est appelée « incapacité permanente totale » (IPT).

Les contrats d'assurance que nous considérons dans ce mémoire peuvent prévoir des versements différenciés selon la cause de l'incapacité : accident ou maladie. Ces contrats peuvent différencier les causes professionnelles (maladie professionnelle, accident de travail ou accident de trajet) et les causes non-professionnelles de l'incapacité. Nous ne considérons pas les contrats d'assurance couvrant exclusivement l'incapacité consécutive d'un événement générateur d'origine non-professionnelle, car ce type de contrat est très rarement proposé à QBE Re dans le cadre d'un traité de réassurance.

**Note** : dans ce mémoire, nous utilisons les notions de « profil d'assurés » et de « portefeuille d'assurés ». Nous appelons « profil d'assurés » l'ensemble des caractéristiques (âge, sexe, capital assuré, nombre d'assurés...) relatives aux assurés couverts par un même contrat d'assurance incapacité. Nous appelons « portefeuille d'assurés » un ensemble de profils d'assurés couverts par un ou plusieurs contrats d'assurance incapacité. Un portefeuille d'assurés peut donc regrouper plusieurs profils d'assurés dont les contrats d'assurance incapacité prévoient des garanties

différentes.

**Note** : ce mémoire traite uniquement du risque d'incapacité permanente. Ce choix est justifié dans la section 1.5.

La section 1.2 présente le type de traité de réassurance sur lequel nous nous concentrons dans ce mémoire pour réassurer le risque incapacité permanente : le traité en excédent de sinistre.

## 1.2 Réassurer le risque d'incapacité permanente à l'aide de traités en excédent de sinistre

Le traité en excédent de sinistre (abrégé en « XS »), est un type de traité fréquemment contracté par QBE Re pour réassurer le risque d'incapacité. Il permet à la cédante, i.e. l'assureur qui transfère une partie de son risque au réassureur, de diminuer la variance des coûts des sinistres qu'elle doit assumer, et donc de limiter son besoin en capital. Pour comprendre comment un traité en excédent de sinistre permet de réduire cette volatilité, étudions sa structure et son fonctionnement. Les éléments ci-dessous sont adaptés de l'ouvrage *La Réassurance* de Jean-François Wahlin [16].

Un traité de réassurance en excédent de sinistre couvre le coût de chaque sinistre en excédent d'un montant fixé, que l'on appelle la priorité, et jusqu'à un montant déterminé, appelé la limite. La différence entre la limite et la priorité est appelée la portée. La terminologie la plus fréquemment utilisée par les réassureurs est la suivante : « portée XS (*excess*) priorité ».

Il existe deux types de traités en excédent de sinistre. Le traité en **excédent de sinistre par risque** couvre les sinistres police par police, alors que le traité en **excédent de sinistre par événement** couvre l'ensemble des sinistres qui résultent d'un même événement, généralement défini par une clause horaire. Dans ce mémoire, nous ne traitons que des contrats en excédent de sinistre par risque, car ceux en excédent de sinistre par événement nécessitent une modélisation CAT (catastrophe) spécifique (voir le mémoire d'Anne Pellerin *Une autre méthode de tarification des traités CAT XL par évènement en réassurance vie* [12]).

Dans le cadre des traités en excédent de sinistre, la couverture du traité est découpée en tranches de réassurance. On distingue ainsi les tranches dites « travaillantes », qui sont fréquemment traversées par des sinistres, des tranches dites « hautes », très rarement touchées.

La figure suivante présente le fonctionnement d'un traité en excédent de sinistre par risque 1.500.000 XS 500.000 (portée : 1.500.000 € et priorité : 500.000 €) appliqué à trois sinistres : le premier de montant 210.000 €, le deuxième de montant 680.000 €, et le troisième de montant 3.000.000 €. Les rectangles gris représentent la part des sinistres qui tombe dans la rétention de la cédante, c'est-à-dire dont la cédante assume le coût, et les rectangles jaunes représentent la part des sinistres prise en charge par le réassureur selon les conditions du traité.

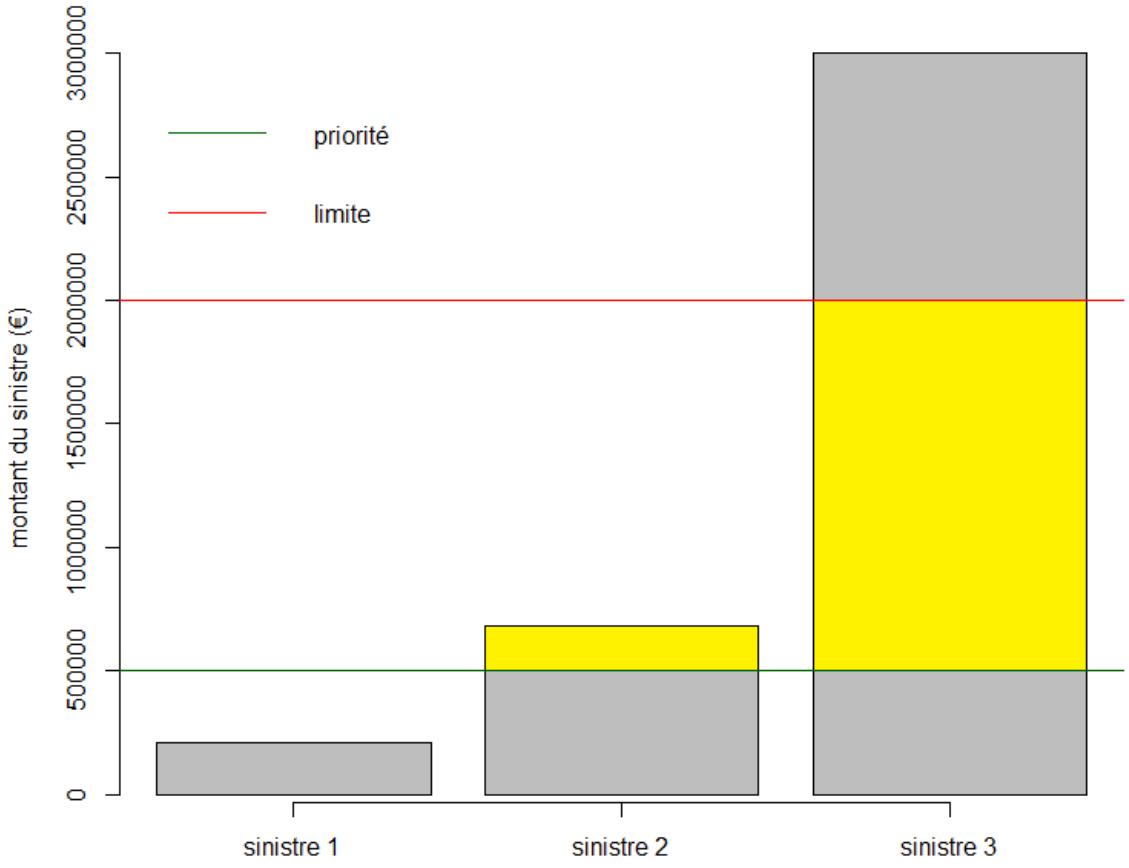


FIGURE 1.1 – Illustration du fonctionnement d'un traité 1.500.000 XS 500.000

Les rectangles jaunes sont donc à retirer du passif de la cédante, permettant ainsi la réduction de la variance du coût des sinistres qu'elle doit prendre en charge après

application du traité de réassurance en excédent de sinistre.

Dans le cadre d'un traité de réassurance en excédent de sinistre, en notant $X_i$ le ième montant de sinistre, D la priorité (pour *deductible*, l'équivalent de la priorité en anglais) et C la portée (pour *cover*, l'équivalent de la portée en anglais), le réassureur intervient dans le sinistre de montant $X_i$ à hauteur de

$$R_i = \min(\max(X_i - D, 0), C). \tag{1.1}$$

Si le portefeuille subit $n$ sinistres sur une période d'un an correspondant à la période contractuelle, alors la sinistralité agrégée prise en charge par le réassureur s'élève à $\sum_{i=1}^{n} R_i$.

S'il permet de limiter le besoin en capital de la cédante, un traité en excédent de sinistre présente néanmoins un inconvénient majeur : il peut être très complexe pour le réassureur de fixer la prime de réassurance pour un tel traité. En effet, certaines tranches (généralement les plus hautes) peuvent ne jamais avoir été touchées par un sinistre, ou à de très rares occasions, ce qui implique la quasi-inexistence de statistiques disponibles pour le réassureur, et le recours à la théorie des valeurs extrêmes pour modéliser les montants de sinistres.

### 1.3 Notion de *Burning Cost* observé

Le *Burning Cost* (BC) est un indicateur de sinistralité essentiel en réassurance. En réassurance vie, le *Burning Cost* observé (également appelé *Burning Cost à l'expérience*) peut être défini comme le rapport entre le montant total des sinistres afférents à une tranche de réassurance, et la prime encaissée par l'assureur en échange de la couverture dont bénéficie le portefeuille d'assurés. Nous avons donc

$$\text{BC observé} = \frac{\text{Sinistralité totale dans la tranche}}{\text{Prime encaissée}}. \tag{1.2}$$

Pour un traité en excédent de sinistre possédant $j$ tranches, en notant $D_j$ la priorité et $D_{j+1}$ la limite de la $j$-ième tranche, $T$ l'année d'application du traité de réassurance que l'on souhaite tarifer, $t = 1, ..., T-1$ les années pour lesquelles la sinistralité historique est disponible, $C_{t,k_t}$ le montant global (i.e. avant application du traité de

réassurance) du $k$-ième sinistre de l'année $t$, $n_t$ le nombre de sinistres pour l'année $t$, et $P_t$ la prime encaissée par l'assureur au titre de l'année $t$, on a donc :

$$\text{BC observé}_j = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} \sum_{k_t=1}^{n_t} \min(D_{j+1} - D_j; \max(0; C_{t,k_t} - D_j))}{\sum_{t=1}^{T-1} P_t}. \tag{1.3}$$

## 1.4 Présentation classique des données de renouvellement fournies par les cédantes

### 1.4.1 Les profils dits « individuels »

Dans le cadre de ce mémoire, nous traitons le cas dans lequel les cédantes fournissent des profils dits « individuels ». Il s'agit de profils détaillant, pour chaque assuré du portefeuille, des caractéristiques pertinentes pour opérer une tarification du risque incapacité. Dans la majorité des cas, les profils fournis par les cédantes contiennent exclusivement les informations « Somme assurée », « Sexe », et « Date de naissance », pour chaque assuré du portefeuille. Si la cédante sollicite un traité en excédent de sinistre par risque, il est fréquent que le portefeuille d'assurés communiqué au réassureur soit censuré en-dessous d'un certain montant, évidemment inférieur à la priorité envisagée dans le traité en excédent de sinistre.

Dans la suite, pour réaliser la tarification du risque incapacité, nous exploiterons donc dans les profils communiqués les trois variables : « Somme assurée », « Sexe » et « Date de naissance ». Nous considérerons qu'aucune autre variable utile à la tarification menée par le réassureur n'est communiquée dans les profils.

Pour le risque incapacité en particulier, la variable « Somme assurée » peut être une rente ou un capital, selon la garantie considérée, le type d'incapacité couvert, et le pays auquel le portefeuille d'assurés est assimilé.

S'agissant de la temporalité des profils d'assurés, la cédante peut communiquer uniquement les profils relatifs à l'année précédant l'année d'application du traité de réassurance, ou communiquer un historique de profils relatifs aux années antérieures. Le réassureur peut constituer lui-même un historique de profils pour un même portefeuille d'assurés si la cédante l'a déjà approché dans le passé.

### 1.4.2 Présentation classique de l'historique de sinistralité fourni par les cédantes

Les cédantes fournissent un historique de sinistralité pour les portefeuilles d'assurés ayant plus d'un an d'existence. Dans la majorité des cas, seuls sont communiqués les montants des sinistres et les années d'occurrence auxquelles ils se rattachent. Les montants de sinistres peuvent être exprimés comme un capital forfaitaire ou une valeur actualisée des rentes. A l'instar des profils, dans le cadre des traités en excédent de sinistre, l'historique de sinistralité est généralement censuré en-dessous d'un certain montant, inférieur à la priorité envisagée dans le traité.

Dans la suite, nous considérerons que l'historique de sinistralité communiqué par les cédantes comporte les variables : « Montant du sinistre » et « Année d'occurrence » pour chaque sinistre dont le montant dépasse un seuil donné. Les cédantes peuvent également communiquer au réassureur le nombre d'individus sinistrés dont le degré d'incapacité appartient à un intervalle donné. Par exemple, elles peuvent communiquer le nombre d'individus sinistrés dont le degré d'incapacité appartient aux intervalles $[25\%, 50\%[$ et $[50\%, 100\%]$.

### 1.4.3 Autres données de renouvellement fournies par les cédantes

A défaut ou en complément des profils historiques et de l'historique de sinistralité, les cédantes fournissent généralement des informations sur l'évolution de l'encaissement de prime, du nombre d'assurés, ou de la somme assurée totale des individus du portefeuille au fil du temps. Dans la totalité des cas où l'une ou plusieurs de ces informations sont communiquées au réassureur, elles sont relatives à l'ensemble du portefeuille, et non aux individus dont la somme assurée excède un certain montant.

Une conséquence importante de cette observation est que le réassureur ne peut pas savoir comment a évolué l'encaissement de prime (ou le tarif, défini comme le rapport entre l'encaissement de prime et la somme assurée totale du portefeuille), pour les individus dont la somme assurée excède un certain montant. Autrement dit, s'il ne dispose pas des profils historiques, le réassureur n'a pas d'indication sur l'évolution du nombre d'assurés concernés par un traité en excédent de sinistre par risque, ni sur l'évolution de la somme assurée totale de ces assurés au cours du temps. Ceci compromet nettement l'exploitation de la sinistralité historique du portefeuille, car le réassureur manque d'informations essentielles sur les assurés auxquels il se rattache.

C'est pourquoi, dans le cadre de ce mémoire, nous nous concentrons sur le cas où les profils sont fournis (dont les profils historiques, sous réserve que le portefeuille d'assurés ait plus d'un an d'existence).

## 1.5 Un contexte de tarification spécifique à la réassurance motive le choix de se concentrer sur l'incapacité permanente avec un degré d'incapacité consolidé

Les informations contenues dans les profils communiqués au réassureur par les cédantes, ainsi que les informations relatives à la sinistralité historique, sont nettement insuffisantes pour modéliser le caractère évolutif de l'état d'incapacité. Le réassureur ne dispose pas des informations nécessaires à la création d'un modèle de durée pour l'incapacité temporaire : il lui faudrait disposer, par exemple, de données sur les sorties de l'état d'incapacité pour un portefeuille d'assurés de taille suffisante afin de construire un estimateur des probabilités de sortie. Par ailleurs, étant donné que le capital ou la rente versés sont fonction du degré d'incapacité, le réassureur devrait également disposer de données sur l'évolution des degrés d'incapacité d'une population d'individus en incapacité au cours du temps. Or il ne dispose pas de cette information.

Toutefois, dans le cadre d'un traité de réassurance en excédent de sinistre (qui permet à la cédante de limiter son engagement financier sur les sinistres les plus coûteux), les sinistres au titre desquels le réassureur verse une indemnité sont très rarement engendrés par des incapacités de travail temporaires : les sinistres ayant les montants les plus élevés sont dans leur grande majorité dûs à des incapacités de travail permanente. Dans ce mémoire, nous traitons donc exclusivement du cas de l'incapacité permanente. Le capital payé par l'assureur est alors le plus souvent exprimé comme une fonction du degré d'incapacité. Dans ce contexte, il suffit d'associer à chaque assuré sinistré un unique degré d'incapacité (abrégé en « DR » pour *disability rate*) qui va déterminer le montant du capital qui lui sera versé, comme pourcentage de sa somme assurée (abrégée en « SI » pour *sum insured*). Nous considérons la fonction de paiement suivante, qui est la plus courante dans une très grande majorité des contrats d'assurance couvrant l'incapacité permanente.

$$\text{capital versé } = \begin{cases} 0, & \text{si } DR < D_{min} \\ DR \cdot SI, & \text{si } D_{min} \leq DR < D_{max} \\ SI, & \text{si } DR \geq D_{max} \end{cases} \tag{1.4}$$

où $D_{min}$ correspond au degré d'incapacité minimal requis pour qu'il y ait versement d'un capital, et $D_{max}$ correspond au degré d'incapacité à partir duquel l'intégralité de la somme assurée est versée.

Notons que ce que nous appelons le « capital versé » peut être la valeur actualisée d'une rente, dont le calcul est effectué par la cédante.

Dans ce mémoire, la notion d'incapacité permanente est considérée comme équivalente à celle d'incapacité professionnelle permanente.

## 1.6 Méthode de tarification suivie actuellement chez QBE Re, face aux insuffisances des données

Dans cette section, nous présentons les grandes lignes de la méthode utilisée actuellement chez QBE Re pour déterminer la prime technique de réassurance correspondant au contrat d'assurance décrit dans la section précédente, dans le cadre d'un traité en excédent de sinistre par risque. Illustrons cette méthode par un traité 6.200.000 XS 800.000 avec un nombre illimité de reconstitutions, ce qui signifie que la couverture de réassurance est renouvelée à chaque sinistre, et sans clause spécifique.

### 1.6.1 Pré-analyse

La première étape d'un processus de tarification en réassurance est toujours la pré-analyse, qui se focalise notamment sur l'évolution des profils des assurés au cours du temps (nombre d'assurés, sommes assurées, âges, sexes...), l'évolution de l'encaissement de prime réalisé par l'assureur sur le portefeuille considéré, l'évolution de la sinistralité tant en fréquence qu'en sévérité, l'évolution des termes du contrat d'assurance incapacité permanente, ou encore l'évolution du programme de réassurance, i.e. les changements potentiels observés au cours du temps dans les clauses et dans la structure du traité de réassurance.

Au cours de la pré-analyse est également effectuée l'indexation des sinistres historiques à l'aide d'un indice choisi. Elle vise à prendre en considération l'inflation des montants de sinistres. De même, l'encaissement de prime au cours du temps est indexé.

Après indexation des montants de sinistres, la sinistralité historique est analysée pour déterminer un montant-seuil au-delà duquel le nombre de sinistres observé est jugé suffisamment représentatif de la sinistralité que peuvent subir les assurés susceptibles de toucher la tranche 6.200.000 XS 800.000. Comme nous pouvons le constater dans l'exemple ci-dessous, la détermination de ce montant-seuil est primordiale pour les tranches dites « hautes », pour lesquelles l'historique de sinistralité est particulièrement réduit.

Supposons que la tranche 6.200.000 XS 800.000 possède l'historique de sinistralité suivant pour les années 2012 à 2018.

| Année | Nombre de sinistres | Montant total à la charge du réassureur (€) |
|---|---|---|
| 2012 | 0 | 0 |
| 2013 | 1 | 300.350 |
| 2014 | 0 | 0 |
| 2015 | 0 | 0 |
| 2016 | 0 | 0 |
| 2017 | 3 | 4.450.250 |
| 2018 | 2 | 2.100.750 |

Tableau 1.1 – Exemple : historique de sinistralité de la tranche 6.200.000 XS 800.000

Dans cet exemple, seuls 6 sinistres ont touché la tranche en 7 ans, dont 5 sont concentrés sur les deux dernières années. Cela implique une grande volatilité du nombre de sinistres, qui se confirme pour leurs montants lorsque nous observons les coûts pour le réassureur. En conséquence, il n'est pas envisageable de tarifer la tranche de réassurance sur la seule base de cet historique de sinistralité. De plus, la sinistralité plus élevée observée dans cette tranche sur les deux dernières années pourrait être le fruit du hasard, mais si le nombre de personnes assurées pour plus de 800.000 € n'a pas augmenté significativement entre 2012 et 2018, elle pourrait également résulter d'une dégradation des risques du portefeuille ou d'un changement des garanties. Nous n'avons a priori aucun fondement pour émettre l'une ou l'autre des hypothèses à partir de la seule sinistralité historique de la tranche 6.200.000 XS 800.000.

Il convient alors d'étudier la sinistralité historique enregistrée pour une tranche de priorité moins élevée, dans laquelle les sinistres seront plus nombreux (ce qui est toujours vrai car si un sinistre dépasse 800.000 €, il dépasse tout montant inférieur à 800.000 €).

Supposons que la tranche 6.600.000 XS 400.000 possède l'historique de sinistralité suivant pour les années 2012 à 2018.

| Année | Nombre de sinistres | Montant total à la charge du réassureur (€) |
|---|---|---|
| 2012 | 48 | 11.230.500 |
| 2013 | 58 | 18.000.500 |
| 2014 | 60 | 17.600.000 |
| 2015 | 41 | 13.700.000 |
| 2016 | 38 | 9.800.500 |
| 2017 | 92 | 31.600.500 |
| 2018 | 108 | 32.900.000 |

Tableau 1.2 – Exemple : historique de sinistralité de la tranche 6.600.000 XS 400.000

Nous remarquons que l'historique de sinistralité ci-dessus est nettement plus fourni que celui de la tranche que nous souhaitons tarifer. Sous une hypothèse de comparabilité du profil de risque incapacité permanente des individus assurés pour plus de 400.000 € avec celui des individus assurés pour plus de 800.000 €, nous pourrions choisir d'utiliser l'historique de sinistralité du tableau 1.2 pour en déduire une fréquence observée de référence qui permettrait de calibrer la fréquence estimée pour la tranche 800.000 XS 6.200.000, à l'aide du modèle dit « mathématique » présenté dans la section 1.6.2. Notons qu'en pratique, le choix de la tranche de référence pour la calibration du modèle n'est pas aisé, car il n'y a pas un unique choix possible et pleinement objectif pour la priorité de la tranche de référence (pourquoi 400.000 € et non 350.000 € ou 430.000 € ?), et l'hypothèse de comparabilité des profils de risques est discutable selon le portefeuille considéré : imaginons par exemple que dans le portefeuille considéré, les individus qui ont une somme assurée entre 400.000 € et 800.000 € ont tous moins de 30 ans, et que ceux ayant une somme assurée au-delà de 800.000 € ont tous plus de 50 ans. Nous pouvons nous douter que les deux groupes d'individus n'auront pas des probabilités d'entrée en incapacité permanente

de même ordre de grandeur, ce qui infirme l'hypothèse de comparabilité des profils de risques. Face à cette incertitude, qui est l'une des problématiques fondamentales de la réassurance, des critères indicatifs peuvent être utilisés pour calibrer le modèle de fréquence, comme la moyenne des ratios entre la fréquence observée (issue de la sinistralité historique) et la fréquence théorique (issue du modèle), après suppression du premier et du dernier décile. Ce critère est développé dans le mémoire de Victor Gillier *Calibration avancée du modèle de tarification à l'exposition dans le cadre de la réassurance incendie par risque* [9]. Le choix d'un critère s'accompagne toujours de la vigilance de l'actuaire qui effectue la tarification, au regard de sa connaissance du produit d'assurance concerné par le traité de réassurance.

Dans le cadre de ce mémoire, la problématique de calibration du modèle de tarification sur la fréquence observée est traitée dans la section 3.2.2.

### 1.6.2 Modèle mathématique

Ce modèle utilise la fréquence et le *Burning Cost* observés dans la tranche de référence (la tranche 6.600.000 XS 400.000 dans notre exemple), ainsi qu'une loi de Pareto à deux paramètres pour modéliser la sévérité des sinistres dépassant un seuil déterminé. Les éléments mathématiques de cette section sont tirés du cours de théorie des valeurs extrêmes de Christian Y. Robert donné à l'ISFA en 2019 [14].

Soit $X$ une variable aléatoire suivant une loi de Pareto de paramètre $(x_m, \alpha)$. Alors

$$\mathbb{P}(X > x) = \begin{cases} (\frac{x_m}{x})^\alpha & x \geq x_m, \\ 1 & x < x_m, \end{cases} \tag{1.5}$$

où $x_m$ et $\alpha$ sont des réels positifs. $x_m$ correspond à la plus petite valeur possible prise par $X$.

La loi de Pareto est un cas particulier de la distribution de Pareto généralisée, qui caractérise la distribution des observations $(X_i - u_n)_+$ non-nulles, avec $u_n$ un seuil donné (strictement positif) et $X_1, ..., X_n$ un ensemble d'observations de variables aléaoires i.i.d représentant des montants de sinistres de distribution inconnue.

Pour déterminer les paramètres $x_m$ et $\alpha$ de la loi de Pareto, deux méthodes graphiques sont fréquemment utilisées chez QBE Re : l'analyse du *Mean Excess Plot*

et l'analyse de l'*Alpha plot*.

Le *Mean Excess Plot* représente graphiquement la fonction de dépassement moyen (*mean excess function*) évaluée en différents seuils $u$. Elle est définie mathématiquement par

$$e(u) = \mathbb{E}(X - u | X > u). \tag{1.6}$$

Si $X = Y_u + u$ avec $Y_u | Y_u > 0$ suivant une loi de Pareto de paramètres $x_m$ et $\alpha$, alors

$$\forall v > u, \;\; \mathbb{E}(X - v | X > v) = v \cdot \frac{1}{\alpha - 1} + \frac{x_m - u}{\alpha - 1}. \tag{1.7}$$

$\mathbb{E}(X - v | X > v)$ est donc linéaire en $v$. On en déduit que si $X$ suit une loi de Pareto pour le seuil $u$, alors le *Mean Excess Plot* est approximativement linéaire au-delà de $u$. Cette propriété, combinée à l'analyse de l'*Alpha plot*, permet une estimation du paramètre $x_m$ (plus petite valeur prise par $X$).

L'*Alpha plot* représente graphiquement les couples $(X_i, \hat{\alpha})$, où $\hat{\alpha}$ est l'estimateur du maximum de vraisemblance du paramètre $\alpha$ d'une loi de Pareto de paramètres $(x_m, \alpha)$, défini par

$$\hat{\alpha} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \ln \frac{X_i}{\min X_i}}, \tag{1.8}$$

où n est le nombre de sinistres observés, et $X_1, ..., X_n$ sont les montants de sinistres observés. La démonstration de cette formule peut être consultée dans l'article *Estimating the Parameters of a Pareto Distribution Introducing a Quantile Regression Method* de Joseph Lee Petersen [13].

L'*Alpha plot*, combiné à l'analyse du *Mean Excess Plot*, permet une estimation du couple $(x_m, \alpha)$ en identifiant le point à partir duquel on observe une certaine stabilité de $\hat{\alpha}$ en fonction des $X_i$. Cette stabilité témoigne en effet d'une robustesse de l'estimateur du maximum de vraisemblance de $\alpha$ selon les $X_i$, indiquant que $X$ suit une loi de Pareto de paramètres correspondants.

Le modèle mathématique utilise le nombre de sinistres dont le montant dépasse la priorité de la tranche de référence retenue, pour en déduire le paramètre d'une loi

de Poisson modélisant le nombre de sinistres attendu. Pour modéliser la sévérité des sinistres, le modèle utilise la sinistralité empirique en-dessous du seuil $x_m$ retenu pour la loi de Pareto, et une loi de Pareto de paramètres $(x_m, \alpha)$ au-delà du seuil $x_m$.

Notons que les éléments présentés ci-dessus sont les fondamentaux du modèle actuellement utilisé chez QBE Re pour tarifer des contrats de réassurance du risque d'incapacité permanente. En réalité, le modèle est plus sophistiqué et possède des raffinements qui ne seront pas développés dans ce mémoire car ils n'ont rien de spécifique au risque d'incapacité permanente et risqueraient d'alourdir le propos. Les limites présentées dans la section suivante restent valables pour la version la plus complète du modèle de tarification utilisé chez QBE Re à ce jour.

## 1.7 Les limites de la méthode de tarification actuelle nourrissent la volonté de construire un modèle de sévérité fondé sur le degré d'incapacité permanente

Le modèle fréquence-sévérité présenté dans la section précédente possède trois limites principales dans un contexte de tarification d'un traité en excédent de sinistre pour le risque d'incapacité permanente.

— Le modèle ne tient pas compte de la relation qui lie les degrés d'incapacité permanente aux pourcentages de la somme assurée qui vont être payés. Dans le cadre du modèle actuel, il est donc impossible, par exemple, de quantifier l'impact sur la sinistralité attendue de l'abaissement du seuil entraînant le paiement de 100 % du capital assuré.

— Le modèle ne tient pas compte directement des profils fournis par la cédante : les caractéristiques des assurés (âge, sexe et somme assurée) ne sont considérées qu'indirectement, à partir de la sinistralité historique. En conséquence, l'impact d'un changement envisagé dans le profil ou dans les garanties est très difficile à quantifier. Par exemple, comment ajuster le modèle si l'âge maximum pour toucher un capital pour cause d'incapacité permanente passe de 60 à 65 ans ? Comment ajuster le modèle si l'assureur résilie les garanties d'un sous-portefeuille d'assurés, diminuant ainsi d'un tiers le nombre d'assurés alors que les assurés du sous-portefeuille résilié étaient ceux qui possédaient les sommes assurées les plus élevées ? Il est très difficile

de répondre à ces questions dans le cadre du modèle actuel.

— Ajuster les montants de sinistres historiques dépassant un certain seuil à une loi de Pareto peut être mal-aisé, en particulier lorsqu'un faible nombre de sinistres a touché la tranche de réassurance.

Ces limites motivent la création d'un nouveau modèle de fréquence-sévérité. Pour prendre en considération la relation qui lie les degrés d'incapacité permanente aux pourcentages de la somme assurée qui vont être payés, nous allons concevoir un modèle simulant des degrés d'incapacité et associant le capital correspondant pour chaque assuré en cas d'entrée en incapacité permanente (voir section 1.5). Nous déterminerons donc une distribution de probabilité pour les degrés d'incapacité permanente, et nous n'aurons plus besoin d'en déterminer une pour les montants de sinistres, qui seront uniquement fonction des sommes assurées des individus du portefeuille et des degrés d'incapacité permanente. En conséquence, le recours à une loi de Pareto sera évité. Par ailleurs, les caractéristiques des assurés contenues dans les profils (âge, sexe, somme assurée) seront directement traitées par le modèle, ainsi que la sinistralité historique.

La section 2 présente les données (hors informations de renouvellement) et les avis d'experts dont nous disposons pour construire le modèle de fréquence-sévérité.

# 2. Etude qualitative des données disponibles (hors données de renouvellement) et choix des hypothèses de travail

## 2.1 Motivations du choix de se restreindre géographiquement à la France et à la Belgique

Le modèle que nous souhaitons construire dans un objectif de tarification du risque d'incapacité permanente en réassurance est un modèle de fréquence-sévérité, qui repose sur des probabilités d'entrée en incapacité permanente pour la partie fréquence, et sur la modélisation des degrés d'incapacité pour la partie sévérité. Nous avons donc besoin de données sur les fréquences d'entrée en incapacité permanente et sur les degrés d'incapacité professionnelle. Ces données de référence doivent être relatives à de larges portefeuilles d'assurés pour servir de fondement à notre modèle.

La recherche de données nationales ou internationales sur l'incapacité permanente nous a permis de trouver des données pour la France (présentées dans la section 2.2) s'agissant du nombres d'entrées en incapacité permanente. Pour les degrés d'incapacité, la recherche de données n'a pas été concluante, et a été complexifiée par l'hétérogénéité des degrés d'incapacité selon les pays. En effet, la détermination du degré d'incapacité n'est pas harmonisée entre les Etats, et dépend par exemple de considérations macro-économiques comme le niveau de saturation du marché du travail du pays de l'individu entré en incapacité permanente. Même à l'échelle d'un seul pays, nous n'avons pu trouver de données relatives aux degrés d'incapacité. En conséquence, nous nous sommes appuyés sur l'expertise de trois médecins du travail belges mandatés par QBE Re, afin de construire un modèle de sévérité fondé sur leur connaissance de la détermination du degré d'incapacité en Belgique, en complément des informations sur les effectifs par intervalles de degrés d'incapacité communiqués par la cédante.

Les données nationales françaises ainsi que l'expertise des médecins du travail belges ont motivé le choix de restreindre dans un premier temps le champ d'application de

notre modèle à la France et à la Belgique. La légitimité de ce choix est discutée dans la section 2.4.3.

## 2.2 Etude qualitative des données de la Sécurité sociale et de l'INSEE utilisées pour construire le modèle de fréquence

### 2.2.1 Données de la Sécurité sociale : « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN » (voir annexe 1)

Les données utilisées proviennent du document « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN » émis par la Direction des Risques professionnels de la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés [7]. Ce document présente les statistiques de sinistralité des accidents de travail, des accidents de trajet et des maladies professionnelles dans le cadre du Régime Général au titre de l'année 2016, ce qui représente 18.529.736 salariés. La sinistralité est détaillée pour chacun des 9 CTN (Comités techniques nationaux), qui correspondent aux secteurs d'activité suivants :

- CTN A : industries de la métallurgie
- CTN B : industries du bâtiment et des travaux publics
- CTN C : industries des transports, de l'eau, du gaz, de l'électricité, du livre et de la communication
- CTN D : services, commerces et industries de l'alimentation
- CTN E : industries de la chimie, du caoutchouc, de la plasturgie
- CTN F : industries du bois, de l'ameublement, du papier-carton, du textile, du vêtement, des cuirs et des peaux et des pierres et terres à feu
- CTN G : commerce non alimentaire
- CTN H : activités de services I (banques, assurances, administrations...)
- CTN I : activités de services II (intérim, santé, nettoyage,...)

Les données relatives à chaque CTN sont synthétisées dans une catégorie « 9 CTN », et sont détaillées selon la cause de l'incapacité professionnelle : accident de travail, accident de trajet, ou maladie professionnelle. Les données que nous exploitons pour construire des probabilités d'entrée en incapacité permanente sont présentées dans l'annexe 1. Selon les métadonnées du document, les personnes en incapacité permanente sont comptabilisées dès le premier degré d'incapacité permanente attribué par le médecin du travail. Le nombre d'entrées en incapacité professionnelle pour cause d'accident de travail et pour cause d'accident de trajet au titre de l'année

2016 est précisé par tranche d'âge, par sexe, et par qualification professionnelle. Le nombre d'entrées en incapacité professionnelle pour cause de maladie professionnelle au titre de l'année 2016 est précisé par tranche d'âge, par sexe, et par profession. Nous n'utilisons pas les autres catégories de répartition présentées dans le document. Les catégories « qualification professionnelle » et « profession » ne sont pas identiques : la qualification professionnelle est relative au statut du travailleur (cadre, employé, ouvrier qualifié, ouvrier non-qualifié...), alors que la profession est relative à la nature des missions (agriculteur, artisan, spécialiste des sciences...). Le statut n'est pas nécessairement révélateur de la nature des missions, et réciproquement.

Ces données présentent plusieurs limites qualitatives majeures.

— La principale limite est l'absence de données croisées (et a fortiori l'absence de données individuelles). Nous ne pouvons donc pas connaître, par exemple, le nombre de femmes cadres entrées en incapacité permanente en 2016 pour cause d'accident de travail, ou encore le nombre d'agriculteurs de moins de 44 ans entrés en incapacité permanente en 2016 pour cause de maladie professionnelle.

— Une autre limite majeure est l'absence de données relatives aux effectifs des CTN par catégorie de travailleurs. Par exemple, le document ne nous renseigne pas sur le nombre de cadres dans la population active, ou encore sur le nombre de femmes dans le CTN A, ce qui complique nettement l'interprétation du nombre d'entrées en incapacité pour chaque catégorie. Pour chaque CTN, seules des données régionales sont disponibles. En revanche, pour l'ensemble des travailleurs, nous pouvons nous appuyer sur des données complémentaires de l'INSEE, présentées dans les sections 2.2.2 et 2.2.3.

— Les données ne traitent que des causes professionnelles d'entrée en incapacité : maladie professionnelle, accident de travail, ou accident de trajet. Elles ne traitent donc pas des causes non-professionnelles comme les accidents domestiques par exemple.

— La notion de « profession » utilisée pour catégoriser les entrées en incapacité pour cause de maladie professionnelle est problématique pour des portefeuilles d'assurés dans lesquels les professions ne sont pas précisées.

— Le découpage des tranches d'âge n'est pas favorable aux âges les plus représentés dans les portefeuilles d'assurés aux sommes assurées les plus élevées. En effet, les données présentent seulement deux tranches d'âge pour les 40-59 ans, une tranche 40-49 ans et une tranche 50-59 ans, ce qui implique une précision moindre en comparaison des autres tranches d'âge, plus fines (20-24 ans, 25-29 ans, 30-34 ans...).

— Une limite moindre est que les données les plus récentes disponibles pour l'incapacité permanente datent de 2016 [1], alors que les probabilités d'entrée en incapacité permanente que nous souhaitons construire doivent s'appliquer pour des portefeuilles d'assurés ultérieurs à l'année 2019.

Pour exploiter les données tout en prenant ces limites en considération, nous devons donc émettre des hypothèses de travail, détaillées dans la section 2.4.1.

### 2.2.2 Données de l'INSEE : « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 » (voir annexe 2)

Les données utilisées proviennent du document « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 » émis par l'INSEE [1]. Elles fournissent, par tranche d'âge ou par sexe, le pourcentage représenté par chaque catégorie socioprofessionnelle (CSP) au regard de l'effectif total de la population active en France (hors Mayotte). L'effectif total (en milliers) est précisé pour chaque tranche d'âge et par sexe. Nous utiliserons ces données en complément des données de sinistralité pour les 9 CTN, afin d'obtenir une indication quant aux effectifs totaux auxquels se rapporte le nombre de nouvelles incapacités permanentes au titre de l'année 2016 pour chaque CSP. Cette distinction selon la CSP est essentielle dans le cadre de notre modèle de fréquence car nous ne souhaitons pas attribuer les mêmes probabilités d'entrée en incapacité permanente à un portefeuille de cadres qu'à un portefeuille d'ouvrier, par exemple, car les fréquences d'entrée observées diffèrent.

Les données de l'INSEE exploitées revêtissent également des limites qualitatives :

— De même que pour les données de la Sécurité sociale présentées dans la section 2.2.1, nous ne disposons pas de données croisées âge/sexe. Nous disposons

1. Au cours de la rédaction de ce mémoire, les données 2017 ont été ajoutées, et pourront faire l'objet d'une étude ultérieure

cependant de données croisées CSP/âge et CSP/sexe.

— La tranche d'âge 25-49 ans est très large : elle ne permet pas de tenir compte des différences observées au sein d'une même CSP selon l'âge dans cette tranche d'âge, alors que l'on peut raisonnablement supposer que la proportion de cadres est plus importante chez les quadragénaires que chez les personnes âgées de moins de trente ans.

— Les données sont relatives à l'ensemble de la population active, et non aux travailleurs de chaque CTN.

— Les données sont relatives à l'année 2018, alors que les données de sinistralité présentées dans la section 2.2.1 sont relatives à l'année 2016. Les données 2016 et 2017 ne sont pas disponibles sur le site de l'INSEE.

Ici encore, pour exploiter les données tout en considérant ces limites, nous formulons des hypothèses de travail, détaillées dans la section 2.4.1.

### 2.2.3 Données de l'INSEE : « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 » (voir annexe 2)

Les données utilisées proviennent du document « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 » émis par l'INSEE [4]. Elles fournissent, par tranche d'âge de 5 ans et par sexe, le nombre d'individus dans la population active. Nous n'utilisons pas les données des autres champs du tableau. Le nombre d'individus dans la population active par tranche d'âge et par sexe nous permettra d'estimer la proportion d'individus de chaque tranche d'âge et pour les deux sexes au sein des 9 CTN.

## 2.3 Collecte d'avis d'experts médicaux mandatés par QBE Re Brussels : quelles conclusions actuarielles dans une optique de modélisation du risque incapacité permanente ?

Le manque de données sur les degrés d'incapacité attribués a motivé la tenue de réunions avec trois médecins du travail mandatés par QBE Re, afin de bénéficier de leur expertise pour construire un modèle de sévérité fondé sur les degrés d'incapacité. Ci-dessous sont présentées les questions que nous leur avons adressées et les conclusions que nous pouvons tirer de leurs réponses. Attention au fait qu'il s'agit

d'avis d'experts fournissant des ordres de grandeur plutôt que des mesures statistiques établies : ils sont donc sujet à discussion et à interprétation. Ils nous servent cependant de point de repère face à l'absence de données pertinentes. Rappelons enfin que les considérations suivantes concernent l'incapacité professionnelle permanente (IPP) uniquement.

— Quelle proportion des incapacités permanentes a une origine professionnelle ?

  Les médecins interrogés ne sont pas unanimes dans leurs réponses, notamment au sujet des incapacités permanentes causées par des maladies. Au sujet des incapacités causées par des accidents, nous pouvons retenir une répartition 50 % - 50 % entre origine professionnelle et origine non-professionnelle pour l'ensemble de la population active.

— Quelle proportion des incapacités permanentes est causée par des maladies ? Par des accidents ?

  De manière générale, chez les individus en incapacité permanente, nous pouvons nous attendre à une nette minorité d'accidents. Plus précisément, les médecins nous ont fourni des ordres de grandeur directement tirés de documents de l'INAMI (Institut national d'assurance maladie-incapacité) qu'ils ont consulté : environ 70 % des incapacités permanentes sont dues à des maladies ostéoarticulaires ou musculaires, ou à des troubles mentaux. Les cancers représentent entre 5 % et 10 % des incapacités permanentes. Les accidents sont à l'origine d'environ 15 % des incapacités permanentes.

— De façon générale, quelles différences peut-on observer au niveau du degré d'incapacité entre une incapacité professionnelle causée par une maladie et une incapacité causée par un accident ?

  S'agissant d'une couverture « accidents », les degrés d'incapacité inférieurs à 20 % sont nombreux. Il en est de même pour les degrés d'incapacité supérieurs à 80 %. Pour une couverture « maladie » les degrés d'incapacité extrêmes (à l'exception de l'incapacité professionnelle à 100 %) sont moins fréquents que pour une couverture « accidents ». Les degrés intermédiaires sont donc nettement plus représentés que dans le cadre des couvertures «

accidents », pour lesquelles les degrés d'incapacité permanente attribués possèdent une forte variance qui entraîne une distribution en forme de "U" des degrés d'IPP pour cause d'accident. Pour les IPP pour cause de maladie, en omettant le degré d'incapacité 100 %, les médecins interrogés ont souligné graphiquement que le degré d'incapacité le plus fréquent est inférieur au degré d'incapacité médian lorsque ce dernier est inférieur à 50 %, et supérieur au degré d'incapacité médian lorsque ce dernier est supérieur à 50 %.

— Quelle est l'influence de l'âge, du sexe et de la catégorie socioprofessionnelle (CSP) sur les degrés d'incapacité professionnelle ?

Les médecins interrogés jugent qu'il n'y a pas de raison d'opérer une distinction selon le sexe de l'assuré en vue de la réalisation d'un modèle de sévérité pour le degré d'incapacité. La probabilité qu'un invalide permanent le soit à 100 % est de plus en plus élevée avec l'âge. Cela s'explique notamment par le faible nombre de personnes entrées en IPP travaillant à temps partiel si elles sont proches de la retraite, alors que l'aménagement du temps de travail est pratiqué davantage pour les individus plus jeunes. Cette possibilité d'aménagement est déterminante dans l'évaluation du degré d'incapacité effectuée par le médecin.

L'influence de l'âge sur le degré d'IPP attribué par le médecin est négligeable en-dessous de 40 ans. Cela signifie que le médecin va peu tenir compte de l'âge d'une personne âgée de 40 ans ou moins entrée en IPP pour déterminer son degré d'incapacité, et que les incapacités permanentes subies par les moins de 40 ans sinistrés sont semblables dans leurs manifestations physiologiques.

Pour les plus de 40 ans, le degré d'IPP attribué par le médecin peut être considéré comme une fonction des deux variables *âge* et *degré d'IPP correspondant si l'assuré avait 40 ans ou moins*. Nous pouvons supposer que cette fonction est quadratique selon l'âge, ce qui traduit que le degré d'IPP augmente de manière quadratique avec l'âge. Bien sûr, cette transformation quadratique n'est pas systématique : elle correspond uniquement à une tendance dans l'attribution des degrés d'IPP par les médecins.

D'après des documents de l'INAMI consultés par les médecins interrogés, les individus âgés de 60 ans entrés en IPP ont un degré d'IPP moyen égal à 1,66 fois celui des individus âgés de 40 ans, que ce soit pour cause de maladie ou d'accident. Les cadres, quant à eux, ont un degré d'IPP moyen pour cause d'accident égal à 0,5 fois celui de la population active générale. D'après les médecins interrogés, les différences entre cadres et non-cadres au sujet des degrés d'IPP pour cause de maladie ne sont pas significatives.

En outre, bien qu'il ne s'agisse pas d'une considération relative à la sévérité des degrés d'incapacité permanente, les médecins interrogés soulignent que la conjoncture politico-économique du pays a un effet non-négligeable sur la fréquence des incapacités permanentes. Plus le marché de l'emploi est saturé, plus on va observer d'incapacités permanentes. Il convient donc de garder à l'esprit l'influence de paramètres macro-économiques sur la détermination de l'incapacité permanente, au-delà des caractéristiques individuelles de l'assuré, notamment dans les pays aux taux de chômage les plus élevés.

## 2.4 Hypothèses de travail pour exploiter les données et avis d'experts disponibles

### 2.4.1 Hypothèses relatives aux données des documents « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN », « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 », et « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 »

En vue de construire des probabilités d'entrée en incapacité permanente, nous formulons plusieurs hypothèses concernant les données de la Sécurité sociale et les données de l'INSEE présentées dans la section 2.2. Ces hypothèses sont listées ci-dessous.

**Note** : l'objectif de ce mémoire n'est pas de construire une table de probabilités d'entrée en incapacité permanente appliquée telle quelle aux assurés. Les probabilités construites seront calibrées par la fréquence de sinistralité observée dans une tranche de référence, ce qui réduit la portée des hypothèses énoncées ci-dessous. L'objectif des probabilités construites est uniquement de fournir un ordre de grandeur sur l'écart des probabilités d'entrée en incapacité permanente entre deux assurés selon

leur âge, leur sexe et leur CSP.

— Représentativité de l'année 2016 : nous considérons que les données de sinistralité enregistrées en 2016 pour les 9 CTN sont représentatives de l'année au titre de laquelle la tarification est effectuée (2019 dans le cadre de ce mémoire).

— Correspondance entre les données sur la population active par tranche d'âge et par sexe et les données de sinistralité des 9 CTN : nous supposons que les proportions d'individus de chaque tranche d'âge et de chaque sexe calculées à partir des données « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 » sont représentatives des proportions observées en 2016 dans l'agrégation des travailleurs des 9 CTN.

— Assimilation des individus aux sommes assurées les plus élevées à des cadres : nous supposons que le profil de risque incapacité des individus ayant des sommes assurées élevées (susceptibles de toucher un traité en excédent de sinistre avec une priorité élevée) est plus semblable à celui d'un cadre qu'à celui d'un non-cadre : il faut en effet tenir compte de la large surexposition au risque d'incapacité permanente d'origine professionnelle des ouvriers et des professions manuelles en général. Cette surexposition d'origine professionnelle concerne rarement les individus aux sommes assurées les plus élevées.

— Assimilation des probabilités d'entrée en incapacité permanente de la population générale à celles des individus des 9 CTN agrégés : nous supposons que les probabilités d'entrée en incapacité permanente des 18.529.736 travailleurs des 9 CTN sont représentatives de celles de la population active dans son ensemble.

— Similarité du profil de risque incapacité des cadres à celui des individus du CTN H : nous supposons que les 4.493.982 travailleurs du CTN H sont ceux parmi les travailleurs des 9 CTN qui possèdent le profil de risque incapacité le plus assimilable à celui des cadres, et sont donc les plus représentatifs des écarts du nombre d'entrées en IPP selon la tranche d'âge que l'on peut observer chez les cadres.

— Surexposition des non-cadres aux maladies invalidantes d'origine non-professionnelle : outre les considérations relatives aux degrés d'incapacité,

nous supposons que l'ensemble des non-cadres âgés de 50 à 59 ans ont une probabilité d'entrée en incapacité permanente pour cause de maladie deux fois supérieure à celle des cadres de la même tranche d'âge.

— Répartition du nombre d'individus par CSP et par sexe dans chaque tranche d'âge : les données de l'INSEE nous fournissent pour trois tranches d'âge (15-24 ans, 25-49 ans, 50 ans et plus) le nombre d'individus par CSP ainsi que la population active. Ces tranches d'âge ne correspondent pas à celles des données de la Sécurité sociale (moins de 20 ans, tranches de cinq ans de 20 à 39 ans, tranches de 10 ans de 40 à 59 ans, 65 ans et plus). Nous supposons donc que la proportion de cadres est identique au sein de chacune des tranches d'âge 15-24 ans, 25-49 ans, et 50 ans ou plus, soit trois proportions de cadres différentes selon l'âge. Notons que la proportion de cadres chez les personnes âgées de 50 ans ou plus est très proche de celle observée chez les personnes âgées de 25 à 49 ans (19,7 % de cadres chez les plus de 50 ans contre 19,4 % chez les 25-49 ans). En outre, nous retenons le sexe-ratio calculé directement à partir du nombre d'hommes et de femmes communiqué dans les données INSEE pour chaque CSP, et nous supposons que ce ratio est identique dans chaque tranche d'âge. Nous supposons donc, par exemple, qu'il y a parmi les cadres âgés de 30 à 34 ans, la même proportion de femmes que parmi les cadres âgés de 50 à 59 ans. En réalité, la proportion de femmes est plus importante chez les jeunes cadres que chez les cadres seniors, mais nous ne pouvons pas quantifier cette différence faute de documentation statistique publique croisant les trois variables « Age », « Sexe » et « CSP ».

— Répartition du nombre de sinistres selon le sexe dans chaque tranche d'âge et par CSP : nous ne disposons pas de données croisées pour les quatre variables « Age », « Sexe », « CSP » et « nombre de sinistres », ni de données croisant la variable « nombre de sinistres » avec deux des trois variables « Age », « Sexe » et « CSP ». Nous devons donc construire une répartition du nombre de sinistres fondée sur des hypothèses, présentées ci-dessous.

- Variables « nombre de sinistres », « Age », « Sexe » : nous supposons que la proportion de sinistres observée dans chaque tranche d'âge est, pour chaque sexe, identique au sexe-ratio obtenu pour l'agrégation de la sinistralité de toutes les tranches d'âge.

- Variables « nombre de sinistres », « Age », « CSP » : nous supposons que la proportion de cadres parmi les individus en incapacité dans chaque tranche

d'âge, pondérée par le nombre de cadres dans la tranche d'âge, est identique pour chaque tranche d'âge.

- Variables « nombre de sinistres », « Sexe », « CSP » : nous supposons que la proportion de cadres parmi les hommes et parmi les femmes en incapacité, pondérée par le nombre de cadres pour le genre considéré, est identique pour les deux sexes.

- Variables « nombre de sinistres », « Age », « Sexe » et « CSP » : les trois hypothèses formulées ci-dessus nous permettent de construire une répartition du nombre de sinistres selon les trois variable « Age », « Sexe » et « CSP » .

— Proportionnalité entre les probabilités d'entrée en incapacité permanente pour maladies professionnelles et pour toutes maladies, selon la tranche d'âge : nous supposons que les probabilités d'entrée en incapacité permanente pour maladies professionnelles sont proportionnelles aux probabilités d'entrée pour toutes maladies, selon l'âge de l'assuré. Cela signifie que la probabilité d'entrée en incapacité permanente pour toutes maladies d'un individu dans la tranche d'âge 25-29 ans peut être calculée à partir de celle d'un individu dans la tranche d'âge 50-59 ans si l'on connait la probabilité d'entrée en incapacité permanente pour maladies professionnelles d'un individu dans la tranche d'âge 25-29 ans et d'un individu dans la tranche d'âge 50-59 ans.

— Proportionnalité entre les probabilités d'entrée en incapacité permanente pour accidents d'origine professionnelle et pour tous accidents, selon la tranche d'âge : nous supposons que pour chaque tranche d'âge et pour l'ensemble des hommes et des femmes, la probabilité d'entrée en incapacité permanente pour tous accidents est égale au double de la probabilité d'entrée en incapacité permanente pour accidents d'origine professionnelle (accidents de travail et accidents de trajet).

— Identité des probabilités d'entrée en incapacité permanente pour toutes maladies selon le sexe : comme nous n'avons pas d'indication sur l'écart des probabilités d'entrée en incapacité permanente pour toutes maladies selon le sexe, nous supposons, toutes choses égales par ailleurs, que les hommes et les femmes ont la même probabilité d'entrée en incapacité permanente pour toutes maladies.

— Identité des probabilités d'entrée en incapacité permanente pour tous accidents selon le sexe : nous formulons également l'hypothèse ci-dessus pour les probabilités d'entrée en incapacité permanente pour tous accidents.

— Linéarité des probabilités d'entrée en incapacité permanente dans chaque tranche d'âge : pour passer des probabilités d'entrée en incapacité permanente par tranche d'âge aux probabilités d'entrée par âge, nous utiliserons une méthode d'interpolation linéaire. Nous émettons donc l'hypothèse que cette méthode d'interpolation convient, ce qui ne sera pas discuté dans ce mémoire. Rappelons que l'objectif de ce mémoire n'est pas d'obtenir une table de probabilités d'entrée en incapacité permanente appliquée telle quelle aux assurés.

### 2.4.2 Hypothèses relatives aux avis d'experts collectés

Nous supposons la validité des avis émis par les médecins du travail interrogés. En particulier, pour le modèle de fréquence, nous supposons que 85 % des incapacités permanentes (toutes causes) des individus dans la tranche d'âge 50-59 ans sont dues à des maladies, et 15 % à des accidents, et que les cadres de cette même tranche d'âge ont une probabilité d'entrée en incapacité permanente pour cause de maladie deux fois moins élevée que celle de l'ensemble des 50-59 ans en emploi.

### 2.4.3 Est-il pertinent d'utiliser des données françaises pour la fréquence et des expertises belges pour la sévérité ?

Nous avons posé la question suivante aux trois médecins du travail belges mandatés par QBE Re.

— A l'échelle européenne (ou à l'échelle des pays frontaliers de la Belgique), la notion de « degré d'incapacité » est-elle comparable ?

A la connaissance des médecins interrogés, la France, les Pays-Bas et la Belgique sont comparables en matière d'incapacité permanente, tant au niveau de la fréquence que de la sévérité. Nous supposons donc la validité du croisement des données françaises étudiées pour la fréquence des entrées en incapacité permanente avec les expertises belges collectées pour la sévérité. Les médecins ne se sont toutefois pas prononcés sur la comparabilité de la notion de « degré d'incapacité » à l'échelle européenne.

Maintenant que les hypothèses de travail ont été formulées, nous pouvons construire le modèle. La section 3 détaille les étapes du développement.

# 3. Construction d'un modèle exploitant les données nationales et les avis d'experts

## 3.1 Etude quantitative des données de la Sécurité sociale et de l'INSEE

Comme nous ne disposons pas d'une base de données individuelles, i.e. détaillant la liste des individus entrés en incapacité permanente au cours de l'année 2016, mais seulement d'une agrégation des données par âge, sexe, profession ou CSP, l'étude quantitative des données que nous pouvons mettre en œuvre est très restreinte.

S'agissant des données du document « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN » [7], nous limitons notre étude aux 9 CTN agrégés et au CTN H : activités de services I (banques, assurances, administrations...). Ce choix est justifié dans la section 2.4.1.

La figure 3.1 présente, par tranche d'âge de 10 ans, le rapport entre le nombre d'entrées en incapacité permanente au titre de l'année 2016 pour les 9 CTN, pour cause de maladie professionnelle et pour cause d'accident de travail ou de trajet, et le nombre d'individus de la tranche d'âge correspondante au sein de l'ensemble de la population active en 2016. La figure 3.2 présente le même rapport, mais uniquement pour les entrées en incapacité dans le CTN H.

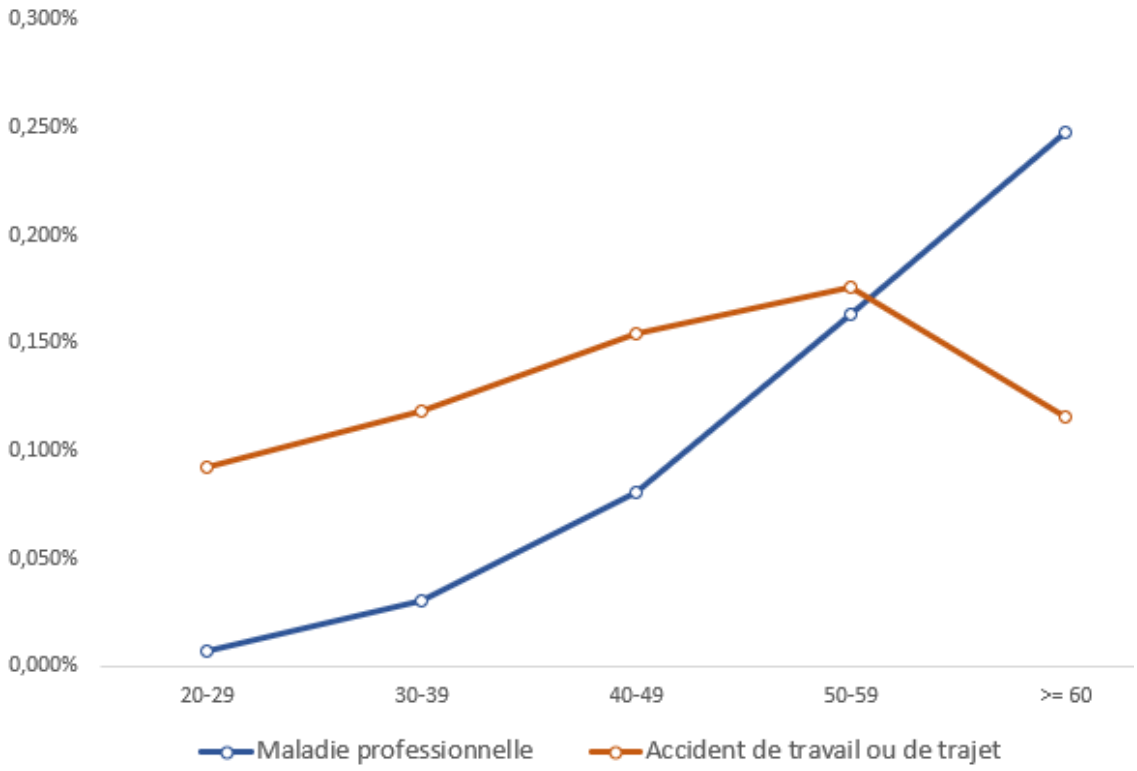


FIGURE 3.1 – Rapport par tranche d'âge pour les 9 CTN agrégés

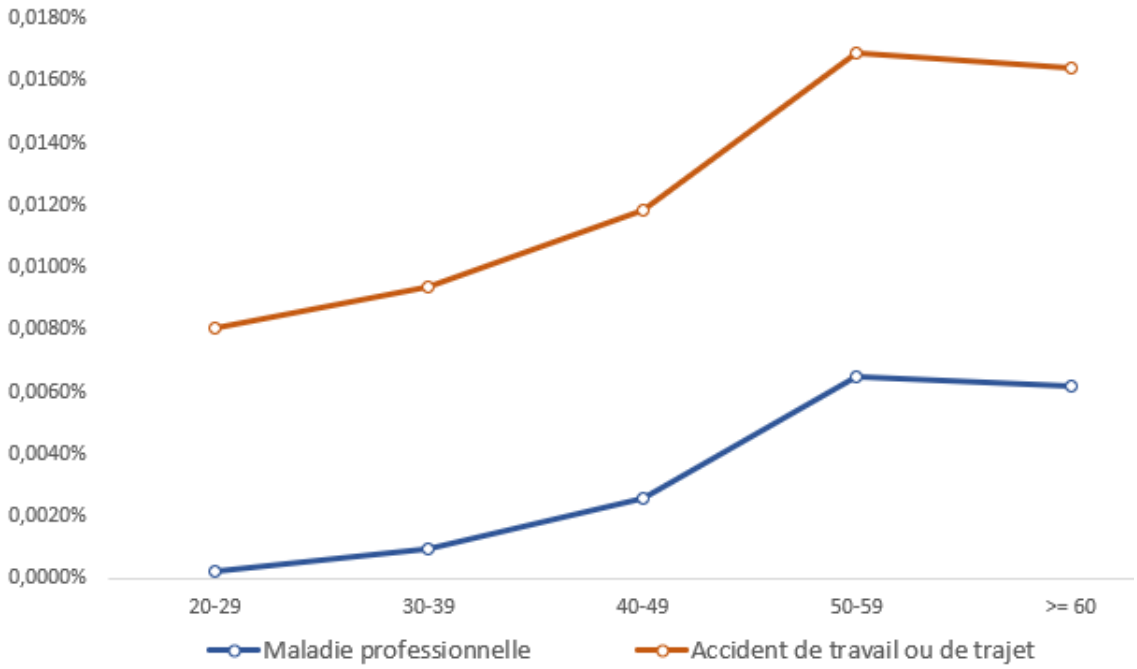


FIGURE 3.2 – Rapport par tranche d'âge pour le CTN H

A l'exception des maladies professionnelles pour les 9 CTN agrégés, et sous réserve d'une hypothèse de proportionnalité des effectifs par tranche d'âge entre les CTN considérés et l'ensemble de la population active, il apparaît, à effectifs égaux pour chaque tranche d'âge, que la tranche d'âge la plus touchée par l'incapacité permanente d'origine professionnelle est la tranche des 50-59 ans. A l'exception des maladies professionnelles pour les 9 CTN, la fréquence d'entrée en incapacité décroît entre la tranche des 50-59 ans et celle des plus de 60 ans. L'une des explications possibles de ce phénomène est la plus grande fréquence de départs en retraite anticipée en cas d'incapacité permanente, sans pour autant que l'incapacité ne soit constatée par un médecin au moment où l'individu est encore en emploi. Soulignons enfin que dans le CTN H, l'apparente proportionnalité des ratios pour les maladies professionnelles et les accidents de travail ou de trajet résulte davantage d'un effet d'optique lié à l'échelle du graphique que d'une réalité numérique : par exemple, la valeur relevée pour la tranche des 40-49 ans est environ 4,5 fois plus élevée pour les accidents que pour les maladies, alors que la valeur relevée pour les 50-59 ans est environ 2,5 fois plus élevée pour les accidents que pour les maladies.

### 3.2 Construction du modèle de fréquence

**Note** : dans cette section, nous assimilons les probabilités que nous souhaitons calculer à des fréquences d'entrée en incapacité permanente observées en 2016. Cette approximation des probabilités par des fréquences observées sur une année n'est pas une méthode académique de construction des probabilités, mais au regard des données dont nous disposons, nous d'avons d'autre choix que d'effectuer cette approximation. Comme précisé dans la section 2.4.1, l'objectif des probabilités construites est uniquement de fournir un ordre de grandeur sur l'écart des probabilités d'entrée en incapacité permanente entre deux assurés selon leur âge, leur sexe et leur CSP, car dans le modèle, la fréquence théorique correspondant au profil va être remplacée par la fréquence observée dans une tranche de référence.

D'après les données dont nous disposons, les probabilités d'entrée en incapacité permanente que nous souhaitons calculer dépendent du sexe, de l'âge, et de la CSP de l'assuré. Dans les profils communiqués par la cédante, en pratique, la CSP de chaque assurée n'est pas détaillée. Nous allons donc attribuer une CSP à chaque assuré selon sa somme assurée ou selon sa profession, parmi deux CSP : cadre

et population active générale (i.e. regroupement des cadres et des non-cadres). Rappelons que nous travaillons sous l'hypothèse d'assimilation des individus aux sommes assurées les plus élevées à des cadres, décrite dans la section 2.4.1. Nous ne pouvons énoncer un seuil de somme assurée au-dessus duquel les individus seraient automatiquement considérés comme des cadres : il revient à l'actuaire effectuant la tarification d'attribuer les CSP cadres ou non-cadres selon les informations dont il dispose au sujet du portefeuille. Par exemple, un portefeuille de médecins va être assimilé à des cadres, quelles que soient les sommes assurées.

Sous les hypothèses énoncées dans la section 2, nous présentons ci-dessous le calcul des différentes probabilités d'entrée en incapacité permanente (PEIP).

### 3.2.1 PEIP pour la population active générale, par tranche d'âge et par sexe

— **PEIP pour cause de maladie professionnelle** : pour chaque tranche d'âge, la PEIP d'une femme pour cause de maladie professionnelle (MP) est donnée par

$$\frac{\text{nombre d'entrées}}{\text{effectif des 9 CTN}} \cdot \frac{\text{effectif de la pop. active}}{\text{effectif des femmes de la tranche d'âge dans la pop. active}},$$

avec

$$\text{nombre d'entrées} = \text{nombre d'entrées pour cause de MP dans la tranche d'âge} \cdot \% \text{ de femmes parmi les invididus entrés en IP pour MP.}$$

Nous obtenons de même la PEIP pour cause de MP pour les hommes.

— **PEIP pour cause d'accident de travail ou de trajet** : pour chaque tranche d'âge, la PEIP d'une femme pour cause d'accident de travail ou de trajet (ATT) est obtenue par la même formule que celle pour cause de MP, avec

$$\text{nombre d'entrées} = \text{nombre d'entrées pour cause d'ATT dans la tranche d'âge} \cdot \% \text{ de femmes parmi les invididus entrés en IP pour ATT.}$$

Nous obtenons de même la PEIP pour cause d'ATT pour les hommes.

— **PEIP pour tous accidents** : conformément aux hypothèses formulées dans la section 2.4.1, nous obtenons des PEIP unisexes par tranche d'âge pour tous accidents à partir des PEIP pour cause d'ATT, à l'aide de la formule suivante

$$2 \cdot \frac{(\text{PEIP d'une femme pour ATT} + \text{PEIP d'un homme pour ATT})}{2},$$

soit simplement

$$\text{PEIP d'une femme pour ATT} + \text{PEIP d'un homme pour ATT}.$$

— **PEIP pour toutes maladies** : conformément aux hypothèses formulées dans la section 2, nous obtenons des PEIP unisexes par tranche d'âge pour toutes maladies à partir des PEIP pour tous accidents et des PEIP pour cause de MP. La PEIP correspondante pour la tranche des 50-59 ans est donnée par

$$\frac{85\% \cdot \text{PEIP pour tous accidents}_{\text{50-59}}}{1 - 85\%},$$

qui est la solution de l'équation d'inconnue $\text{PEIP pour toutes maladies}_{\text{50-59}}$ :

$$\begin{aligned}\text{PEIP pour toutes maladies}_{\text{50-59}} = 85\% \cdot (&\text{PEIP pour toutes maladies}_{\text{50-59}} \\ &+ \text{PEIP pour tous accidents}_{\text{50-59}}).\end{aligned}$$

On en déduit les PEIP unisexes pour les autres tranches d'âge :

$$\begin{aligned}\text{PEIP pour toutes maladies} = &\text{PEIP pour toutes maladies}_{\text{50-59}} \\ &\cdot \frac{\text{PEIP}_F + \text{PEIP}_H}{\text{PEIP}_{(F,50-59)} + \text{PEIP}_{(H,50-59)}},\end{aligned}$$

où

$\text{PEIP}_F = \text{PEIP d'une femme pour MP dans la tranche d'âge considérée,}$

$\text{PEIP}_H = \text{PEIP d'un homme pour MP dans la tranche d'âge considérée,}$

$\text{PEIP}_{(F,50-59)} = \text{PEIP d'une femme pour MP dans la tranche d'âge 50-59 ans,}$

$\text{PEIP}_{(H,50-59)} = \text{PEIP d'un homme pour MP dans la tranche d'âge 50-59 ans.}$

### 3.2.2 PEIP pour les cadres, par tranche d'âge et par sexe

**Note** : dans ce mémoire, la notion de « cadre » ne correspond pas au statut professionnel stipulé sur le contrat de travail, par ailleurs inexistant en Belgique, mais à une catégorie socioprofessionnelle (CSP). Ainsi, un notaire, un médecin ou encore un enseignant-chercheur seront assimilés à des cadres.

Afin d'obtenir des PEIP pour la CSP « cadres », nous commençons par déterminer, pour chaque tranche d'âge, la probabilité qu'un individu pris au hasard soit cadre. Nous utilisons pour cela les données du document « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 » [1], sous les hypothèses formulées dans la section 2.4.1. Plus précisément, nous calculons pour chaque tranche d'âge la probabilité qu'une femme prise au hasard soit cadre, à l'aide de la formule suivante

$$\%\text{ de cadres dans la tranche d'âge} \cdot \frac{\%\text{ de cadres parmi l'ensemble des femmes}}{\%\text{ de cadres dans la population active}}.$$

Nous obtenons de même, pour chaque tranche d'âge, la probabilité qu'un homme pris au hasard soit cadre.

— **PEIP pour cause de maladie professionnelle** : nous devons tout d'abord déterminer, par tranche d'âge, le nombre de cadres entrés en IP pour cause de MP parmi le nombre total d'entrées en IP pour cause de MP dans l'agrégation des 9 CTN. Nous utilisons pour cela la formule suivante

$$\text{nombre d'entrées} \cdot \frac{\%\text{ de cadres dans la tranche d'âge}}{\%\text{ de cadres dans la pop. active}} \cdot \text{coef},$$

avec

$$\begin{aligned}\text{nombre d'entrées} = {}& \text{nombre d'entrées pour MP dans la tranche d'âge} \\ & \cdot \%\text{ de cadres parmi les individus entrés en IP pour MP},\end{aligned}$$

et

$$\text{coef} = \frac{\text{nombre d'entrées dans la tranche d'âge pour MP dans le CTN H}}{\text{nombre total d'entrées pour MP dans le CTN H}} \cdot \frac{\text{nombre total d'entrées pour MP dans les 9 CTN}}{\text{nombre d'entrées dans la tranche d'âge pour MP dans les 9 CTN}}.$$

coef permet d'ajuster le nombre d'entrées en IP pour chaque tranche d'âge dans l'agrégation des 9 CTN aux proportions du nombre total d'entrées en IP représenté par chaque tranche d'âge dans le CTN H. Nous choisissons d'utiliser ce coefficient d'ajustement plutôt que de calculer des probabilités d'entrée en IP pour les cadres directement à partir des données de sinistralité du CTN H, car nous ne pouvons pas connaître le nombre de cadres dans le CTN H (et a fortiori le nombre de cadres par tranche d'âge et par sexe), alors que nous pouvons l'estimer dans l'agrégation des 9 CTN à partir des données du document « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge

en 2018 » [1]. Soulignons par ailleurs que le pourcentage de cadres parmi les individus entrés en IP pour cause de MP n'est pas disponible directement dans les données utilisées. Pour l'obtenir, nous avons additionné le nombre d'entrées en IP pour cause de MP chez les dirigeants et chez les spécialistes des sciences, car aucune autre catégorie disponible dans les données sous le libellé « profession » ne semble correspondre à la CSP « cadres ». En multipliant le pourcentage de cadres obtenu parmi les individus entrés en IP pour cause de MP par le nombre total d'individus entrés en IP pour cause de MP, nous obtenons le nombre total de cadres entrés en IP pour cause de MP réellement constaté dans les données.

Maintenant que nous avons calculé par tranche d'âge le nombre de cadres entrés en IP pour cause de MP dans l'agrégation des 9 CTN, nous allons l'ajuster pour que le total pour l'ensemble des tranches d'âges corresponde au nombre total de cadres entrés en IP pour cause de MP réellement constaté dans les données. Pour cela, il suffit de multiplier le nombre de cadres entrés en IP pour cause de MP obtenu précédemment pour chaque tranche d'âge par

$$\frac{\text{nombre total de cadres entrés en IP pour MP réellement constaté}}{\sum_{i=1}^{m} \text{nombre de cadres entrés en IP calculé pour la tranche d'âge } i},$$

où $m$ est le nombre de tranches d'âge.

Nous obtenons alors, par tranche d'âge, le nombre ajusté de cadres entrés en IP pour cause de MP.

Nous allons enfin calculer, par sexe et par tranche d'âge, un coefficient multiplicatif nous permettant de passer des probabilités d'entrée en IP pour MP dans la population active générale, à des probabilités d'entrée en IP pour MP dans la population des cadres. Pour les femmes appartenant à une tranche d'âge donnée, ce coefficient est déterminé par la formule suivante

$$\mathbb{P}(F|I) \cdot \frac{\text{nombre ajusté d'IP cadres pour MP dans la tranche d'âge}}{\text{nombre total d'individus entrés en IP pour MP}} \cdot \frac{\text{effectif de la pop. active}}{\mathbb{P}(C|F) \cdot \text{effectif des femmes de la tranche d'âge dans la pop. active}},$$

où $F$ est l'événement « l'individu pris au hasard dans la tranche d'âge est une femme », $I$ est l'événement « l'individu pris au hasard dans la tranche d'âge est

entré en IP pour cause de MP », et $C$ est l'événement « l'individu pris au hasard dans la tranche d'âge est un cadre ». $\mathbb{P}(C|F)$ a été calculée précédemment, et $\mathbb{P}(F|I)$ est déterminée à partir de la sinistralité enregistrée pour le CTN H. Comme énoncé précédemment s'agissant des tranches d'âges, nous considérons que les travailleurs du CTN H sont aussi les plus représentatifs des écarts du nombre d'entrées en IP selon le sexe que l'on peut observer chez les cadres. Nous avons donc

$$\mathbb{P}(F|I) = \frac{\text{ratio}_F}{\text{ratio}_F + \text{ratio}_H},$$

avec

$$\text{ratio}_F = \frac{\%\text{ de femmes parmi les individus du CTN H entrés en IP pour MP}}{\%\text{ de femmes estimé dans le CTN H}},$$

$$\text{ratio}_H = \frac{\%\text{ d'hommes parmi les individus du CTN H entrés en IP pour MP}}{\%\text{ d'hommes estimé dans le CTN H}},$$

$$\%\text{ de femmes estimé dans le CTN H} = \frac{\text{nb}_F}{\text{nb}_{\text{total}}},$$

où

$$\begin{aligned}\text{nb}_F = &\text{ nombre de femmes parmi les cadres}\\ &+ \text{nombre de femmes parmi les employés}\\ &+ \text{nombre de femmes parmi les professions intermédiaires}\end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned}\text{nb}_{\text{total}} = &\text{ nombre de cadres dans la population active}\\ &+ \text{nombre d'employés dans la population active}\\ &+ \text{nombre de professions intermédiaires dans la population active.}\end{aligned}$$

L'hypothèse sous-jacente au calcul du pourcentage de femmes estimé dans le CTN H est que les travailleurs du CTN H n'appartenant pas aux catégories « Cadres », « Employés » ou « Professions intermédiaires » sont en nombre négligeable au regard de l'effectif total du CTN H. Cette hypothèse nous permet d'appliquer au CTN H les sexe-ratios du document « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 » ramenés aux seules catégories « Cadres », « Employés » et « Professions intermédiaires », en supposant que les proportions relatives d'individus dans ces trois catégories restent les mêmes lorsque l'on passe de l'ensemble de la population active au CTN H.

Par passage aux événements contraires, nous calculons $\mathbb{P}(H|I)$ et $\mathbb{P}(C|H)$ à partir de $\mathbb{P}(F|I)$ et $\mathbb{P}(C|F)$.

Ainsi, nous obtenons la valeur du coefficient multiplicatif nous permettant de passer des PEIP pour cause de MP dans la population active générale, à des PEIP pour cause de MP dans la population des cadres. En multipliant ce coefficient par les PEIP calculées dans la section 3.2.1, nous obtenons pour les individus de la CSP « cadre » des PEIP pour cause de MP par tranche d'âge et par sexe.

— **PEIP pour cause d'accident de travail ou de trajet** : nous appliquons la même méthode que pour les PEIP pour cause de maladie professionnelle, sous les mêmes hypothèses. Notons que pour les ATT, une catégorie « Cadres et techniciens » est directement proposée dans les données de sinistralité, alors que cette catégorie n'est pas directement disponible pour les MP.

— **PEIP pour tous accidents** : nous utilisons la même méthode que celle développée dans la section 3.2.1 pour passer des PEIP pour cause d'ATT aux PEIP pour tous accidents, appliquée cette fois-ci aux PEIP pour cause d'ATT relatives aux cadres.

— **PEIP pour toutes maladies** : nous utilisons la même méthode que celle développée dans la section 3.2.1, mais les PEIP pour tous accidents permettant de déterminer la PEIP pour toutes maladies dans la tranche des 50-59 ans restent celles de la population active générale : nous n'utilisons pas les PEIP pour tous accidents relatives aux cadres. Toutefois, nous appliquons un coefficient de « sous-morbidité » des cadres de la tranche d'âge 50-59 ans à la valeur de la PEIP pour toutes maladies obtenue pour cette tranche d'âge, auquel nous attribuons une valeur de 50 %, car nous travaillons sous l'hypothèse de surexposition des non-cadres aux maladies invalidantes d'origine non-professionnelle, décrite dans la section 2.4.1. Les PEIP pour toutes maladies correspondant aux autres tranches d'âge sont ensuite obtenues de la même façon que dans la section 3.2.1, mais en utilisant les écarts de probabilités constatés entre les tranches d'âge pour les cadres, au lieu des écarts constatés entre les tranches d'âge pour la population générale.

### 3.2.3 Conversion des probabilités par tranche d'âge en probabilités par âge

Sous l'hypothèse de linéarité des probabilités d'entrée en incapacité permanente dans chaque tranche d'âge, décrite dans la section 2.4.1, nous effectuons une interpolation linéaire entre les âges médians de chaque tranche d'âge, en attribuant à chaque âge médian la probabilité correspondant à la tranche d'âge à laquelle il appartient. Nous obtenons ainsi des probabilités d'entrée en incapacité permanente pour chaque âge, de 18 à 67 ans, représentées graphiquement dans la section 3.2.4.

### 3.2.4 Représentations graphiques des probabilités obtenues

La figure 3.3 représente les probabilités d'entrée en incapacité permanente de la population active générale et des cadres pour cause de maladie professionnelle, selon le sexe et l'âge.

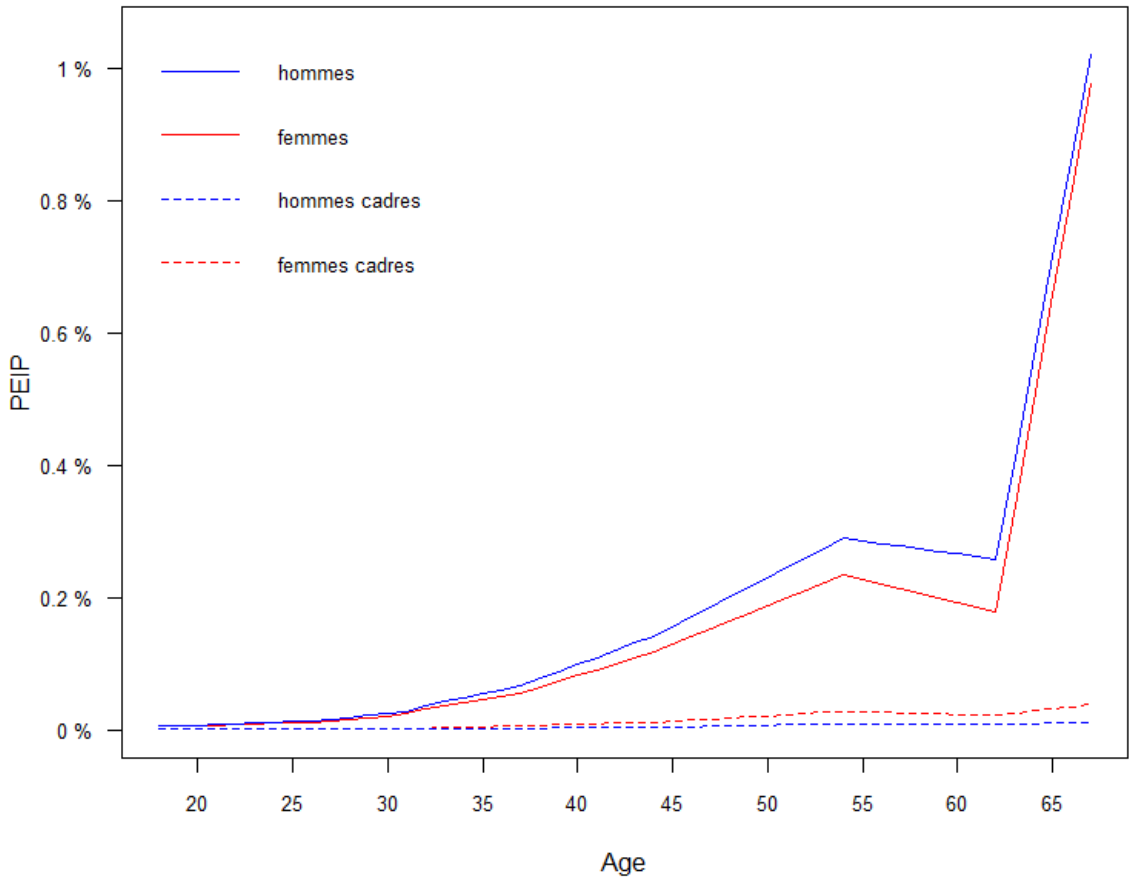


FIGURE 3.3 – PEIP pour cause de maladie professionnelle

Nous constatons que les entrées en incapacités permanentes pour cause de maladie professionnelle sont beaucoup moins probables dans une population de cadres

que dans un échantillon aléatoire issu de la population active générale, ce qui semble logique compte tenu du nombre plus réduit de maladies professionnelles auxquelles sont exposés les cadres, en comparaison à une population d'ouvriers par exemple. Après une légère baisse des PEIP à partir de 55 ans, en partie expliquée précédemment par les départs en retraites anticipés, nous observons au contraire une très forte hausse des PEIP après 62 ans, sur la tranche d'âge 63-67 ans. Cela pourrait s'expliquer par le faible effectif de la population de travailleurs dans cette tranche d'âge (l'âge légal de départ à la retraite étant de 62 ans en France en 2016) dont une part importante subirait une dégradation physique ou psychique entraînant l'attribution d'un degré d'incapacité permanente. Toutefois, la très forte hausse des PEIP après 62 ans est pratiquement inobservée chez les cadres, ce qui pourrait être dû une plus faible dégradation physique d'origine professionnelle liée à l'âge pour les cadres que pour la population active dans son ensemble. Il faut cependant garder à l'esprit que la faiblesse de l'effectif des travailleurs de plus de 62 ans peut entraîner une grande volatilité du nombre d'entrées en incapacité permanente selon l'année d'observation. Notons par ailleurs que les femmes cadres ont des PEIP pour cause de maladie professionnelle plus élevées que celles des hommes cadres. Nous ne disposons pas de données statistiques fournissant des éléments d'explication à cette observation, mais selon les experts médicaux interrogés, cela pourrait être dû à la plus grande fréquence des *burn-out* et des troubles ostéo-articulaires au sein de la population des femmes cadres.

La figure 3.4 représente les probabilités d'entrée en incapacité permanente de la population active générale et des cadres pour cause d'accident de travail ou de trajet, selon le sexe et l'âge.

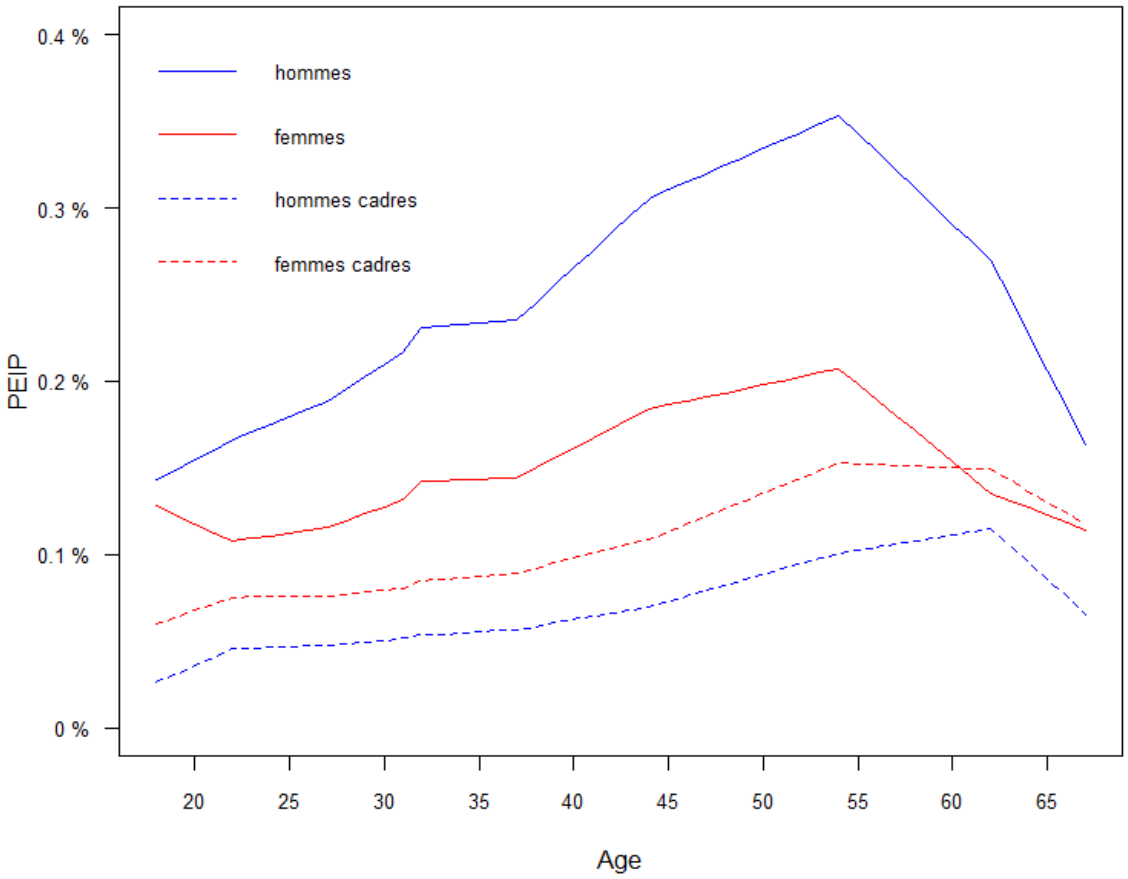


FIGURE 3.4 – PEIP pour cause d'accident de travail ou de trajet

Les écarts entre les PEIP pour cause d'ATT des cadres et celles de la population active générale sont plus réduits que pour les MP, en particulier chez les femmes où nous observons même des probabilités plus élevées pour les cadres à partir de 61 ans, ce qui est surtout dû aux hypothèses que nous avons retenus pour construire des probabilités d'entrée en incapacité permanente. Au sein de le population active générale, nous observons un écart important entre les PEIP des femmes et celles des hommes à partir de 22 ans, dû en grande partie à la surreprésentation des hommes dans des métiers que l'on peut qualifier de « professions à haut risque d'accident », comme les maçons, les ouvriers du BTP ou les bûcherons, entre autres. Nous constatons par ailleurs une baisse importante des PEIP à partir de 55 ans (sauf chez les femmes cadres), en partie expliquée précédemment par les départs en retraites anticipés. Comme sur la figure 3.3, nous pouvons relever que les femmes cadres ont des PEIP pour cause d'accident de travail ou de trajet plus élevées que celles des hommes cadres. Nous ne disposons pas de données statistiques fournissant des éléments d'explication à cette observation, qui pourra faire l'objet d'une analyse

approfondie lors de travaux ultérieurs.

La figure 3.5 représente les probabilités d'entrée en incapacité permanente de la population active générale et des cadres pour toutes maladies et pour tous accidents, selon l'âge. Rappelons qu'il s'agit de probabilités unisexes.

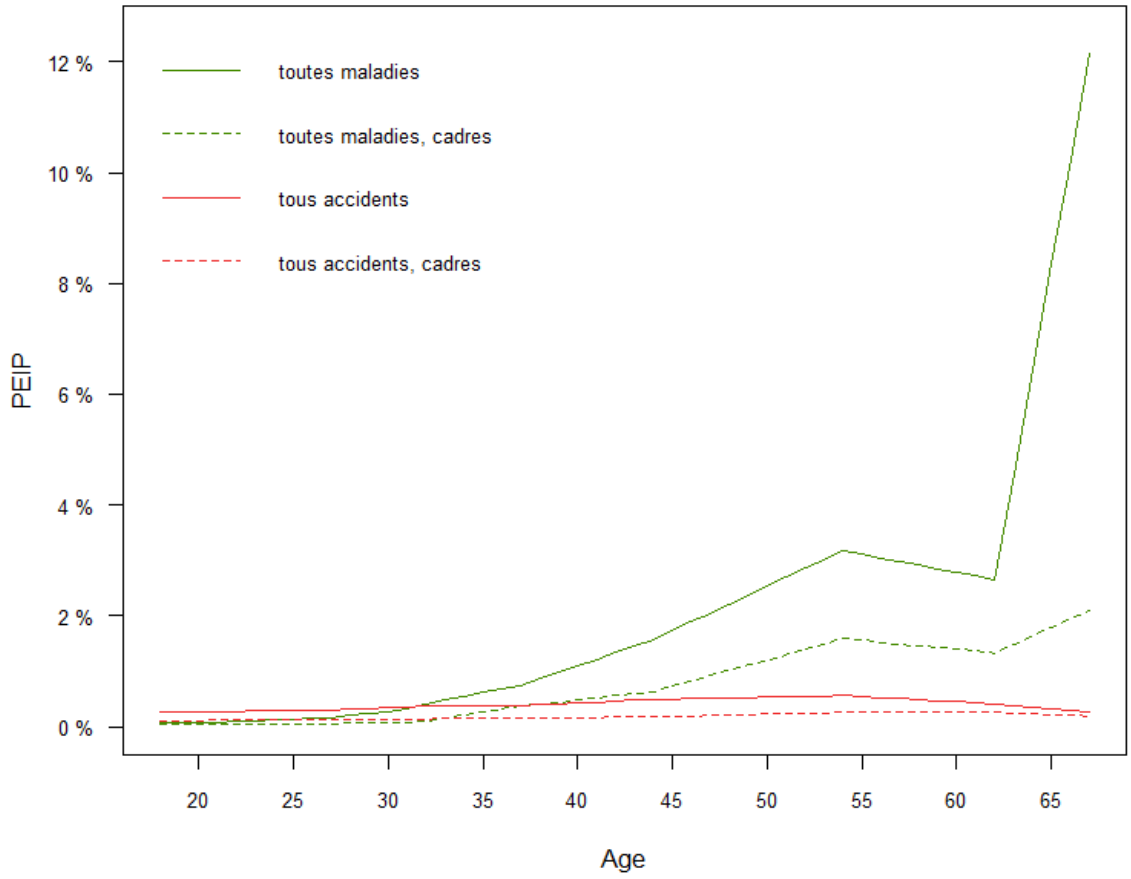


FIGURE 3.5 – PEIP pour toutes maladies et pour tous accidents

Par hypothèse, les tendances observées selon l'âge dans les PEIP pour cause de MP et pour cause d'ATT se répercutent sur les PEIP pour toutes maladies et pour tous accidents. Nous observons également, à partir de 40 ans, la forte prépondérance des entrées en incapacité permanente pour cause de maladie sur celles pour cause d'accident, aussi bien pour la population active générale que pour les cadres. Cette prépondérance provient des avis d'experts collectés.

Maintenant que nous disposons de probabilités d'entrée en incapacité permanente selon l'âge, le sexe (pour les incapacités permanentes d'origine professionnelle) et la CSP, nous construisons le modèle de sévérité.

## 3.3 Construction du modèle de sévérité en raisonnant sur le degré d'incapacité, selon les caractéristiques des assurés et selon les garanties du contrat d'assurance

### 3.3.1 Distinction selon la cause de l'incapacité permanente : maladie ou accident

De la même manière que nous avons distingué les maladies et les accidents lors du calcul des probabilités d'entrée en incapacité permanente, les avis d'experts collectés motivent la modélisation séparée des degrés d'incapacité permanente liés à des maladies et à des accidents. La section 2.3 détaille les distinctions à effectuer, d'après les médecins interrogés.

### 3.3.2 Les avis d'experts collectés et les contraintes d'interprétabilité des paramètres motivent la modélisation du degré d'incapacité permanente à l'aide de la loi de Kumaraswamy

Comme expliqué dans la section 1.5, QBE Re ne dispose pas systématiquement d'informations relatives aux degrés d'incapacité des individus entrés en incapacité dans un portefeuille d'assurés. Cette spécificité de l'activité de réassurance est un obstacle à la détermination d'une distribution de probabilité des degrés d'incapacité permanente, car il n'est alors pas possible de tester la qualité de l'ajustement de la distribution de sévérité aux degrés d'incapacité réellement constatés.

En revanche, l'absence de bases de données détaillant les degrés d'incapacité permanente consolidés de chaque individu sinistré n'est pas une impasse à la construction d'un modèle de tarification fondé sur les degrés d'incapacité. Les avis d'experts collectés, associés aux intervalles de degrés d'IPP consolidés fournis par les cédantes, peuvent être exploités dans un objectif de tarification menée par le réassureur.

Il est clair que le modèle développé n'aura pas la légitimité d'un modèle bénéficiant d'une bonne qualité d'ajustement aux degrés d'incapacité permanente observés dans un portefeuille conséquent ou sur un marché dans sa globalité. C'est pourquoi il est indispensable que l'actuaire conserve un regard critique sur les paramètres et les résultats du modèle, nourri par sa connaissance du marché de l'assurance incapacité pour un produit d'assurance donné. Ainsi l'interprétabilité des paramètres de la distribution de probabilité choisie pour modéliser les degrés d'incapacité permanente est-elle impérative, et ce d'autant plus que l'actuaire doit effectuer des tests de

sensibilité sur les paramètres. Il convient à cet effet d'éviter les distributions de probabilité pour lesquelles il ne peut avoir une intuition de l'influence conjointe des paramètres sur la forme de la distribution. De même, un médecin spécialiste des degrés d'incapacité permanente doit être en mesure de se prononcer sur la validité des paramètres choisis.

Raisonner en termes de quantiles et de degrés d'incapacité les plus fréquents est bien plus intuitif que de raisonner en termes d'espérance ou de variance s'agissant des degrés d'incapacité. Par exemple, un médecin pourra facilement dire qu'il constate que la moitié des individus entrés en IPP pour cause de maladie professionnelle ont un degré d'incapacité supérieur à 60%, le degré le plus fréquemment attribué étant 50 %. Selon les médecins spécialistes rencontrés, il est difficile pour un médecin d'avoir une idée du degré d'incapacité moyen, et encore davantage d'avoir une idée de l'écart-type observé.

Comment choisir une distribution de probabilité du degré d'incapacité permanente fondée sur les avis d'experts recueillis et les hypothèses formulées dans la section 2 ? Pour répondre à cette question, nous disposons des éléments suivants.

— Comme nous nous plaçons dans le cadre d'un modèle de sévérité, nous cherchons une distribution du degré d'incapacité permanente dit « degré consolidé » (voir section 1.5), sachant que l'individu entre en incapacité permanente. Nous pouvons donc écarter la valeur « 0 % » de notre distribution des degrés d'incapacité. Nous cherchons donc une distribution de probabilité du degré d'incapacité à valeurs dans l'intervalle $]0; 100\%]$.

— D'après les avis d'experts collectés, la distribution choisie doit permettre une diversité de formes afin de posséder une densité unimodale dans le cas des incapacités permanentes pour cause de maladie et une densité en forme de "U" dans le cas des incapacités permanentes pour cause d'accident.

— Les paramètres de la distribution choisie doivent pouvoir être déterminés aisément à partir des quantiles et des degrés d'incapacité les plus fréquents, afin de permettre une interprétation critique des paramètres retenus, l'exploitation des avis d'experts collectés, et la mise en œuvre de tests de sensibilité pour mesurer l'influence de ces derniers sur le prix technique de réassurance. A l'issue

de la discussion tenue avec les médecins du travail mandatés par QBE Re, nous établissons que les paramètres de la distribution de probabilité retenue doivent pouvoir s'exprimer en fonction des couples (médiane, mode) (abrégé en $(Q50\%, m)$, le mode représentant le degré d'incapacité le plus fréquent dans la distribution) pour les degrés des incapacités ayant pour origine une maladie, et (quantile 25 %, quantile 75 %) (abrégé en $(Q25\%, Q75\%)$) pour les degrés des incapacités d'origine accidentelle, de sorte que la distribution puisse être re-paramétrée à l'aide de ces couples de valeurs. Le choix de ces couples de valeurs comme paramètres de la distribution est motivé par l'unimodalité de la distribution des degrés des IPP ayant pour origine une maladie, et par la forme en "U" de celle des degrés des IPP d'origine accidentelle. Notons que pour la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie, un autre quantile de référence que la médiane doit être retenu lorsque la probabilité d'entrée en IPP à 100 % sachant que l'on est entré en IPP excède 50 %.

Ces éléments motivent l'utilisation d'une loi de Kumaraswamy. Nous développons ci-dessous le raisonnement derrière ce choix.

La loi de Kumaraswamy est une distribution continue introduite en 1976 comme alternative à la loi beta. A l'instar de la loi beta, elle est définie sur $]0, 1[$ et possède deux paramètres. Elle possède également une densité unimodale ou une densité en forme de "U" selon les paramètres choisis. La loi de Kumaraswamy revêt toutefois deux différences majeures par rapport à la loi beta :

— Contrairement à la loi beta, sa fonction de densité, sa fonction de répartition et sa fonction quantile ont une expression fermée. Or nous avons énoncé précédemment que les paramètres de la distribution choisie doivent pouvoir être déterminés aisément à partir des quantiles de la distribution des degrés d'incapacité. La loi de Kumaraswamy remplit donc cette condition, qui n'est pas satisfaite par la loi beta. Nous présentons ci-dessous la fonction de répartition $F$ et la fonction quantile $Q$ d'une variable aléatoire suivant une loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha > 0$ et $\beta > 0$.

$$F(x; \alpha, \beta) = 1 - (1 - x^{\alpha})^{\beta},\ x \in ]0, 1[, \tag{3.1}$$

$$Q(q; \alpha, \beta) = (1 - (1 - q)^{\frac{1}{\beta}})^{\frac{1}{\alpha}},\ q \in [0, 1]. \tag{3.2}$$

Notons par ailleurs que pour $\alpha > 1$ et $\beta > 1$, le mode $m$ d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$ (i.e. le maximum de la densité d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$) est donné par la relation suivante.

$$m = \Big(\frac{\alpha - 1}{\alpha\beta - 1}\Big)^{\frac{1}{\alpha}}. \tag{3.3}$$

— La fonction de densité d'une variable aléatoire suivant une loi de Kumaraswamy offre une variété de formes restreinte par rapport à celle d'une variable aléatoire suivant une loi beta. A l'instar de la loi beta, la fonction de densité d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy est unimodale si et seulement si $\alpha > 1$ et $\beta > 1$, et bimodale (avec une forme en "U") si et seulement si $\alpha < 1$ et $\beta < 1$. La loi de Kumaraswamy ne dispose cependant pas d'une fonction de densité de la forme recherchée pour tout couple (degré d'incapacité médian, degré d'incapacité le plus fréquent), abrégé en $(Q50\%, m)$, et pour tout couple (degré d'incapacité représentant le quantile 25%, degré d'incapacité représentant le quantile 75%), abrégé en $(Q25\%, Q75\%)$, sur $[0, 1] \times [0, 1]$.

Les définitions et propriétés de la loi de Kumaraswamy énoncées précédemment peuvent être consultées en suivant la référence [11].

Au regard du dernier point soulevé concernant la loi de Kumaraswamy, nous devons déterminer quels sont les couples $(Q50\%, m)$ et $(Q25\%, Q75\%)$ pour lesquels nous obtenons une fonction de densité de la forme recherchée, à savoir une forme unimodale pour les maladies, et une forme en "U" pour les accidents. Le couple $(Q50\%, m)$ tient compte d'une masse de probabilité en 1 représentant la probabilité pour un individu entré en IPP pour cause de maladie d'être en IPP à 100%. Or la loi de Kumaraswamy est définie sur $]0, 1[$. Nous devons donc au préalable attribuer une masse de probabilité en 1 à la distribution de Kumaraswamy. Toutefois, nous n'effectuons cette opération que pour les IPP pour cause de maladie, car la forme en "U" de l'IPP accidentelle traduit déjà la probabilité élevée des degrés d'incapacité les plus hauts. Nous allons donc construire une loi de Kumaraswamy dite « inflatée » en 1. La fonction de répartition $FOI$ d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy inflatée en 1 de paramètres $\alpha$, $\beta$ et $p$, $p$ représentant la masse de probabilité en 1, est donnée par

$$FOI(x;\alpha,\beta,p) = p\mathbb{1}_{\{x=1\}} + (1-p)F(x;\alpha,\beta), \tag{3.4}$$

où $F(\cdot;\alpha,\beta)$ est la fonction de répartition de la loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$. Notons que les degrés d'incapacité d'origine accidentelle correspondent au cas particulier $p = 0$.

La valeur du mode $m$ est inchangée en inflatant la distribution, car nous considérons le mode hors incapacité permanente à 100%, i.e. le degré d'incapacité permanente le plus fréquent mis à part le degré 100%. Les quantiles sont cependant modifiés par l'inflation de la distribution. On déduit de l'expression de $FOI$ que la fonction quantile $QOI$ d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy inflatée de paramètres $\alpha > 0$, $\beta > 0$ et $p \in [0,1]$ est donnée par

$$QOI(q;\alpha,\beta,p) = \mathbb{1}_{\{q\geq 1-p\}} + \Big(1 - \Big(1 - \frac{q}{1-p}\Big)^{\frac{1}{\beta}}\Big)^{\frac{1}{\alpha}}. \tag{3.5}$$

Dans l'objectif de déterminer quels sont les couples $(Q50\%, m)$ et $(Q25\%, Q75\%)$ pour lesquels nous obtenons une fonction de densité de la forme recherchée, à savoir une forme unimodale pour les maladies et une forme en "U" pour les accidents, nous définissons les problèmes d'optimisation d'une fonction d'une variable sous contraintes non-linéaires suivants.

— Pour le couple $(Q50\%, m)$ :

$$\min_{\alpha} \quad \Big(\Big(1 - \Big(1 - \frac{0,5}{1-p}\Big)^{\frac{1}{\frac{\alpha-1}{\alpha m^{\alpha}} + \frac{1}{\alpha}}}\Big)^{\frac{1}{\alpha}} - Q50\%\Big)^2 \tag{3.6a}$$

$$\text{s.c.} \quad \alpha > 1, \tag{3.6b}$$

$$\frac{\alpha-1}{\alpha m^{\alpha}} + \frac{1}{\alpha} > 1. \tag{3.6c}$$

— Pour le couple $(Q25\%, Q75\%)$ :

$$\min_{\beta} \quad \left(\left(1-\left(1-0,25\right)^{\frac{1}{\beta}}\right)^{\frac{\ln\left(1-\left(1-0,75\right)\right)^{\frac{1}{\beta}}}{\ln(Q75\%)}} - Q25\%\right)^2 \tag{3.7a}$$

$$\text{s.c.} \quad \beta < 1, \tag{3.7b}$$

$$\frac{\ln\left(1-\left(1-0,75\right)\right)^{\frac{1}{\beta}}}{\ln(Q75\%)} < 1. \tag{3.7c}$$

Nous cherchons ainsi à minimiser l'écart quadratique entre la variable q, représentant la médiane de la distribution de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$, et $Q50\%$ dans le cas des incapacités permanentes causées par une maladie, et l'écart quadratique entre le quantile 25% de la distribution de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$, et $Q25\%$ dans le cas des incapacités permanentes causées par un accident. L'un des paramètres $\alpha$ ou $\beta$ est fixé en fonction de l'autre paramètre de manière à ce que la distribution ait le mode $m$ (dans le cas des maladies) ou le quantile 75% $Q75\%$ (dans le cas des accidents). Le détail des calculs permettant de poser le problème d'optimisation est donné en annexe.

Les graphes suivants présentent les résultats du problème d'optimisation pour les degrés d'incapacité causée par une maladie ainsi que pour les dégrés d'incapacité causée par un accident. Notons que la probabilité d'être invalide à 100 % est ici fixée à zéro.

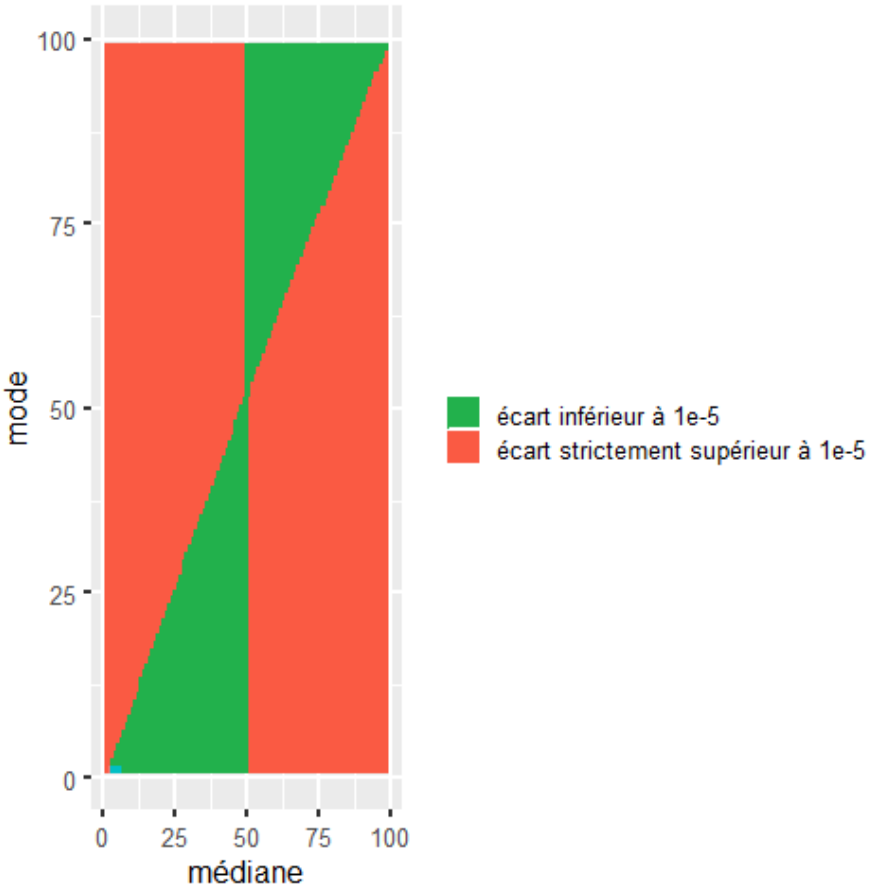


FIGURE 3.6 – Ecart entre les couples $(Q50\%, m)$ cibles et les couples (médiane, mode) modélisés, selon les couples cibles, pour les degrés d'incapacité permanente pour cause de maladie

Pour les maladies, on constate que les couples $(Q50\%, m)$ pour lesquels la loi de Kumaraswamy possède des paramètres $\alpha$ et $\beta$ de sorte que les couples correspondent aux quantiles cibles (avec une tolérance de 1e$-$5), sont les couples pour lesquels la médiane est supérieure au mode lorsqu'elle est inférieure à $0,5$, et ceux pour lesquels la médiane est inférieure au mode lorsqu'elle est supérieure à $0,5$. Cette zone de résolution du problème d'optimisation sous la contrainte de l'appartenance des paramètres $\alpha$ et $\beta$ à l'intervalle $]1, +\infty[$, est en accord avec les avis d'experts collectés (voir section 2.3). La loi de Kumaraswamy permet donc de cibler les couples $(Q50\%, m)$ jugés réalistes par les médecins interrogés lorsque la masse de probabilité en 1 est exclue. Pour obtenir les quantiles des distributions inflatées en 1, il suffit de multiplier les quantiles des distributions non-inflatées par $\frac{1}{1-p}$. Le mode est inchangé par inflation des distributions.

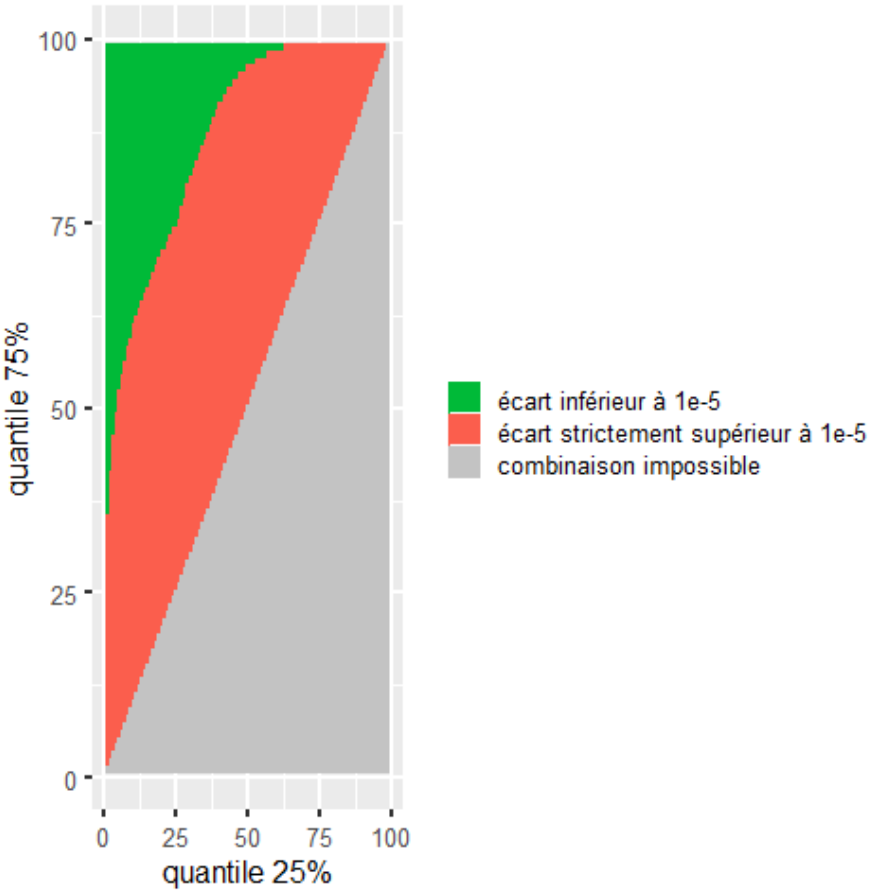


FIGURE 3.7 – Ecart entre les couples $(Q25\%, Q75\%)$ cibles et les couples (quantile $25\%$, quantile $75\%$) modélisés, selon les couples cibles, pour les degrés d'incapacité permanente pour cause d'accident

Pour les accidents, les couples représentés en gris sur le graphe représentent des combinaisons impossibles, pour lesquels le quantile à 75% est inférieur au quantile à 25%. Les couples représentés en vert sont ceux pour lesquels la loi de Kumaraswamy possède des paramètres $\alpha$ et $\beta$ de sorte que les couples correspondent aux quantiles cibles avec une tolérance de $1e{-}5$, sous la contrainte que les paramètres $\alpha$ et $\beta$ appartiennent à l'intervalle $]0, 1[$. Nous pouvons souligner graphiquement l'adéquation de la loi de Kumaraswamy aux couples $(Q25\%, Q75\%)$ correspondant à une distribution en forme de "U" prononcée.

L'algorithme utilisé pour résoudre les problèmes d'optimisation sous contraintes non-linéaires est détaillé en [3].

Dans la section 3.3.3, nous prenons en considération les informations communiquées

par la cédante sur les effectifs des individus entrés en IPP dans un portefeuille d'assurés donné, par intervalles de degrés d'IPP.

### 3.3.3 Analyse des informations de renouvellement relatives aux degrés d'incapacité observés dans un portefeuille, à l'aide d'une distribution de mélange Kumaraswamy

#### 3.3.3.1 Définition mathématique d'une distribution de mélange fini

Soit $n \in \mathbb{N}$. Soient le $n$-uplet de fonctions de répartition $(F_1, ..., F_n)$ et le $n$-uplet $(w_1, ..., w_n)$ tel que pour tout i appartenant à $\{1, ..., n\}$ $w_i \geq 0$ et $\sum_{k=1}^{n} w_k = 1$. La distribution de mélange des distributions de probabilité de fonctions de répartition $F_1, ..., F_n$ selon les paramètres de mélange $(w_1, ..., w_n)$ est définie comme la distribution de fonction de répartition

$$F(x) = \sum_{k=1}^{n} w_k F_k(x),\ x \in \mathbb{R}. \tag{3.8}$$

Notons que cette distribution de mélange possède $n-1$ paramètres, étant donné que $\sum_{k=1}^{n} w_k = 1$.

#### 3.3.3.2 Intérêt d'une distribution de mélange Kumaraswamy à un paramètre au regard des informations de renouvellement

**Note** : dans cette section ainsi que dans les suivantes, nous considérons comme causes d'IPP les causes "toutes maladies" et "tous accidents". Les raisonnements développés sont valables pour les causes "maladies professionnelles" et "accidents de travail ou de trajet", mais nous ne disposons pas de données fournies par les cédantes pour les illustrer, contrairement aux causes "toutes maladies" et "tous accidents".

Une distribution de mélange à un paramètre de mélange $w$, de fonction de répartition $F(x) = wF_1(x) + (1-w)F_2(x)$, modélise l'expérience suivante.

— On réalise la valeur d'une variable aléatoire suivant une loi de Bernoulli de paramètre $w$.

— Si la valeur réalisée vaut 1, alors on réalise la valeur d'une variable aléatoire suivant la distribution de probabilité de fonction de répartition $F_1$. Sinon, on

réalise la valeur d'une variable aléatoire suivant la distribution de probabilité de fonction de répartition $F_2$.

Or comme nous l'avons expliqué dans la section 2, lorsque des informations sur les degrés d'incapacité constatés dans un portefeuille d'assurés sont communiquées au réassureur par la cédante, elles consistent généralement en un tableau indiquant le nombre d'assurés dont le degré d'incapacité permanente consolidé appartient à l'intervalle $[\text{seuil}_1, d_1[$, à l'intervalle $[d_1, d_2[$,..., à l'intervalle $[d_n, \text{seuil}_2[$, et à l'intervalle $[\text{seuil}_2, 1]$ où $\text{seuil}_1$ et $\text{seuil}_2$ correspondent aux seuils d'indemnisation prévus au contrat d'assurance, et où $\text{seuil}_1 < d_1 < d_2 < ... < d_n < \text{seuil}_2$. Le tableau suivant illustre cette structure de l'information de renouvellement, dans le cas d'un contrat d'assurance indemnisant l'assuré à partir d'un degré d'incapacité permanente de 25%, à hauteur du pourcentage de son capital assuré correspondant à son degré d'incapacité consolidé si celui-ci est strictement inférieur à 75%, puis à hauteur de 100% du capital assuré pour un degré d'incapacité supérieur ou égal à 75%.

| degré d'invalidité professionnelle | [25%,33%[ | [33%,50%[ | [50%,75%[ | [75%,100%] |
|---|---|---|---|---|
| nombre d'individus | 69 | 170 | 45 | 334 |

Tableau 3.1 – Information de renouvellement : effectif selon les degrés d'IPP consolidés regroupés en intervalles

Aucune information n'est communiquée sur l'origine (maladie ou accident) des IPP constatées. Nous pouvons alors modéliser la fonction de répartition des degrés d'incapacité à partir du tableau ci-dessus, à l'aide d'une distribution de mélange Kumaraswamy à un paramètre $w$ que nous estimerons. Ce paramètre est égal à la probabilité pour un individu d'entrer en IPP pour cause de maladie, sachant qu'il est entré en IPP. On en déduit que $1 - w$ est égal à la probabilité pour un individu d'entrer en IPP pour cause d'accident, sachant qu'il est entré en IPP. Nous devons donc déterminer les paramètres $\alpha_1$, $\beta_1$, $\alpha_2$, $\beta_2$, $p$ et $w$ de la fonction de répartition suivante.

$$F(x) = w[p\mathbb{1}_{\{x=1\}} + (1-p)(1-(1-x^{\alpha_1})^{\beta_1})] + [1-w][1-(1-x^{\alpha_2})^{\beta_2}]. \qquad (3.9)$$

où $p$ correspond à la probabilité pour un individu d'entrer en IPP à 100%, sachant qu'il est entré en incapacité permanente pour cause de maladie.

Notons par ailleurs que la cédante nous informe que le portefeuille d'assurés correspondant à la sinistralité décrite dans le tableau 3.2 possède une répartition d'âges plutôt uniforme sur la tranche 30 ans - 59 ans, et un très faible nombre d'assurés n'appartenant pas à cette tranche d'âge.

#### 3.3.3.3 Détermination des paramètres de la distribution de mélange Kumaraswamy

Nous commençons par réécrire le tableau 3.2 à l'aide de fréquences cumulées.

| degré d'invalidité professionnelle | [25%,33%[ | [25%,50%[ | [25%,75%[ | [25%,100%] |
|---|---|---|---|---|
| pourcentage de l'effectif total correspondant | 11,17% | 38,67% | 45,95% | 100,00% |

Tableau 3.2 – Pourcentage de l'effectif total des individus entrés en IPP selon les degrés d'IPP consolidés regroupés en intervalles

Nous en déduisons les valeurs-cibles de $F(33\%)$, $F(50\%)$ et $F(75\%)$, où $F$ correspond à la fonction 3.9. Dans une volonté prudente de minimiser la probabilité des degrés d'incapacité les plus faibles dans l'intervalle $[25\%, 75\%[$, pour lequel le paiement du pourcentage de capital assuré correspond au degré d'incapacité, nous déterminons les paramètres de la fonction $F$ de sorte que l'aire sous sa courbe représentative entre 25% et 75% soit minimisée. Nous posons donc le problème d'optimisation sous contraintes non-linéaires suivant.

$$\min_{\alpha_1,\beta_1,p,\alpha_2,\beta_2,w} \int_{0,25}^{0,75} F(x;\alpha_1,\beta_1,p,\alpha_2,\beta_2,w)\,\mathrm{d}x$$

s.c.

$$F(0,33;\alpha_1,\beta_1,p,\alpha_2,\beta_2,w) = 11,17\%,$$
$$F(0,50;\alpha_1,\beta_1,p,\alpha_2,\beta_2,w) = 38,67\%,$$
$$F(0,75;\alpha_1,\beta_1,p,\alpha_2,\beta_2,w) = 45,95\%,$$
$$1 < \alpha_1, 1 < \beta_1, 0 < \alpha_2 < 1, 0 < \beta_2 < 1, 0 \leq w \leq 1, 0 \leq p \leq 1.$$

Notons que les valeurs prises par $w$ et $p$ peuvent êtres contraintes avec davantage de précision, selon les connaissances marché du réassureur, ou des données statistiques sur les proportions des IPP dues à des maladies et sur la probabilité d'être en IPP à 100 % sachant que l'on est entrée en IPP pour cause de maladie.

Afin que le problème d'optimisation converge, il est nécessaire de l'initialiser avec un jeu de paramètres satisfaisant les contraintes énoncées précédemment. Pour ce faire,

nous utilisons la fonction *startpars* du package R *Rsolnp* [8], qui génère aléatoirement un nombre donné de jeux de paramètres, et vérifie s'ils respectent les contraintes d'optimisation. Dès qu'un jeu de paramètres respectant toutes les contraintes est trouvé, celui-ci est retenu pour initialiser le problème d'optimisation. L'optimisation sous contraintes non-linéaires est ensuite effectuée à l'aide de la fonction *solnp* du package R *Rsolnp* [8]. Nous vérifions enfin la convergence du problème d'optimisation grâce au paramètre de sortie *convergence* de la fonction *solnp*.

Nous obtenons ainsi une unique distribution de probabilité des degrés d'IPP pour tous les assurés du portefeuille.

Nous devons désormais ajuster cette distribution selon l'âge et la CSP des assurés à partir des profils individuels fournis par la cédante.

#### 3.3.3.4 Ajustement de la distribution des degrés d'IPP selon l'âge et la CSP des assurés

Comme nous l'avons développé dans la section 2.3, les experts médicaux interrogés ont mis ont exergue l'influence de l'âge et de la CSP sur la distribution de sévérité du degré d'IPP. Considérer une unique distribution de sévérite pour l'ensemble des assurés d'un portefeuille incluant des assurés d'âges divers sous-estime les degrés d'incapacité des plus âgés et sur-estime ceux des plus jeunes, ce qui diminue la volatilité de la sévérité des entrées en incapacité permanente attendues pour le portefeuille. Le même effet est obtenu avec les degrés d'IPP pour cause d'accident au sein d'un portefeuille incluant des cadres et des non-cadres. Or une sous-estimation de la volatilité des degrés d'incapacité, et par conséquent des montants de sinistres, est à proscrire dans un cadre de tarification d'un traité de réassurance non-proportionnel.

Nous ajustons donc la distribution de probabilité des degrés d'incapacité obtenue dans la section précédente, pour prendre en considération l'influence de l'âge et de la CSP sur le degré d'IPP attribué par le médecin. Afin de déterminer comment effectuer l'ajustement, nous rappelons ci-dessous les remarques formulées par les experts médicaux interrogés à ce sujet.

— L'influence de l'âge sur le degré d'IPP attribué par le médecin est négligeable en-dessous de 40 ans. Cela signifie que le médecin va peu tenir compte de l'âge d'une personne âgée de 40 ans ou moins entrée en IPP pour déterminer son

degré d'incapacité, et que les incapacités permanentes subies par les moins de 40 ans sinistrés sont semblables dans leurs manifestations physiologiques.

— Pour les plus de 40 ans, le degré d'IPP attribué par le médecin peut être considéré comme une fonction des deux variables *âge* et *degré d'IPP correspondant si l'assuré avait 40 ans ou moins*. Nous pouvons supposer que cette fonction est quadratique selon l'âge, ce qui traduit que le degré d'IPP augmente de manière quadratique avec l'âge. Bien sûr, cette transformation quadratique n'est pas systématique : elle correspond uniquement à une tendance dans l'attribution des degrés d'IPP par les médecins.

— D'après des documents de l'INAMI (Institut national d'assurance maladie-incapacité) consultés par les médecins interrogés, les individus âgés de 60 ans entrés en IPP ont un degré d'IPP moyen égal à 1,66 fois celui des individus âgés de 40 ans, que ce soit pour cause de maladie ou d'accident. Les cadres, quant à eux, ont un degré d'IPP moyen pour cause d'accident égal à 0,5 fois celui de la population active générale. D'après les médecins interrogés, les différences entre cadres et non-cadres au sujet des degrés d'IPP pour cause de maladie ne sont pas significatives.

Afin de mettre en œuvre ces remarques dans un contexte de modélisation du degré d'IPP d'un assuré selon son âge et sa CSP, à partir de l'unique distribution de probabilité des degrés d'IPP déterminée dans la section 3.3.3.2, nous distinguons les degrés d'IPP pour cause de maladie, sensibles à l'âge et non à la CSP, des degrés d'IPP pour cause d'accident, sensibles à la fois à l'âge et la CSP de l'assuré.

La distribution de probabilité des degrés d'IPP présentée la section 3.3.3.2 est la distribution de mélange de deux lois de Kumaraswamy, l'une modélisant le degré d'IPP pour cause de maladie, et l'autre le degré d'IPP pour cause d'accident. Nous considérons séparément ces deux distributions dont nous connaissons les paramètres, calculés à l'aide du programme d'optimisation développé dans la section 3.3.3.2. Ces distributions sont déterminées à partir de l'ensemble des assurés du portefeuille. Elles modélisent le degré d'IPP d'un assuré pris au hasard parmi un échantillon simulé d'assurés entrés en IPP dans le portefeuille, pour cause de maladie pour la première distribution et pour cause d'accident pour la seconde. Il est donc clair que ces distributions des degrés d'IPP dépendent des ordres de grandeur des probabilités

d'entrée en IPP entre les différents âges et les différentes CSP des assurés du portefeuille. Par exemple, si la somme des probabilités d'entrée en IPP pour cause de maladie des assurés âgés de 60 ans vaut 5 fois celle des assurés âgés de 30 ans dans le portefeuille, alors la distribution des degrés d'IPP correspondante sera 5 fois plus influencée par les individus âgés de 60 ans que par ceux âgés de 30 ans. Nous devons donc identifier à quel âge correspond la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie, en termes de probabilité d'entrée en IPP, à l'aide du calcul suivant.

$$\text{âge}_{\text{portefeuille}} = \frac{\sum_{k=1}^{n} \max(x_k, 40) \cdot q_k}{\sum_{k=1}^{n} q_k}, \tag{3.10}$$

où $n$ est le nombre d'assurés du portefeuille, $x_k$ l'âge du $k$-ième assuré, et $q_k$ sa probabilité d'entrée en IPP pour cause de maladie (déterminée dans la section 3.2). Le maximum entre $x_k$ et 40 est retenu car nous travaillons sous l'hypothèse que l'âge n'a pas d'influence sur la distribution de probabilité des degrés d'IPP pour les assurés âgés de 40 ans ou moins : nous évitons ainsi que l'âge global du portefeuille en termes de probabilité d'entrée en IPP soit diminué par les assurés de moins de 40 ans alors qu'ils n'ont pas davantage d'influence à la baisse sur le degré d'IPP global que les assurés âgés de 40 ans.

Dans le cadre du portefeuille utilisé à titre illustratif dans la section 3.3.3.2, d'après les profils individuels des assurés pour l'année de sinistralité communiquée par la cédante, nous obtenons à l'aide de la formule précédente l'âge correspondant à la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie : 50,07 ans.

S'agissant des degrés d'IPP pour cause d'accident, nous suivons le même procédé que pour les degrés d'IPP pour cause de maladie, et obtenons un âge de 46,05 ans. Comme la CSP a aussi une influence sur le degré d'IPP attribué pour cause d'accident, nous devons déterminer le pourcentage de la somme des probabilités d'entrée en IPP pour cause d'accident représenté par les cadres au sein du portefeuille. Ce pourcentage est donné par la formule suivante.

$$\%_{\text{cadres}} = \frac{\sum_{k=1}^{n} \mathbb{1}_{\text{CSP}_k \,=\, \text{cadre}} \cdot q_k}{\sum_{k=1}^{n} q_k}, \tag{3.11}$$

en reprenant les mêmes notations que dans l'égalité 3.10

Dans notre exemple, le pourcentage de la somme des probabilités d'entrée en IPP pour cause d'accident représenté par les cadres vaut 30%.

Notons $X_m$ la variable aléatoire représentant le degré d'IPP pour cause de maladie attribué par le médecin pour un individu ayant le même âge $A_m$ que celui déterminé précédemment pour l'ensemble du portefeuille en termes de probabilité d'entrée en IPP pour cause de maladie (50,07 ans dans notre exemple). Notons $X_a$ la variable aléatoire représentant le degré d'IPP pour cause d'accident, et $A_a$ l'âge déterminé pour l'ensemble du portefeuille en termes de probabilité d'entrée en IPP pour cause d'accident (46,05 ans dans notre exemple). Notons $Y_{(m,B)}$ la variable aléatoire représentant le degré d'IPP pour cause de maladie attribué par le médecin pour un individu d'âge $B$ (où $B$ est égal au maximum entre l'âge de l'assuré et 40), $Y_{(a,B,g)}$ celle représentant le degré d'IPP pour cause d'accident attribué par le médecin pour un individu d'âge $B$ et dont la CSP est assimilée à celle de la population générale, et $Y_{(a,B,c)}$ celle représentant le degré d'IPP pour cause d'accident attribué par le médecin pour un individu d'âge $B$ et dont la CSP est assimilée à celle des cadres. D'après les remarques formulées par les médecins interrogés, nous établissons la relation suivante.

$$Y_{(m,B)} = \min(\max((1 + Z_{(m,B)}) \cdot X_m, 0), 1) \tag{3.12}$$

où $Z_{(m,B)}$ est une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $[\min(0, 2c_{1,66} \cdot (B^2 - A_m^2)), \max(0, 2c_{1,66} \cdot (B^2 - A_m^2))]$. Notons que l'espérance de $Z_{(m,B)}$ vaut $c_{1,66} \cdot (B^2 - A_m^2)$. $c_{1,66}$ est un coefficient déterminé de sorte que les individus âgés de 60 ans entrés en IPP aient un degré d'IPP moyen égal à 1,66 fois celui des individus âgés de 40 ans. Nous définissons ainsi $c_{1,66}$ comme la solution du problème d'optimisation sous contraintes linéaires suivant.

$$\begin{aligned}
\min_c \quad & |(\min(p(1 + c(60^2 - B^2)), 1) + \alpha_1\beta_1(1 - \min(p(1 + c(60^2 - B^2)), 1)) \\
& \int_0^1 \min((1 + c(60^2 - B^2))t, 1)t^{\alpha_1 - 1}(1 - t^{\alpha_1})^{\beta_1 - 1}\, \mathrm{d}t) \\
& -1,66(\max(p(1 + c(40^2 - B^2)), 0) + \alpha_1\beta_1(1 - \max(p(1 + c(40^2 - B^2)), 0)) \\
& \int_0^1 \max((1 + c(40^2 - B^2)t), 0)t^{\alpha_1 - 1}(1 - t^{\alpha_1})^{\beta_1 - 1}\, \mathrm{d}t)| \\
\text{s.c.} \quad & \\
& c > 0.
\end{aligned}$$

En effet, l'espérance d'une variable aléatoire continue X suivant une loi de probabilité inflatée en 1 avec la probabilité $p$ est donnée par

$$\mathbb{E}(X) = p\mathbb{E}(X|X = 1) + (1 - p)\mathbb{E}(X|X < 1), \tag{3.13}$$

d'après la formule d'espérance totale, et l'espérance de la variable aléatoire $\min(\max((1 + c(x^2 - B^2))Y, 0), 1)$, où $Y$ est une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$, et où $c$ et $x$ sont des réels, est obtenue par la relation

$$\mathbb{E}(\min(\max((1+c(x^2-B^2))Y, 0), 1)) = \int_0^1 \min(\max((1+c(x^2-B^2))t, 0), 1) f(t, \alpha, \beta)\ \mathrm{d}t \tag{3.14}$$

d'après le théorème de transfert, où $f(\cdot, \alpha, \beta)$ est la fonction de densité d'une variable aléatoire suivant la loi de Kumaraswamy de paramètres $\alpha$ et $\beta$, définie par

$$f(x, \alpha, \beta) = \alpha\beta x^{\alpha-1}(1 - x^\alpha)^{\beta-1}. \tag{3.15}$$

Dans le calcul de $c_{1,66}$, nous supposons par ailleurs que l'aggravation ou l'atténuation avec l'âge de la probabilité qu'un individu entré en IPP le soit avec un degré consolidé de 100% est effectuée avec la même fonction d'aggravation $x \mapsto (1 + c(60^2 - B^2))$ ou d'atténuation $x \mapsto (1 + c(40^2 - B^2))$ que celle appliquée au degré d'IPP attribué à un individu ayant le même âge $A_m$ que celui déterminé pour l'ensemble du portefeuille en termes de probabilité d'entrée en IPP pour cause de maladie.

Nous établissons également les relations suivantes pour les IPP d'origine accidentelle.

$$Y_{(a,B,g)} = \min(\max((1 + Z_{(a,B)}) \cdot U_g X_a, 0), 1) \tag{3.16}$$

où $U_g$ est une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $[1; \frac{2}{70\%+30\%\cdot 0{,}5} - 1]$ ($U_g$ est donc d'espérance $\frac{1}{70\%+30\%\cdot 0{,}5}$, qui est le coefficient multiplicateur attendu en moyenne sur le degré d'IPP pour accident d'un individu issu de la population générale), et $Z_{(a,B)}$ est une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $[\min(0, 2c_{1,66;a} \cdot (B^2 - A_a^2)), \max(0, 2c_{1,66;a} \cdot (B^2 - A_a^2))]$, ainsi que la relation

$$Y_{(a,B,c)} = \min(\max((1 + Z_{(a,B)}) \cdot U_c X_a, 0), 1) \tag{3.17}$$

où $U_c$ est une variable aléatoire suivant la loi uniforme sur $[0,5 \cdot \frac{2}{70\%+30\%\cdot 0,5} - 1; 1]$ ($U_c$ est donc d'espérance $\frac{0,5}{70\%+30\%\cdot 0,5}$, qui est le coefficient multiplicateur attendu en moyenne sur le degré d'IPP pour accident d'un individu considéré comme cadre).

Nous définissons $c_{1,66;a}$ comme la solution du problème d'optimisation sous contraintes linéaires suivant.

$$\begin{aligned}
\min_{c} \quad & |\alpha_2\beta_2 \int_0^1 \min((1+c(60^2-B^2))t,1)t^{\alpha_2-1}(1-t^{\alpha_2})^{\beta_2-1}\,\mathrm{d}t) \\
& -1,66(\alpha_2\beta_2 \int_0^1 \max((1+c(40^2-B^2)t),0)t^{\alpha_2-1}(1-t^{\alpha_2})^{\beta_2-1}\,\mathrm{d}t)| \\
\text{s.c.} \quad & \\
& c > 0,
\end{aligned}$$

analogue du problème d'optimisation précédent sans inflation de la distribution de Kumaraswamy.

Le recours à des lois uniformes modélise la part de jugement du médecin sur l'influence de l'âge et de la CSP sur le degré d'IPP. Nous formulons l'hypothèse que la loi uniforme convient pour modéliser cette part de jugement, car nous supposons que le médecin se représente l'espace des degrés d'incapacité de façon uniforme.

A partir des distributions de $Y_{(m,B)}$, $Y_{(a,B,g)}$ et $Y_{(a,B,c)}$, nous pouvons simuler le degré d'IPP d'un assuré d'âge $x$ et de CSP "population générale" ou "cadre" entré en IPP, ce qui sera l'objet de la section 3.5.

### 3.3.4 Mise en œuvre du programme d'assurance pour convertir le degré d'incapacité en capital versé, puis du programme de réassurance

Maintenant que nous avons construit un modèle de fréquence-sévérité pour estimer le nombre d'invididus entrant en IPP et les degrés d'IPP correspondants, nous rappelons comment le capital versé par le réassureur est obtenu à partir du degré d'IPP.

Nous considérons un assuré entré en IPP avec le degré d'IPP consolidé $d$ simulé à partir de la distribution de $Y_{(m,B)}$, $Y_{(a,B,g)}$ ou $Y_{(a,B,c)}$ selon la cause d'incapacité considérée. Dans le cadre du contrat d'assurance retenu dans ce mémoire (explicité dans la section 1.5), l'assuré recevra le capital versé suivant.

$$\text{capital versé par l'assureur } = \begin{cases} 0, & \text{si } d < D_{min} \\ d \cdot SI, & \text{si } D_{min} \leq d < D_{max} \\ SI, & \text{si } d \geq D_{max} \end{cases} \tag{3.18}$$

où $SI$ est la somme assurée, $D_{min}$ correspond au degré d'incapacité minimal requis pour qu'il y ait versement d'un capital, et $D_{max}$ correspond au degré d'incapacité à partir duquel l'intégralité de la somme assurée est versée.

Pour obtenir le capital versé par le réassureur dans le cadre d'un contrat de réassurance en excédent de sinistre de priorité $P$ et de limite $L$, il suffit d'appliquer la formule

$$\text{capital versé par le réassureur} = \min(\max(\text{capital versé par l'assureur } - P, 0), L - P). \tag{3.19}$$

La section suivante est consacrée à la calibration du modèle de fréquence-sévérité sur la fréquence de sinistralité observée dans une tranche de réassurance travaillante de référence (nous rappelons que les définitions de ces termes sont données dans la section 1.2), après mise en *As-If* des données communiquées par la cédante.

## 3.4 Prise en considération de la sinistralité historique

### 3.4.1 Mise en *As-If* des données communiquées par les cédantes

#### 3.4.1.1 Principe de mise en *As-If* des sinistres historiques

L'exposition du portefeuille d'assurés au risque incapacité permanente évolue au gré du nombre d'assurés le composant, des caractéristiques de ces derniers (capital assuré, âge, sexe et CSP dans notre cadre d'étude), et de l'évolution des coûts de sinistres due à des phénomènes d'inflation. Il est donc clair que dans le cas général, le nombre de sinistres historiques observé dans le portefeuille ainsi que leurs montants ne sont pas directement représentatifs de l'exposition au risque actuelle des assurés, et a fortiori de leur exposition au risque pour l'année de souscription.

Nous devons ainsi ajuster la fréquence de sinistralité et la sévérité observées historiquement, de sorte qu'elles reflètent l'exposition au risque du portefeuille d'assurés pour l'année de souscription. Ce procédé est couramment appelé la « mise en *As-If* » des sinistres historiques. Dans notre cadre de travail, l'inflation des montants de sinistres est contenue dans l'évolution des capitaux assurés au cours

du temps. Il nous reste donc à prendre en considération l'évolution de l'exposition au risque incapacité permanente des assurés, au-delà du seuil $A$ à partir duquel la cédante communique les montants de sinistres au réassureur. Plus précisément, nous considérons l'évolution de l'exposition au-delà d'un seuil, appelé $A_{\min}$, qui correspond au seuil $A$ indexé de manière à représenter le coût qu'aurait un sinistre qui avait le montant $A$ lors de l'année $M$ s'il se produisait au cours de l'année de souscription $N > M$. Afin de déterminer le seuil $A_{\min}$ ainsi que la sinistralité mise en *As-If* au-delà de ce seuil, nous utilisons la méthode dite « $FF^{-1}$ », présentée dans la section suivante.

#### 3.4.1.2 Présentation et application de la méthode $FF^{-1}$

Nous supposons que la cédante communique l'ensemble des sinistres rattachés à l'année $M$, les profils des assurés au titre de l'année $M$, et ceux au titre de l'année $N-1 > M$, $N$ étant l'année de souscription du contrat de réassurance que nous tarifons. Soit $\overline{Z_t}$ la variable aléatoire décrivant les montants de sinistres rattachés à l'année $t$. En considérant la distribution $F_{\overline{Z_M}} : z \mapsto \mathbb{P}(\overline{Z_M} \leq z)$, la valeur de l'$A_{\min}$ pour l'année $N-1$ est donnée par la relation suivante.

$$A_{\min} = F^{-1}_{Z_{N-1}}(F_{\overline{Z_M}}(A)), \tag{3.20}$$

où $Z_{N-1}$ est la variable aléatoire décrivant les montants des sinistres qui ont lieu au cours de l'année $N-1$, et $F_{\overline{Z_{N-1}}} : z \mapsto \mathbb{P}(\overline{Z_{N-1}} \leq z)$.

Pour déterminer les fonctions $F_{\overline{Z_M}}$ et $F_{\overline{Z_{N-1}}}$, nous utilisons les distributions des variables aléatoires $Y_{(\cdot)}$ définies dans la section 3.3, afin de calculer pour chaque assuré du portefeuille de l'année $M$ la probabilité qu'il reçoive un pourcentage donné de son capital assuré sachant qu'il est entré en IPP. Associées aux distributions de probabilité de l'événement « l'assuré entre en IPP » pour chacune des causes d'entrée (maladie ou accident), nous obtenons :

$$F_{\overline{Z_M}}(x) = \frac{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{P}(IPP_{M,i}) \sum_{d=1}^{100} \mathbb{1}_{\{SI_{M,i} \times \frac{d}{100} - x \leq 0\}} [\mathbb{P}(Y_{(\cdot),i} \leq \frac{d}{100}) - \mathbb{P}(Y_{(\cdot),i} \leq \frac{d}{100} - 0,01)]}{\sum_{i=1}^{m} \mathbb{P}(IPP_{M,i})} \tag{3.21}$$

et

$$F_{Z_{N-1}}(x) = \frac{\sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(IPP_{N-1,i}) \sum_{d=1}^{100} \mathbb{1}_{\{SI_{N-1,i} \times \frac{d}{100} - x \leq 0\}} [\mathbb{P}(Y_{(\cdot),i} \leq \frac{d}{100}) - \mathbb{P}(Y_{(\cdot),i} \leq \frac{d}{100} - 0,01)]}{\sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(IPP_{N-1,i})}, \tag{3.22}$$

où $m$ est le nombre d'assurés dans le portefeuille retenu pour l'année $M$, $n$ celui retenu pour l'année $N-1$, $IPP_{M,i}$ (resp. $IPP_{N-1,i}$) l'événement « l'assuré numéro $i$ du portefeuille en année $M$ entre en IPP » (resp. en année $N-1$), et $SI_{M,i}$ (resp. $SI_{N-1,i}$) le capital assuré de l'assuré numéro $i$ en année $M$ (resp. en année $N-1$).

Nous pouvons appliquer le même raisonnement pour chaque sinistre $C_M$ observé au cours de l'année $M$, à l'aide de la formule suivante.

$$C_M^{As\text{-}If} = F_{Z_{N-1}}^{-1}(F_{\overline{Z_M}}(C_M)). \tag{3.23}$$

Nous obtenons ainsi les montants de sinistres en année $M$ « mis en *As-If* » pour correspondre à l'exposition au risque IPP du portefeuille en année $N-1$. La méthode utilisée est appelée la méthode « $FF^{-1}$ ». Elle est développée plus amplement dans le document de travail de QBE Re « Property per Risk : Proposal for an alternative solution », de Stijn Desmedt et Mohammed Snoussi (2007) [15].

#### 3.4.1.3 Projection de l'évolution de l'exposition sur l'année d'application du traité de réassurance

Pour compléter le processus de « mise en *As-If* » des sinistres historiques, nous devons projeter l'évolution de l'exposition au risque du portefeuille de l'année $N-1$ vers l'année $N$, année de souscription du contrat de réassurance. Bien entendu, le réassureur ne dispose pas encore des profils des assurés pour l'année $N$, car nous nous plaçons en année $N-1$. Afin de « mettre en *As-If* » les sinistres historiques en année $N$, plusieurs possibilités s'offrent à l'assureur. Il peut notamment utiliser les informations communiquées par la cédante sur la souscription attendue pour l'année $N$, comme l'encaissement de prime ou le nombre d'assurés attendus. L'objectif est de choisir la donnée jugée la plus représentative de l'évolution de l'exposition au risque du portefeuille. Cette donnée est ainsi appelée la « mesure d'exposition ». La discussion d'une mesure d'exposition optimale n'est pas l'objet de ce mémoire. Nous

décidons de retenir comme mesure d'exposition l'encaissement de prime estimé par la cédante, avec la quantité $\frac{EPI_N}{RPI_{N-1}}$, où $EPI_N$ est l'encaissement de prime estimé par la cédante pour le portefeuille considéré en année $N$, et $RPI_{N-1}$ est l'encaissement de primé réalisé par la cédante au titre de l'année $N-1$. Cela signifie que nous jugeons que l'encaissement de prime est une bonne mesure de l'évolution de l'exposition au risque IPP du portefeuille pour la tranche de réassurance considérée.

### 3.4.2 Calibration du modèle sur la fréquence observée après mise en *As-If* des sinistres historiques et projection de l'évolution de l'exposition

A partir des raisonnements développés dans les sections 3.4.1.2 et 3.4.1.3, nous calibrons le modèle de fréquence sur la fréquence observée dans la tranche de réassurance de référence (de priorité $D$), après « mise en *As-If* » des sinistres historiques et projection de l'évolution de l'exposition via l'évolution de l'encaissement de primes estimé par la cédante. Nous effectuons cette calibration car nous supposons que la sinistralité subie par la cédante dans le passé au sein de la tranche de référence est, après « mise en *As-If* », plus représentative des probabilités réelles d'entrée en IPP des assurés du portefeuille que les probabilités obtenues dans ce mémoire à partir de données nationales françaises. La calibration est réalisée au moyen de la formule suivante.

$$\mathbb{P}_{\text{calibrée}}(IPP_i) = \mathbb{P}(IPP_i)\left[\frac{EPI_N}{RPI_{N-1}} \cdot \frac{\sum_{M=M_1}^{N-2}\sum_{j=1}^{s_M} \mathbb{1}_{\{F^{-1}_{Z_{N-1}}(F_{\overline{Z_M}}(C_{M,j}))>D\}}}{\sum_{M=M_1}^{N-2}\sum_{k=1}^{m_M} \mathbb{P}(IPP_{M,k})\mathbb{1}_{\{F^{-1}_{Z_{N-1}}(F_{\overline{Z_M}}(SI_k))>D\}}}\right], \tag{3.24}$$

où $IPP_i$ est l'événement « l'assuré numéro $i$ du portefeuille en année $N-1$ entre en IPP », $EPI_N$ est l'encaissement de prime estimé par la cédante pour le portefeuille considéré en année $N$, $RPI_{N-1}$ est l'encaissement de primé réalisé par la cédante au titre de l'année $N-1$, $m_M$ est le nombre d'assurés retenu pour l'année $M$, $s_M$ est le nombre de sinistres au titre de l'année $M$, $C_{M,j}$ est le montant du j-ième sinistre survenu au cours de l'année $M$, $IPP_{M,k}$ est l'évenement « l'assuré numéro $k$ du portefeuille en année $M$ entre en IPP » (dont la probabilité est obtenue à partir du modèle de fréquence développé dans la section 3), $SI_k$ est le capital assuré de l'individu numéro $k$ du portefeuille en année $M$, et $M_1$ est l'année la plus ancienne pour laquelle le réassureur dispose des profils et des sinistres historiques. Soulignons que la méthode « $FF^{-1}$ » est également appliquée aux capitaux assurés afin de les

mettre en *As-If*.

Nous supposons donc que la calibration à effectuer correspond au même coefficient multiplicatif des probabilités d'entrée en IPP, quels que soient l'âge et la CSP de l'assuré.

## 3.5 Obtention de la prime technique à l'aide de quantiles et de simulations Monte Carlo

Afin d'obtenir la prime technique de réassurance (i.e. la prime correspondant à un *Loss Ratio* attendu de 100 % pour la sinistralité dans la tranche de réassurance), nous simulons, par groupe d'assurés ayant la même probabilité d'entrée en IPP, un nombre d'assurés entrant en IPP à l'aide de la loi binomiale de paramètres $n_{\text{sim}}$ et $p_{IPP}$, où $n_{\text{sim}}$ est le nombre de simulations choisi, et $p_{IPP}$ est la probabilité d'entrée en IPP (calibrée sur la sinistralité historique) des assurés du groupe. Pour chaque simulation, des capitaux assurés sont attribués aux individus sinistrés, à l'aide d'un tirage aléatoire sans remise parmi les capitaux assurés des individus du groupe. Au sein de chaque simulation, il convient ensuite d'attribuer à chaque individu sinistré du groupe un degré d'incapacité, en simulant une réalisation de la variable aléatoire $Y_{(\cdot)}$ décrite dans la section 3.3.3.4. Nous considérons la même variable aléatoire $Y_{(\cdot)}$ pour chacun des individus du groupe considéré, car nous supposons qu'ils possèdent le même âge et la même CSP étant donné qu'ils ont la même probabilité d'entrée en IPP, ce qui signifie que nous négligeons la probabilité que deux individus qui n'ont pas le même âge ou la même CSP aient exactement la même probabilité d'entrée en IPP. Il suffit alors d'appliquer le programme d'assurance (fonction du degré d'IPP) puis de réassurance (fonction de la priorité et de la portée de la tranche) pour obtenir la sinistralité attendue dans la tranche de réassurance, dont l'agrégation pour l'ensemble des assurés du portefeuille fournit la prime technique de réassurance.

Par la loi des grands nombres, la moyenne des primes techniques obtenues pour l'ensemble des simulations converge avec le nombre de simulations vers l'espérance du montant total de la sinistralité dans la tranche de réassurance. Cependant, comme nous nous plaçons dans le cadre d'un traité de réassurance en excédent de sinistre, nous devons être vigilants quant à la volatilité de la sinistralité dans la tranche, accrue par l'effet non-proportionnel de ce type de traité sur les montants de sinistres (voir section 1.2). En effet, une variance plus élevée des montants de sinistres est

synonyme d'un risque plus grand pour les actionnaires, et d'un besoin accru en fonds propres pour des raisons de solvabilité, ce qui doit -en théorie- se traduire dans la prime technique. Nous pourrions ainsi décider de ne pas retenir comme prime technique l'espérance de la sinistralité totale. Dans le cadre de ce mémoire, afin de ne pas entraver la lisibilité des résultats avec des considérations de coût du capital, nous décidons de retenir comme prime technique l'espérance du montant total de la sinistralité dans la tranche de réassurance. Nous gardons toutefois une vue sur la volatilité de la sinistralité en étudiant dans la section 4 les quantiles 5% et 95% de la sinistralité totale dans la tranche de réassurance. Cette section est consacrée aux tests de sensibilité sur les différents paramètres du modèle.

# 4. Mise en œuvre des tests de sensibilité et analyse critique des résultats

Les tests de sensibilités réalisés dans cette section sont effectués sur un portefeuille d'environ 100.000 assurés, jugé représentatif du marché français des assurances de prêts immobiliers, pour lequel la cédante nous communique des profils individuels comportant le capital assuré, l'âge au 01/12/N-1, le sexe et la CSP (cadre ou population générale) de chaque assuré, où N est l'année de souscription du contrat de réassurance. La cédante souhaite, pour l'exercice 01/01/N - 31/12/N, réassurer le portefeuille contre le risque d'incapacité permanente. La cédante indemnise les assurés entrés en incapacité permanente à hauteur d'un pourcentage de leur capital assuré : 0 % si le degré d'IPP est strictement inférieur à 0,26, le pourcentage d'IPP si celui-ci est compris entre 26 % et 65 %, et 100 % si le degré d'IPP est supérieur ou égal à 0,66 (en considérant une granularité des degrés d'incapacité de 0,01). La cédante envisage deux alternatives pour le programme de réassurance en excédent de sinistre : une priorité de 300.000 € avec une limite de 8.000.000 €, et une priorité de 1.000.000 € avec une limite de 8.000.000 €. Afin d'étudier la sensibilité de la prime technique aux seuils du programme d'assurance et aux paramètres du modèle selon la cause d'entrée en IPP (maladie ou accident), nous distinguons les entrées en IPP ayant pour origine une maladie de celles ayant pour origine un accident. En appliquant la méthode explicitée dans la section 3.3.3.4 aux degrés d'incapacité historiques communiqués par la cédante, nous obtenons comme distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie une loi de Kumaraswamy inflatée en 1 de paramètres médiane $= 0.44$, mode $= 0.43$, $p = 0.44$ (où $p$ est la masse de probabilité en 1) avec la re-paramétrisation décrite dans la section 3.3.2. Nous obtenons comme distribution des degrés d'IPP pour cause d'accident une loi de Kumaraswamy de paramètres quantile 25 % $= 0.5$ et quantile 75 % $= 0.999$.

## 4.1 Sensibilité de la prime technique aux seuils du programme d'assurance

Dans cette section, nous étudions l'effet des seuils du programme d'assurance sur la prime technique obtenue pour le contrat de réassurance. Nous appelons « seuil 1 » le degré d'IPP minimal pour qu'il y ait paiement d'un pourcentage du capital assuré, et « seuil 2 » le degré d'IPP à partir duquel l'assureur indemnise l'individu à hauteur de 100 % de son capital assuré. Nous prenons pour seuils de référence ceux prévus au contrat d'assurance initial : 26 % et 66 %. Pour obtenir les graphes suivants, 10.000 simulations de la prime technique sont effectuées pour chaque couple (seuil 1, seuil 2), où 20 % $\leq$ seuil 1 $\leq$ 30 % et 60 % $\leq$ seuil 2 $\leq$ 70 %, tels que seuil 1 $\leq$ seuil 2. La nappe centrale représente le ratio entre la prime technique moyenne obtenue lors des 10.000 simulations pour chaque couple (seuil 1, seuil 2) considéré, et la prime technique moyenne obtenue lors des 10.000 simulations avec le couple $(0,26; 0,66)$. La nappe supérieure représente le ratio entre le quantile 95 % des 10.000 primes techniques simulées et la prime technique moyenne obtenue lors des 10.000 simulations pour chaque couple (seuil 1, seuil 2) considéré, et la prime technique moyenne obtenue pour 10.000 simulations avec le couple $(0,26; 0,66)$. La nappe inférieure représente le même ratio, mais pour le quantile 5 %. Le graphe 4.1 présente les résultats correspondants pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche de réassurance 7.700.000 € xs 300.000 €.

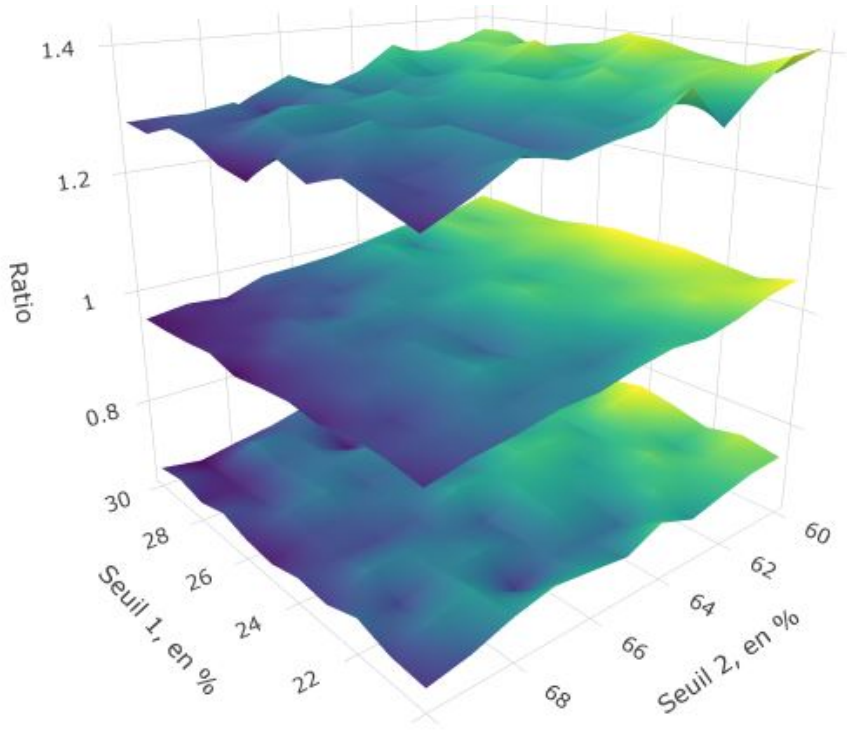


FIGURE 4.1 – Ratio des primes techniques en fonction des seuils 1 et 2, pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

Sur le graphe 4.1, nous observons logiquement que la prime technique est inversement croissante avec les seuils prévus au contrat d'assurance. La prime technique moyenne obtenue pour le couple $(20\ \%, 60\ \%)$ est supérieure de 10,5 % à celle obtenue pour le couple $(30\ \%, 70\ \%)$. Pour les quantiles 5 % et 95 % de la prime technique, cette remarque est toujours valable (avec 10,8 % et 9,5 % respectivement). Notons que le seuil 2 a une influence plus grande que le seuil 1 sur la prime technique, ce qui est logique car le seuil 2 entraîne un « saut » vers le pourcentage 100 % du capital assuré versé par l'assureur, davantage susceptible de déclencher un dépassement de la priorité du traité de réassurance que le « saut » entraîné par le seuil 1 de 0 % à 26 % du pourcentage de capital assuré. L'effet sur les montants de sinistres pris en charge par la réassurance est d'autant plus grand que le montant du sinistre se trouve nettement accru par le versement de 100 % du capital assuré.

Le graphe 4.2 présente les résultats correspondants pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche de réassurance 7.000.000 € xs 1.000.000 €.

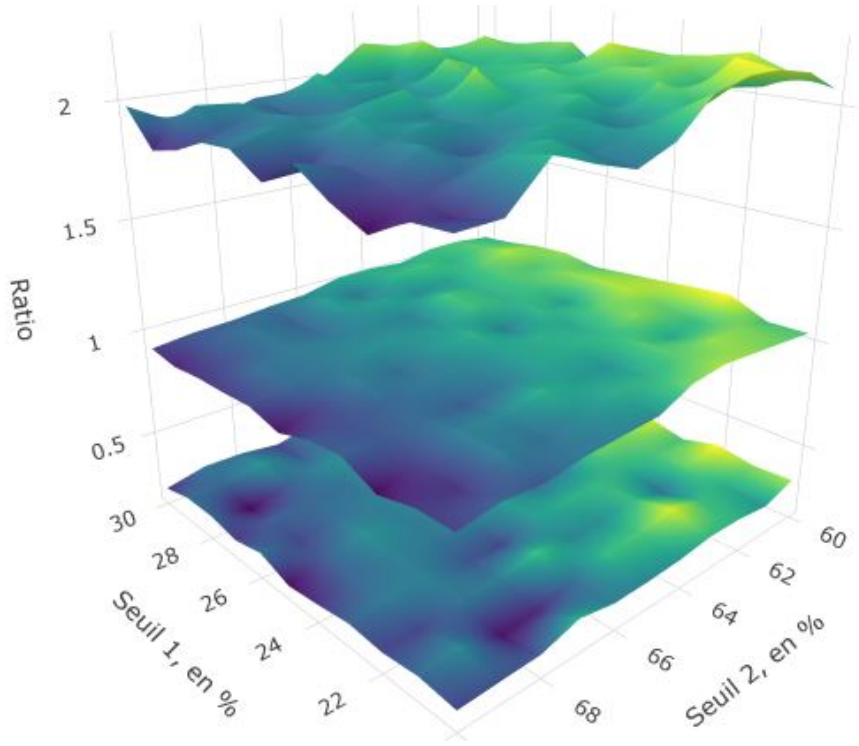


FIGURE 4.2 – Ratio des primes techniques en fonction des seuils 1 et 2, pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €

Nous pouvons formuler les mêmes remarques que pour le graphe 4.1, avec une influence encore plus grande du seuil 2 sur la prime technique. Nous pouvons souligner l'effet non-proportionnel du changement de priorité du programme de réassurance sur l'écart entre les primes techniques moyennes et les quantiles 5 % et 95 %, accru par la hausse de la priorité de 300.000 € à 1.000.000 €. Cet effet non-proportionnel provient de la plus grande volatilité de la sinistralité en excédent de 1.000.000 €, car les assurés pouvant subir une telle sinistralité sont moins nombreux (le nombre d'assurés diminue globalement avec les capitaux assurés), mais ont des capitaux assurés plus élevés.

Le graphe 4.3 présente les résultats correspondants pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche de réassurance 7.700.000 € xs 300.000 €.

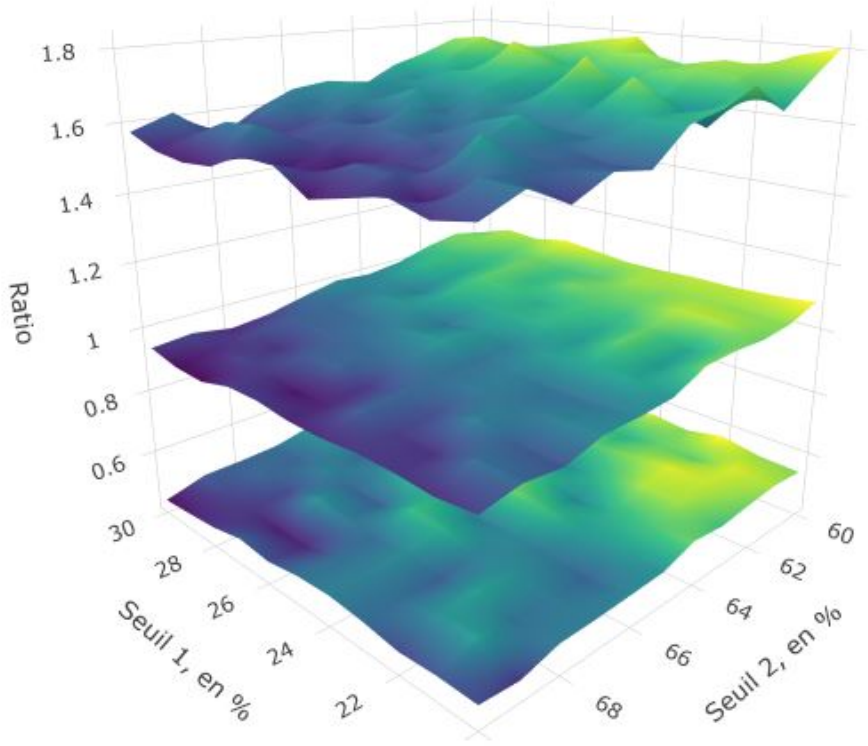


FIGURE 4.3 – Ratio des primes techniques en fonction des seuils 1 et 2, pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

Les observations formulées au sujet du graphe 4.1 restent valides pour le graphe 4.3.

Le graphe 4.4 présente les résultats correspondants pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche de réassurance 7.000.000 € xs 1.000.000 €.

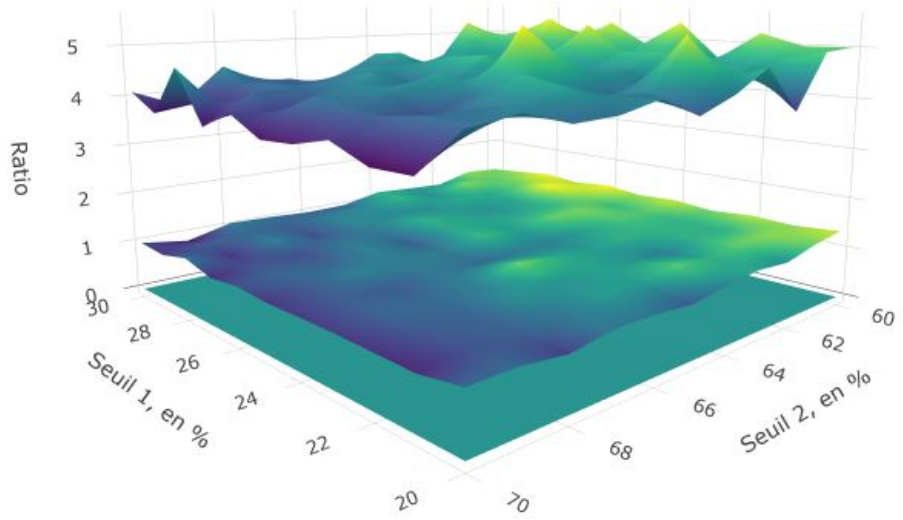


FIGURE 4.4 – Ratio des primes techniques en fonction des seuils 1 et 2, pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €

Nous pouvons formuler les mêmes remarques que pour le graphe 4.2, avec une influence encore plus grande du seuil 2 sur la prime technique. Nous remarquons que la prime technique possède ici une forte volatilité : les quantiles 95 % sont environ 4 fois plus élevés que les primes techniques moyennes, tandis que les quantiles 5 % sont tous égaux à 0 (i.e. dans les 500 simulations les plus favorables au réassureur sur 10.000 simulations, aucune sinistralité n'est observée en excédent de 1.000.000 €). Cela est dû au fait que les probabilités d'entrée en IPP pour cause d'accident sont plus faibles que celles pour cause de maladie (notamment chez les cadres), ainsi qu'à la forme en "U" de la distribution de probabilité retenue pour les degrés d'IPP pour cause d'accident, entraînant une forte variance des degrés d'IPP attribués par le médecin.

Dans la section 4.2, nous étudions la sensibilité de la prime technique aux paramètres retenus pour la distribution de probabilité des degrés d'IPP.

## 4.2 Sensibilité de la prime technique aux paramètres du modèle de sévérité

Dans cette section, nous étudions l'effet des paramètres (médiane, mode) de la distribution des degrés d'IPP ayant pour origine une maladie sur la prime technique obtenue pour le contrat de réassurance. Notons que dans cette section, la médiane est exprimée sans considération de la probabilité d'être en IPP à 100 % sachant que

l'on est entré en IPP, pour une meilleure lisibilité des résultats. 10.000 simulations de la prime technique sont effectuées pour chaque couple médiane, mode, où 20 % $\leq$ médiane $\leq$ 70 % et 15 % $\leq$ mode $\leq$ 75 %, tels que médiane $>$ mode si médiane $<$ 50 %, et médiane $\leq$ mode sinon. La nappe centrale représente le ratio entre la prime technique moyenne obtenue lors de 10.000 simulations avec le couple (médiane, mode) considéré et la prime technique moyenne obtenue lors de 10.000 simulations avec le couple de référence (médiane, mode) = $(0,44; 0,43)$ La probabilité d'être en IPP pour cause de maladie est fixée à 44 %. Les nappes supérieure et inférieure représentent les ratios correspondants avec les quantiles 95 % et 5 %.

Pour la distribution des degrés d'IPP ayant pour origine un accident, nous fixons le paramètre quantile 75 % à 0.999, dans l'objectif de maintenir une probabilité minimale d'être en IPP à 100 % pour cause d'accident, sachant que l'assuré est entré en IPP. Nous étudions l'effet du paramètre quantile 25 % sur la prime technique obtenue pour le contrat de réassurance. 10.000 simulations de la prime technique sont effectuées pour chaque valeur du quantile 25 %, telle que 5 % $\leq$ quantile 25 % $\leq$ 80 %.

Le graphe 4.5 présente les résultats pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche de réassurance 7.700.000 € xs 300.000 €.

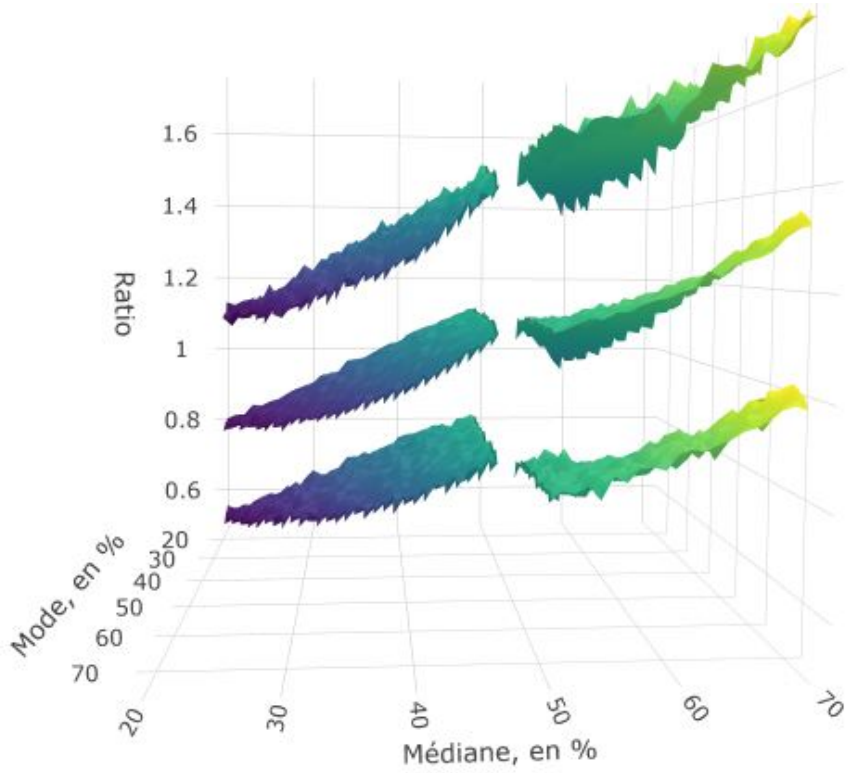


FIGURE 4.5 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

Sur le graphe 4.5, nous observons que le ratio tend à augmenter linéairement avec la médiane jusqu'à ce qu'elle prenne la valeur 50 %, puis selon une tendance convexe à partir de 50 %, et ce d'autant plus que l'on se situe dans les simulations les plus favorables au réassureur parmi les 10.000 simulations effectuées. En outre, l'écart entre le ratio ayant au numérateur la moyenne, celui ayant au numérateur le quantile 95 %, et celui ayant au numérateur le quantile 5 %, est proportionnellement stable selon la médiane de la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie. Ainsi, la médiane a une influence proportionnelle sur le ratio des primes techniques. Nous pouvons en déduire que l'évolution de la médiane pour la distribution des degrés d'IPP n'ajoute pas de sur-volatilité à la prime technique de réassurance. Notons que l'apparente décroissance du ratio à gauche de la valeur de la médiane « 50 % » est uniquement due à un effet d'optique lié à la projection en deux dimensions d'un graphe en trois dimensions.

Le graphe 4.6 est le même que le graphe 4.5, mais orienté de sorte que l'axe du mode soit représenté horizontalement afin d'observer son influence sur le ratio.

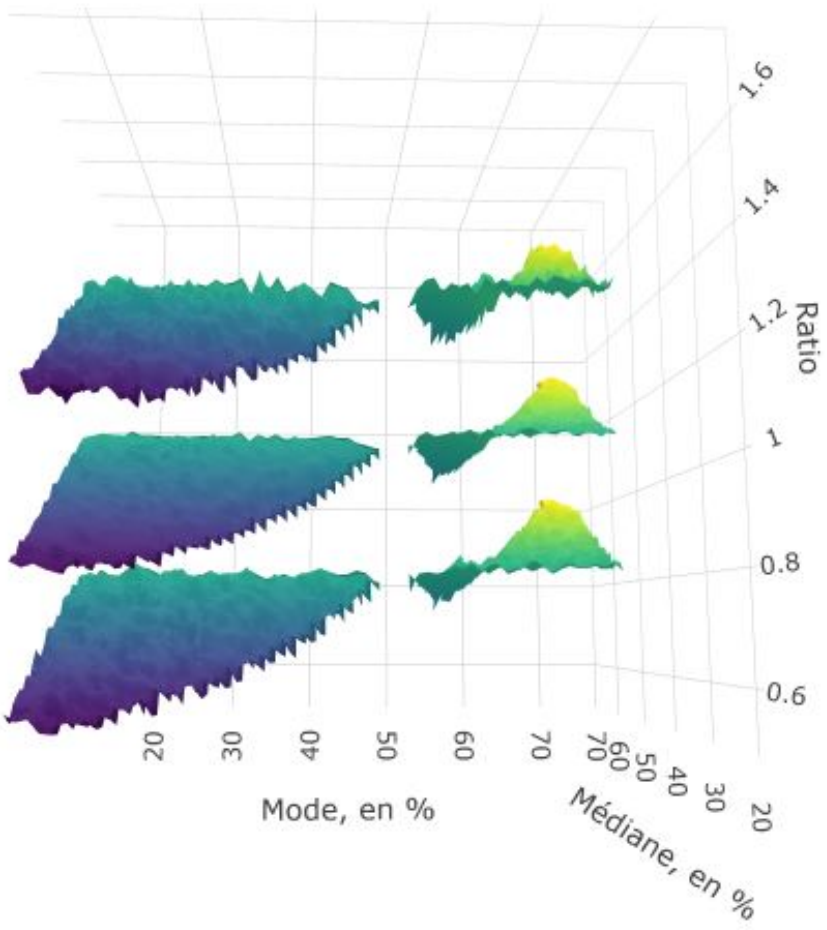


FIGURE 4.6 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

Nous remarquons que pour une valeur fixe de la médiane, le mode a peu d'influence sur le ratio. En effet, la croissance selon le mode semble négligeable devant la volatilité du ratio induite par les simulations. Ainsi, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €, la médiane a bien plus d'influence que le mode sur la prime technique de réassurance.

Le graphe C.1, présenté dans l'annexe 3, est le même que le graphe 4.6, mais offre une orientation alternative afin d'observer l'influence conjointe de la médiane et du mode sur le ratio. Dans cette même annexe, le graphe C.2 (respectivement C.3 et C.4) est l'analogue du graphe 4.4 (respectivement 4.5 et 4.6) pour la tranche de réassurance 7.000.000 € xs 1.000.000 €. Les observations formulées pour les graphes 4.5 et 4.6 restent valables pour la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €, avec une

augmentation de l'écart entre les primes techniques moyennes, celles correspondant au quantile 95 % des simulations, et celles correspondant au quantile 5 %. Nous remarquons également une augmentation de la volatilité liée aux simulations, due au plus petit nombre d'assurés dont le capital assuré peut affecter la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 € en cas de survenance d'une entrée en IPP pour cause de maladie.

Le graphe 4.7 présente l'influence du quantile 25 % sur le ratio, pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche de réassurance 7.700.000 € xs 300.000 €. La courbe en gras représente le ratio entre la prime technique moyenne obtenue lors de 10.000 simulations avec le paramètre quantile 25 % considéré et la prime technique moyenne obtenue lors de 10.000 simulations avec le paramètre de référence quantile 25 % $= 0,5$.

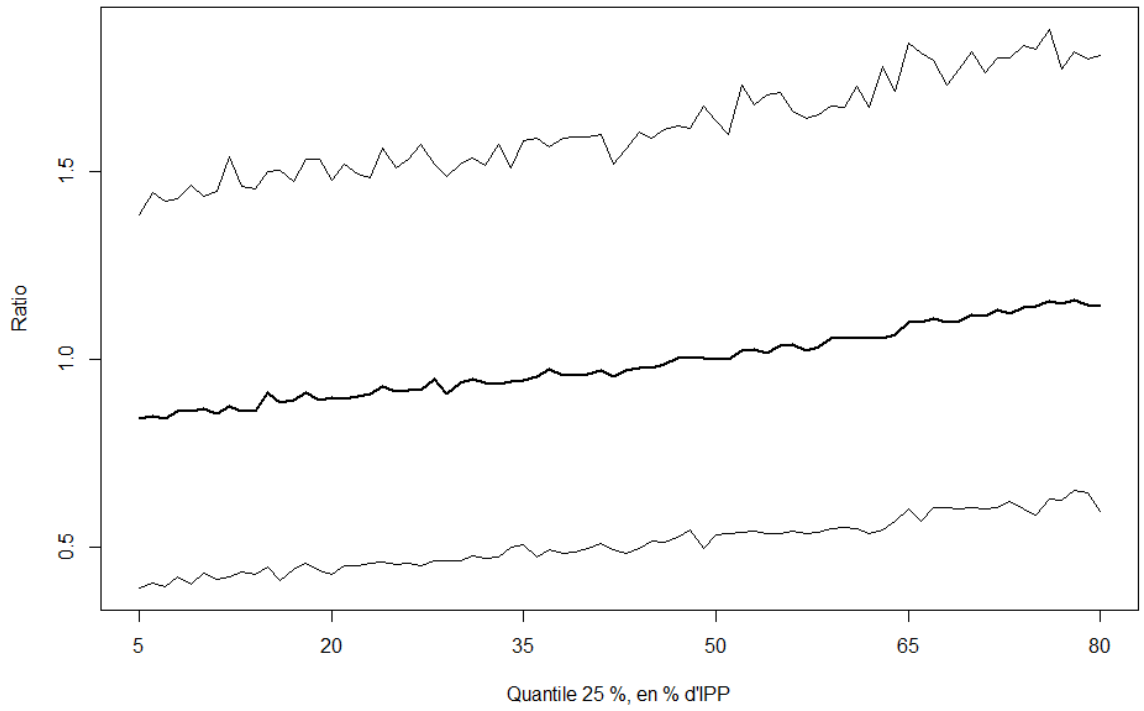


FIGURE 4.7 – Ratio des primes techniques en fonction du paramètre « quantile 25 % », pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

Nous observons sur le graphe 4.7 la croissance linéaire du ratio avec le quantile 25 %. La tendance convexe observée sur le graphe 4.5 pour les hautes valeurs du quantile est ici pratiquement inobservable, au profit de cette tendance linéaire. L'écart entre le ratio ayant au numérateur la moyenne, celui ayant au numérateur le quantile 95

%, et celui ayant au numérateur le quantile 5 %, est proportionnellement stable selon le quantile 25 % de la distribution des degrés d'IPP pour cause d'accident. Ainsi, le quantile 25 % a une influence proportionnelle sur le ratio des primes techniques, comme la médiane dans le cas des IPP ayant pour origine une maladie. Nous pouvons en déduire que l'évolution du quantile 25 % retenu pour la distribution des degrés d'IPP n'ajoute pas de sur-volatilité à la prime technique de réassurance.

Le graphe C.5, présenté dans l'annexe 3, est l'analogue du graphe 4.7 pour la tranche de réassurance 7.000.000 € xs 1.000.000 €. Les observations formulées pour le graphe 4.7 restent valables pour la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €, avec une augmentation sensible de l'écart entre les primes techniques moyennes, celles correspondant au quantile 95 % des simulations, et celles correspondant au quantile 5 %. A l'exception du quantile 5 %, pour lequel les simulations donnent toutes une sinistralité nulle dans la tranche, nous remarquons une augmentation sensible de la volatilité liée aux simulations, due au plus petit nombre d'assurés dont le capital assuré peut affecter la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 € en cas de survenance d'une entrée en IPP pour cause d'accident.

### 4.3 Bilan des tests de sensibilité

Les tests de sensibilité effectués sur les seuils du contrat d'assurance révèlent l'intérêt d'un modèle de tarification les prenant en considération. Par exemple, le passage de ces seuils de $(20\ \%, 60\ \%)$ à $(30\%, 70\%)$ entraîne une augmentation de 10,5 % de la prime technique dans le cadre du programme de réassurance considéré. Grâce au modèle construit, nous sommes donc en mesure de fournir une indication de l'influence d'un changement de seuil d'indemnisation par l'assureur sur la prime technique de réassurance, ce que ne permet pas le modèle mathématique utilisé classiquement chez QBE Re (voir section 1.6.2).

Les tests de sensibilité effectués sur les paramètres (médiane, mode) de la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie, et sur le paramètre quantile 25 % de la distribution des degrés d'IPP pour cause d'accident, révèlent que les nouvelles paramétrisations (médiane, mode) et (quantile 25 %, quantile 75 %) retenues pour les lois de Kumaraswamy modélisant le degré d'IPP, offrent à l'actuaire effectuant la tarification une bonne maîtrise de leur influence sur la prime technique de réassurance :

— La médiane a une inflence bien plus grande que le mode sur la prime technique obtenue dans le cadre d'une couverture des IPP pour cause de maladie. L'influence faible du mode sur la prime technique pourrait conduire au développement ultérieur d'une distribution de Kumaraswamy inflatée à deux paramètres (la médiane et la probabilité d'être en incapacité permanente à 100 % sachant que l'on est entré en incapacité permanente), au lieu de trois paramètres.

— L'écart entre le ratio ayant au numérateur la moyenne, celui ayant au numérateur le quantile 95 %, et celui ayant au numérateur le quantile 5 %, est proportionnellement stable selon la médiane de la distribution des degrés d'IPP pour cause de maladie, et selon le quantile 25 % de la distribution des degrés d'IPP pour cause d'accident. Ainsi, l'évolution de ces paramètres n'ajoute pas de sur-volatilité à la prime technique de réassurance, ce qui rend plus aisée pour l'actuaire la compréhension et l'anticipation de leur influence sur la prime technique.

## 4.4 Pistes de réflexion et d'amélioration en vue de développements ultérieurs

Dans le cadre de futurs développements du modèle, nous pouvons suggérer les pistes de réflexion suivantes.

— La méthode développée dans la section 3 nécessite d'avoir des informations sur les degrés d'incapacité observés historiquement dans le portefeuille d'assurés pour lequel nous devons effectuer la tarification, tels que les effectifs selon des intervalles de degrés d'incapacité permanente. Dans un cadre pratique d'utilisation du modèle à des fins de tarification de contrats de réassurance, nous devons être en mesure de procéder à la tarification sans informations sur les degrés d'incapacité historiques observés dans un portefeuille donné, ou avec des informations peu exploitables (par exemple, une liste comprenant seulement 2 degrés d'incapacité permanente observés sur les 5 dernières années d'existence du portefeuille). La problématique est alors de fixer les paramètres des distributions de Kumaraswamy. A cet effet, nous pouvons utiliser les paramètres obtenus pour un large portefeuille jugé représentatif du marché de l'assurance dans une zone géographique considérée et pour un produit

d'assurance donné. Pour chaque assuré, les paramètres sont ensuite ajustés selon leur âge et leur CSP, d'après la méthode développée dans la section 3.3.3.4. Nous pouvons ainsi obtenir une prime technique de réassurance pour un portefeuille dont la composition diffère du portefeuille de référence en termes d'âges et de CSP.

— D'autres schémas de paiement du programme d'assurance original (présenté dans la section 1.5), plus atypiques, pourraient être considérés. Plus précisément, le modèle pourrait être adapté pour toute fonction donnant le pourcentage de capital versé selon le degré d'incapacité permanente. Cela s'implémente très facilement dans le modèle construit, mais nécessite la réalisation d'autres tests de sensibilité que ceux menés dans la section 4, afin de nourrir une compréhension satisfaisante de l'influence de cette fonction sur la prime technique de réassurance.

— Le modèle construit nécessite que la cédante communique au réassureur des profils d'assurés individuels : le dernier profil disponible, ainsi que des profils historiques. Il se peut cependant que la cédante communique des profils agrégés (par tranche d'âge et/ou de capital assuré, par exemple) au lieu de profils individuels. Il conviendrait de développer une méthode pour traiter ce type de profil dans le cadre du modèle construit. Parmi les approches qui pourraient être suivies, nous pourrions recréer des profils individuels à partir des profils agrégés, sur base d'une pyramide des âges appropriée ou d'une distribution des capitaux assurés. Déterminer une distribution des capitaux assurés est toutefois très complexe, en raison des divergences qui peuvent exister entre deux portefeuilles d'assurés ou deux produits d'assurance. Une réflexion devra être amorcée sur cette problématique lors de travaux ultérieurs.

— Nous rappelons que le modèle construit s'appuie sur des statistiques françaises d'entrée en incapacité permanente (voir section 2.2), ainsi que sur des avis de médecins du travail belges (voir section 2.3). Outre le fait qu'un avis d'expert est par essence sujet à controverses, nous devons être vigilants pour étendre la pertinence géographique du modèle construit. Les notions d'incapacité permanente et de consolidation du degré d'incapacité cachent en effet une diversité de définitions d'un pays à l'autre. Lorsque nous travaillerons sur un marché donné, nous devrons privilégier des statistiques locales d'entrée en

IPP, et des avis d'experts locaux qui seront confrontés à ceux recueillis dans le cadre de ce mémoire.

# Conclusion

Dans un objectif de tarification des contrats de réassurance en excédent de sinistre par risque, nous avons construit un modèle de fréquence-sévérité pour le risque d'incapacité professionnelle permanente. Afin d'exploiter davantage d'informations fournies par les cédantes que dans le modèle actuellement utilisé chez QBE Re, nous avons cherché à exprimer le capital versé par le réassureur comme fonction du degré d'incapacité professionnelle permanente, ce que ne permettait pas le modèle utilisé classiquement chez QBE Re. Pour construire le modèle de fréquence, nous nous sommes appuyés sur des probabilités d'entrée en incapacité professionnelle permanente, construites à partir de statistiques nationales françaises. Pour construire le modèle de sévérité, nous avons exploité des avis d'experts collectés auprès de médecins du travail belges, ainsi que des informations communiquées par certaines cédantes, à savoir des effectifs par intervalle de degrés d'incapacité, et des profils individuels indiquant l'âge, le sexe, la CSP et le capital assuré des invididus du portefeuille considéré. Les avis d'experts recueillis, associés à des contraintes d'interprétabilité des paramètres, nous ont conduit à choisir une distribution de mélange Kumaraswamy avec une nouvelle paramétrisation pour modéliser le degré d'incapacité professionnelle permanente d'un individu entré en incapacité professionnelle permanente. Nous avons utilisé la sinistralité historique communiquée par les cédantes, afin de calibrer le nombre de sinistres attendu à partir des profils individuels sur le nombre de sinistres observé dans une tranche de réassurance de référence, à l'aide du principe de « mise en *As-If* » des sinistres et des capitaux assurés historiques. Nous avons enfin conduit des tests de sensibilité sur les seuils du programme d'assurance et sur les paramètres retenus pour la distribution des degrés d'incapacité, et énoncé les principales pistes de réflexion et d'amélioration en vue de développements ultérieurs du modèle.

Le travail réalisé dans le cadre de ce mémoire m'a permis de me confronter à des enjeux et des contraintes spécifiques à la réassurance, notamment en matière de données disponibles pour effectuer la tarification d'un contrat. Le mémoire d'actuariat

a donc été pour moi une étape clé du passage d'un contexte académique à un environnement professionnel. Il m'a également démontré que le monde de l'actuariat et celui de la réassurance sont un apprentissage permanent jalonné de réflexions sur les méthodes de travail, parfois déroutantes mais toujours stimulantes. Ce fut pour moi un privilège d'effectuer mon alternance au sein de QBE Re, où j'ai pu bénéficier d'un environnement de travail bienveillant, de formations à la réassurance d'une grande qualité, et d'un encadrement remarquable de mon tuteur, Benjamin Vanaerde, grâce à qui je me suis senti comme un collaborateur, et non comme un stagiaire. Au lendemain de mon parcours académique à l'ISFA, je suis enthousiaste à l'idée de découvrir plus amplement le monde de l'actuariat, et de nourrir ma curiosité par de nouvelles réflexions au gré des rencontres.

## Bibliographie


[1] Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018, https ://www.insee.fr/fr/statistiques/2489546.

[2] Lexique du Site Web « previssima.fr », https ://www.previssima.fr.

[3] Nonlinear constraints with a modified constroptim, https ://www.r-bloggers.com/nonlinear-constraints-with-a-modified-constroptim/.

[4] Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016, https ://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2841340/pact01.xls.

[5] Site Web du Centre National de Ressources Textuelles et Lexicales, https ://www.cnrtl.fr/definition/invalidité.

[6] Site Web du Service Public, https ://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/f13093.

[7] Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN, http ://www.risquesprofessionnels.ameli.fr.

[8] Alexios Ghalanos et Stefan Theussl. Rsolnp : General Non-Linear Optimization, 2015. R package version 2.10.0.

[9] Victor Gillier. Calibration avancée du modèle de tarification à l'exposition dans le cadre de la réassurance incendie par risque. 2019.

[10] Catherine Abou El Khair. La dépression de plus en plus reconnue comme maladie professionnelle, https ://www.lexpress.fr/emploi/gestion-carriere/la-depression-de-plus-en-plus-reconnue-comme-maladie-professionnelle_1813312.html. 18/07/2016.

[11] Poondi Kumaraswamy. A generalized probability density function for double-bounded random processes. Journal of Hydrology, 46, mars 1980.

[12] Anne Pellerin. Une autre méthode de tarification des traités CAT XL par évènement en réassurance vie. 2019.

[13] Joseph Lee Petersen. Estimating the parameters of a pareto distribution introducing a quantile regression method. University of Montana Press, 2000.

[14] Christian Y. Robert. Cours de théorie des valeurs extrêmes donné à l'ISFA, 2019.

[15] Stijn Desmedt, Mohammed Snoussi. Property per risk : Proposal for an alternative solution. 2007.

[16] Jean-François Wahlin. La Réassurance. 2007.

# A. Annexe 1

Les six pages suivantes présentent un aperçu des données du document « Statistiques de sinistralité 2016 tous CTN et par CTN » (source Sécurité sociale) pour les 9 CTN regroupés et pour le CTN H (activités de services I (banques, assurances, administrations. . . ).

**ACCIDENTS DE TRAVAIL ANNEE 2016**

**CTN : 9CTN** — **ENSEMBLE DES NEUF GRANDES BRANCHES D'ACTIVITE**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **Nombre de salariés :** | **18 529 736** | **Indice de fréquence :** | **33,8** |
| **Nombre d'accidents de travail en premier règlement :** | **626 227** | **Taux de fréquence :** | **22,7** |
| ***dont avec au moins 4 jours d'arrêt :*** | ***566 634*** | **Taux de gravité :** | **1,5** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes :** | **34 202** | **Indice de gravité :** | **12,7** |
| **Nombre de décès :** | **514** | **Nombre d'établissements :** | **2 200 676** |
| **Nombre de journées perdues :** | **40 609 078** | | |

| | Nombre d'AT en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|
| **REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 Moins de 20 ans | 23 036 | 326 | 9 | 638 095 |
| 3 de 20 à 24 ans | 78 868 | 1 491 | 18 | 2 981 475 |
| 4 de 25 à 29 ans | 89 145 | 2 515 | 30 | 4 384 258 |
| 5 de 30 à 34 ans | 83 592 | 3 418 | 26 | 5 024 107 |
| 6 de 35 à 39 ans | 74 253 | 3 699 | 48 | 5 073 150 |
| 7 de 40 à 49 ans | 148 294 | 10 307 | 130 | 11 375 412 |
| 8 de 50 à 59 ans | 115 311 | 10 883 | 208 | 9 838 146 |
| 9 de 60 à 64 ans | 11 662 | 1 283 | 33 | 1 091 092 |
| 10 65 ans et plus | 2 066 | 280 | 12 | 203 343 |
| **REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 masculin | 400 825 | 22 729 | 466 | 25 473 609 |
| 2 féminin | 225 402 | 11 473 | 48 | 15 135 469 |
| **REPARTITION SUIVANT LA QUALIFICATION PROFESSIONNELLE** | | | | |
| 1 Non précisé | 34 190 | 1 884 | 32 | 2 351 613 |
| 2 Cadres, techniciens, a.m. | 34 690 | 2 260 | 49 | 2 393 877 |
| 3 Employés | 203 750 | 9 273 | 62 | 13 419 649 |
| 4 Apprentis | 10 617 | 175 | 3 | 309 805 |
| 5 Elèves | 153 | 4 | 0 | 8 223 |
| 6 Ouvriers non qualifiés | 82 552 | 4 355 | 44 | 5 692 652 |
| 7 Ouvriers qualifiés | 165 399 | 11 169 | 175 | 11 839 010 |
| 8 Divers | 3 552 | 153 | 2 | 234 938 |
| Non codés | 91 324 | 4 929 | 147 | 4 359 311 |
| **REPARTITION SUIVANT LA NATURE DES LESIONS** | | | | |
| 1 Nature inconnue ou non précisée | 33 516 | 2 901 | 335 | 3 827 847 |
| 2 Blessures superficielles | 44 362 | 1 574 | 1 | 1 954 197 |
| 3 Plaies ouvertes | 61 252 | 2 685 | 2 | 1 826 408 |
| 4 Autres plaies et blessures superficielles | 13 561 | 610 | 0 | 517 978 |
| 5 Fractures fermées | 26 956 | 4 243 | 7 | 3 622 694 |
| 6 Fractures ouvertes | 3 436 | 825 | 1 | 509 696 |
| 7 Autres fractures osseuses | 1 882 | 285 | 1 | 230 658 |
| 8 Luxations et sub-luxations | 12 221 | 835 | 0 | 1 008 805 |
| 9 Entorses et foulures | 76 797 | 2 803 | 1 | 4 531 740 |
| 10 Autres luxations, entorses, foulures | 4 558 | 316 | 0 | 341 433 |
| 11 Amputations traumatiques | 1 206 | 666 | 0 | 181 255 |
| 12 Commotions et traumatismes internes | 69 682 | 3 070 | 15 | 4 285 861 |
| 13 Traumatismes internes | 146 502 | 6 427 | 21 | 9 099 651 |
| 14 Autres commotions, traumatismes internes | 7 808 | 441 | 8 | 533 376 |
| 15 Brûlures (thermiques) | 4 985 | 120 | 1 | 133 050 |
| 16 Brûlures chimiques (corrosions) | 1 633 | 55 | 1 | 53 576 |
| 17 Gelures | 18 | 1 | 0 | 1 263 |
| 18 Autres brûlures et gelures | 707 | 28 | 0 | 20 630 |
| 19 Empoisonnements aigus | 40 | 4 | 1 | 3 084 |
| 20 Infections aiguës | 289 | 9 | 1 | 10 218 |
| 21 Autres empoisonnements, infections | 245 | 9 | 0 | 6 674 |
| 22 Asphyxies | 99 | 4 | 1 | 2 957 |
| 23 Noyades et submersions non mortelles | 3 | 0 | 0 | 27 |
| 24 Autres noyades et asphyxies | 28 | 0 | 0 | 416 |
| 25 Perte auditive aiguë | 30 | 6 | 0 | 1 555 |
| 26 Effets de la pression (barotrauma) | 123 | 8 | 0 | 2 416 |
| 27 Autres effets bruit, vibrations et pression | 43 | 9 | 0 | 1 221 |
| 28 Chaleur et coups de soleil | 26 | 6 | 0 | 2 544 |
| 29 Effets des radiations (non thermiques) | 16 | 0 | 0 | 437 |
| 30 Effets du froid | 8 | 0 | 0 | 236 |
| 31 Autres effets t°, lumière, radiations | 46 | 4 | 0 | 1 664 |
| 32 Chocs suite à agressions et menaces | 1 551 | 173 | 1 | 202 167 |
| 33 Chocs traumatiques | 77 182 | 3 964 | 22 | 5 140 488 |
| 34 Autres chocs | 8 448 | 425 | 6 | 523 280 |
| 35 Blessures multiples | 8 089 | 734 | 35 | 775 037 |
| 36 Autres blessures déterminées non classées | 18 879 | 962 | 53 | 1 254 539 |
| **REPARTITION SUIVANT LE SIEGE DES LESIONS** | | | | |
| 1 Localisation de la blessure non déterminée | 25 528 | 2 438 | 330 | 3 396 251 |
| 2 Tête, sans autre spécification | 27 905 | 1 317 | 36 | 1 019 780 |
| 3 Cou, dont colonne vertébrale et vertèbres du cou | 17 043 | 963 | 0 | 1 067 250 |
| 4 Dos, dont colonne vertébrale et vertèbres du dos | 133 752 | 4 895 | 2 | 7 981 102 |
| 5 Torse et organes, sans autre spécification | 18 131 | 477 | 37 | 795 154 |
| 6 Membres supérieurs, sans autre spécification | 207 710 | 14 778 | 2 | 12 923 770 |
| 7 Membres inférieurs, sans autre spécification | 152 066 | 6 288 | 2 | 9 600 965 |
| 8 Ensemble du corps et endroits multiples | 36 009 | 2 654 | 77 | 3 242 645 |
| 9 Autres parties du corps blessées | 8 083 | 392 | 28 | 582 161 |

| | Nombre d'AT en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|
| **REPARTITION SUIVANT LE LIEU DE L'ACCIDENT** [1] | | | | |
| 1 Non précisé | 17 330 | 1 237 | 35 | 1 334 978 |
| 2 lieu de travail habituel | 352 987 | 17 535 | 149 | 22 598 237 |
| 3 lieu de travail occasionnel | 106 417 | 6 173 | 100 | 7 479 279 |
| 4 lieu du repas | 2 192 | 117 | 2 | 143 000 |
| 6 au cours du trajet entre le travail et le lieu du repas | 1 | 0 | 0 | 48 |
| 7 au cours d'un déplacement pour l'employeur | 33 832 | 2 064 | 75 | 2 446 449 |
| 8 Non codés | 53 875 | 7 076 | 153 | 6 607 087 |
| **REPARTITION SUIVANT LE TYPE DE LIEU DE L'ACCIDENT** [1] | | | | |
| 1 Site industriel | 142 118 | 8 039 | 88 | 8 800 312 |
| 2 Chantier, construction, carrière, mine à ciel ouvert | 60 322 | 4 021 | 73 | 4 376 369 |
| 3 Lieu pour agriculture, élevage, pisciculture, zone forest. | 2 612 | 92 | 1 | 124 031 |
| 4 Lieu d'activité tertiaire, bureau, divertissement, divers | 104 218 | 4 686 | 38 | 6 615 307 |
| 5 Établissement de soins | 43 120 | 1 714 | 4 | 2 830 397 |
| 6 Lieu public | 36 289 | 2 382 | 78 | 2 841 059 |
| 7 Domicile | 22 294 | 1 205 | 14 | 1 731 204 |
| 8 Lieu d'activité sportive | 8 995 | 298 | 0 | 423 891 |
| 9 En l'air, en hauteur - à l'exclusion des chantiers | 1 328 | 40 | 3 | 78 939 |
| 10 Sous terre - à l'exclusion des chantiers | 92 | 6 | 0 | 6 268 |
| 11 Sur l'eau - à l'exclusion des chantiers | 441 | 20 | 3 | 33 217 |
| 12 En milieu hyperbare - à l'exclusion des chantiers | 18 | 1 | 1 | 1 513 |
| 13 Autre ou sans information | 90 911 | 4 621 | 58 | 6 139 036 |
| 14 Non codés | 53 876 | 7 077 | 153 | 6 607 535 |
| **REPARTITION SUIVANT LA DEVIATION** [1] | | | | |
| 1 Problème électrique, explosion, feu | 1 204 | 106 | 16 | 78 829 |
| 2 Débordement, renversement, fuite, etc. | 4 178 | 130 | 3 | 134 343 |
| 3 Éclatement, glissade, chute, etc. d'agent matériel | 25 564 | 1 561 | 22 | 1 667 048 |
| 4 Perte de contrôle | 103 527 | 5 925 | 76 | 5 611 658 |
| 5 Glissade ou trébuchement avec chute | 94 214 | 6 508 | 42 | 8 161 691 |
| 6 Mouvement corps sans contrainte | 86 017 | 3 800 | 16 | 4 827 338 |
| 7 Mouvement corps avec contrainte | 144 432 | 5 885 | 8 | 9 421 341 |
| 8 Surprise, violence, agression, menace, etc. | 14 703 | 962 | 23 | 1 303 964 |
| 9 Autre ou sans information | 38 919 | 2 248 | 155 | 2 795 331 |
| Non codés | 53 876 | 7 077 | 153 | 6 607 535 |
| **REPARTITION SUIVANT L'AGENT MATERIEL DE LA DEVIATION** [1] | | | | |
| 1 Bâtiments, surfaces à niveau | 79 732 | 4 388 | 19 | 5 871 827 |
| 2 Bâtiments, constructions, surfaces hauteur | 37 995 | 2 754 | 21 | 3 439 915 |
| 3 Bâtiments, constructions, surfaces profondeur | 550 | 46 | 5 | 52 580 |
| 4 Dispositifs de distribution de matière | 1 319 | 79 | 1 | 78 440 |
| 5 Moteurs, dispositifs transmis./stockage énergie | 1 706 | 148 | 3 | 114 281 |
| 6 Outils à main non motorisés | 24 656 | 905 | 4 | 783 679 |
| 7 Outils mécaniques tenus main | 8 516 | 619 | 0 | 431 275 |
| 8 Outils à main, sans précision sur motorisation | 746 | 62 | 1 | 34 263 |
| 9 Machines, équipements portables ou mobiles | 2 418 | 190 | 2 | 188 666 |
| 10 Machines et équipements fixes | 14 167 | 1 161 | 2 | 744 514 |
| 11 Dispositifs convoyage, transport, stockage | 40 335 | 2 063 | 15 | 2 689 341 |
| 12 Véhicules terrestres | 19 622 | 1 489 | 57 | 1 601 290 |
| 13 Autres véhicules de transport | 1 164 | 47 | 5 | 55 890 |
| 14 Matériaux, objets, produits, bris, poussières, etc. | 98 947 | 4 556 | 16 | 5 882 439 |
| 15 Substances chimiques, explosives, radioactives… | 2 722 | 79 | 6 | 89 893 |
| 16 Dispositifs et équipements de sécurité | 188 | 15 | 0 | 16 620 |
| 17 Equipements bureau, sport, armes, domestiques… | 14 235 | 664 | 4 | 880 787 |
| 18 Organismes vivants et êtres humains | 38 168 | 1 816 | 17 | 2 880 405 |
| 19 Déchets en vrac | 468 | 30 | 0 | 26 181 |
| 20 Phénomènes physiques, éléments naturels | 573 | 41 | 2 | 35 264 |
| 99 Autre ou sans information | 124 531 | 5 973 | 181 | 8 103 993 |
| Non codés | 53 876 | 7 077 | 153 | 6 607 535 |
| **REPARTITION SUIVANT L'ACTIVITE PHYSIQUE SPECIFIQUE** [1] | | | | |
| 1 Opération de machine | 11 495 | 1 187 | 10 | 714 418 |
| 2 Travail avec des outils à main | 45 085 | 2 286 | 13 | 1 923 515 |
| 3 Conduite/présence moyen de transport-manutention… | 26 732 | 1 784 | 77 | 2 006 707 |
| 4 Manipulation d'objets | 120 938 | 5 896 | 30 | 7 228 139 |
| 5 Transport manuel | 102 970 | 4 658 | 9 | 6 870 394 |
| 6 Mouvement | 154 782 | 8 030 | 73 | 11 153 504 |
| 7 Présence | 22 042 | 1 347 | 84 | 1 795 077 |
| 9 Autre ou sans information | 28 714 | 1 937 | 65 | 2 309 789 |
| Non codés | 53 876 | 7 077 | 153 | 6 607 535 |
| **REPARTITION SUIVANT LA MODALITE DE LA BLESSURE** [1] | | | | |
| 1 Contact courant électrique, t°, substance dangereuse | 9 252 | 290 | 18 | 320 555 |
| 2 Noyade, ensevelissement, enveloppement | 59 | 5 | 4 | 5 103 |
| 3 Écrasement mouvement vertical ou horizontal | 92 730 | 6 486 | 48 | 8 008 920 |
| 4 Heurt par objet en mouvement | 39 578 | 2 419 | 66 | 2 532 374 |
| 5 Contact agent matériel coupant, pointu, etc. | 66 083 | 3 193 | 8 | 2 528 639 |
| 6 Coincement, écrasement, etc. | 27 075 | 2 148 | 18 | 1 577 270 |
| 7 Contrainte du corps, contrainte psychique | 239 077 | 10 049 | 30 | 15 920 257 |
| 8 Morsure, coup de pied, etc. | 8 044 | 476 | 7 | 626 216 |
| 9 Autre ou sans information | 30 860 | 2 059 | 162 | 2 482 209 |
| Non codés | 53 876 | 7 077 | 153 | 6 607 535 |

*(1) Nombre d'AT avec un 1er règlement en 2016 et ayant eu au moins 4 jours d'arrêt en 2016*

## ACCIDENTS DE TRAJET ANNEE 2016

### ENSEMBLE DES NEUF GRANDES BRANCHES D'ACTIVITE

| | |
|---|---|
| **Nombre de salariés** | **18 529 736** |
| **Nombre d'accidents avec 1er règlement** | **87 454** |
| ***dont avec au moins 4 jours d'arrêt :*** | ***75 046*** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes** | **6 178** |
| **Nombre de décès** | **249** |
| **Nombre de journées perdues par I.T.** | **6 025 088** |

#### REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME

| | | Nombre d'accidents en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | Moins de 20 ans | 6 019 | 151 | 19 | 256 999 |
| 3 | de 20 à 24 ans | 12 922 | 438 | 37 | 608 344 |
| 4 | de 25 à 29 ans | 12 920 | 598 | 34 | 727 457 |
| 5 | de 30 à 34 ans | 11 163 | 669 | 24 | 738 833 |
| 6 | de 35 à 39 ans | 9 618 | 690 | 24 | 714 451 |
| 7 | de 40 à 49 ans | 17 842 | 1 662 | 62 | 1 478 521 |
| 8 | de 50 à 59 ans | 14 552 | 1 627 | 40 | 1 274 877 |
| 9 | de 60 à 64 ans | 2 098 | 288 | 7 | 191 864 |
| 10 | 65 ans et plus | 320 | 55 | 2 | 33 742 |

#### REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Masculin | 39 931 | 3 133 | 197 | 3 118 990 |
| 2 | Féminin | 47 523 | 3 045 | 52 | 2 906 098 |

#### REPARTITION SUIVANT LA QUALIFICATION PROFESSIONNELLE

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Non précisé | 5 386 | 379 | 12 | 386 780 |
| 2 | Cadres, techniciens, a.m. | 8 988 | 750 | 23 | 555 383 |
| 3 | Employés | 30 136 | 1 990 | 51 | 2 154 918 |
| 4 | Apprentis | 3 161 | 76 | 9 | 139 981 |
| 5 | Elèves | 53 | 1 | 0 | 2 676 |
| 6 | Ouvriers non qualifiés | 7 072 | 494 | 21 | 626 956 |
| 7 | Ouvriers qualifiés | 8 261 | 827 | 45 | 825 235 |
| 8 | Divers | 465 | 29 | 3 | 34 861 |
| | Non codés | 23 932 | 1 632 | 85 | 1 298 298 |

#### REPARTITION SUIVANT LA NATURE DES LESIONS

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Nature inconnue ou non précisée | 4 656 | 510 | 151 | 583 557 |
| 2 | Blessures superficielles | 5 033 | 207 | 1 | 220 576 |
| 3 | Plaies ouvertes | 1 685 | 113 | 2 | 82 302 |
| 4 | Autres plaies et blessures superficielles | 991 | 57 | 0 | 51 593 |
| 5 | Fractures fermées | 7 494 | 1 396 | 4 | 1 188 587 |
| 6 | Fractures ouvertes | 625 | 206 | 3 | 164 523 |
| 7 | Autres fractures osseuses | 430 | 73 | 1 | 74 750 |
| 8 | Luxations et sub-luxations | 1 425 | 118 | 0 | 111 717 |
| 9 | Entorses et foulures | 13 799 | 597 | 0 | 710 615 |
| 10 | Autres luxations, entorses, foulures | 439 | 25 | 0 | 25 785 |
| 11 | Amputations traumatiques | 32 | 7 | 0 | 8 013 |
| 12 | Commotions et traumatismes internes | 10 573 | 512 | 9 | 537 690 |
| 13 | Traumatismes internes | 18 814 | 895 | 13 | 944 372 |
| 14 | Autres commotions, traumatismes internes | 926 | 57 | 1 | 57 365 |
| 15 | Brûlures (thermiques) | 60 | 0 | 0 | 1 756 |
| 16 | Brûlures chimiques (corrosions) | 10 | 0 | 0 | 505 |
| 17 | Gelures | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 18 | Autres brûlures et gelures | 16 | 0 | 0 | 473 |
| 19 | Empoisonnements aigus | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 20 | Infections aiguës | 3 | 0 | 0 | 147 |
| 21 | Autres empoisonnements, infections | 2 | 0 | 0 | 9 |
| 22 | Asphyxies | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 23 | Noyades et submersions non mortelles | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 24 | Autres noyades et asphyxies | 1 | 0 | 1 | 0 |
| 25 | Perte auditive aiguë | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 26 | Effets de la pression (barotrauma) | 4 | 0 | 0 | 16 |
| 27 | Autres effets bruit, vibrations et pression | 3 | 0 | 0 | 269 |
| 28 | Chaleur et coups de soleil | 0 | 2 | 0 | 24 |
| 29 | Effets des radiations (non thermiques) | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 30 | Effets du froid | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 31 | Autres effets t°, lumière, radiations | 1 | 0 | 0 | 163 |
| 32 | Chocs suite à agressions et menaces | 150 | 10 | 0 | 12 786 |
| 33 | Chocs traumatiques | 12 963 | 770 | 19 | 708 991 |
| 34 | Autres chocs | 1 151 | 57 | 2 | 58 814 |
| 35 | Blessures multiples | 4 116 | 457 | 25 | 365 562 |
| 36 | Autres blessures déterminées non classées | 2 052 | 109 | 17 | 114 128 |

#### REPARTITION SUIVANT LE SIEGE DES LESIONS

| | | Nombre d'accidents en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Localisation de la blessure non déterminée | 3 949 | 451 | 152 | 547 714 |
| 2 | Tête, sans autre spécification | 3 220 | 250 | 22 | 178 991 |
| 3 | Cou, dont colonne vertébrale et vertèbres du cou | 12 292 | 640 | 0 | 496 904 |
| 4 | Dos, dont colonne vertébrale et vertèbres du dos | 8 100 | 468 | 0 | 477 825 |
| 5 | Torse et organes, sans autre spécification | 3 076 | 149 | 3 | 159 242 |
| 6 | Membres supérieurs, sans autre spécification | 14 109 | 1 344 | 5 | 1 157 447 |
| 7 | Membres inférieurs, sans autre spécification | 24 295 | 1 433 | 1 | 1 681 140 |
| 8 | Ensemble du corps et endroits multiples | 16 792 | 1 360 | 58 | 1 228 588 |
| 9 | Autres parties du corps blessées | 1 621 | 83 | 8 | 97 237 |

#### REPARTITION SUIVANT LA DEVIATION [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Problème électrique, explosion, feu | 38 | 2 | 0 | 1 943 |
| 2 | Débordement, renversement, fuite, etc. | 27 | 4 | 1 | 2 181 |
| 3 | Éclatement, glissade, chute, etc. d'agent matériel | 748 | 73 | 1 | 55 370 |
| 4 | Perte de contrôle | 34 358 | 2 580 | 125 | 2 477 789 |
| 5 | Glissade ou trébuchement avec chute | 11 972 | 690 | 2 | 892 241 |
| 6 | Mouvement corps sans contrainte | 2 985 | 174 | 5 | 194 818 |
| 7 | Mouvement corps avec contrainte | 2 874 | 102 | 0 | 168 477 |
| 8 | Surprise, violence, agression, menace, etc. | 1 477 | 120 | 2 | 120 828 |
| 9 | Autre ou sans information | 5 293 | 369 | 26 | 397 973 |
| | Non codés | 15 274 | 2 064 | 87 | 1 713 468 |

#### REPARTITION SUIVANT L'AGENT MATERIEL DE LA DEVIATION [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Bâtiments, surfaces à niveau | 11 756 | 662 | 2 | 810 099 |
| 2 | Bâtiments, constructions, surfaces hauteur | 3 836 | 172 | 1 | 274 094 |
| 3 | Bâtiments, constructions, surfaces profondeur | 26 | 1 | 0 | 3 265 |
| 4 | Dispositifs de distribution de matière | 9 | 0 | 0 | 635 |
| 5 | Moteurs, dispositifs transmis./stockage énergie | 16 | 0 | 0 | 686 |
| 6 | Outils à main non motorisés | 19 | 1 | 0 | 722 |
| 7 | Outils mécaniques tenus main | 3 | 1 | 0 | 92 |
| 8 | Outils à main, sans précision sur motorisation | 1 | 0 | 0 | 154 |
| 9 | Machines, équipements portables ou mobiles | 33 | 2 | 1 | 3 190 |
| 10 | Machines et équipements fixes | 9 | 1 | 0 | 330 |
| 11 | Dispositifs convoyage, transport, stockage | 178 | 10 | 0 | 10 025 |
| 12 | Véhicules terrestres | 32 469 | 2 549 | 121 | 2 397 981 |
| 13 | Autres véhicules de transport | 383 | 26 | 1 | 26 155 |
| 14 | Matériaux, objets, produits, bris, poussières, etc. | 289 | 16 | 0 | 16 405 |
| 15 | Substances chimiques, explosives, radioactives… | 5 | 0 | 1 | 145 |
| 16 | Dispositifs et équipements de sécurité | 15 | 1 | 0 | 770 |
| 17 | Equipements bureau, sport, armes, domestiques… | 59 | 10 | 1 | 4 715 |
| 18 | Organismes vivants et êtres humains | 1 918 | 117 | 5 | 143 493 |
| 19 | Déchets en vrac | 5 | 0 | 0 | 470 |
| 20 | Phénomènes physiques, éléments naturels | 62 | 1 | 0 | 3 275 |
| 99 | Autre ou sans information | 8 681 | 544 | 29 | 614 919 |
| | Non codés | 15 274 | 2 064 | 87 | 1 713 468 |

#### REPARTITION SUIVANT L'ACTIVITE PHYSIQUE SPECIFIQUE [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Opération de machine | 54 | 13 | 0 | 4 125 |
| 2 | Travail avec des outils à main | 31 | 3 | 0 | 1 552 |
| 3 | Conduite/présence moyen de transport-manutention… | 36 601 | 2 681 | 133 | 2 603 958 |
| 4 | Manipulation d'objets | 459 | 19 | 0 | 25 492 |
| 5 | Transport manuel | 136 | 11 | 0 | 7 939 |
| 6 | Mouvement | 17 316 | 1 018 | 9 | 1 257 142 |
| 7 | Présence | 795 | 67 | 5 | 68 871 |
| 9 | Autre ou sans information | 4 380 | 302 | 15 | 342 541 |
| | Non codés | 15 274 | 2 064 | 87 | 1 713 468 |

#### REPARTITION SUIVANT LA MODALITE DE LA BLESSURE [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Contact courant électrique, t°, substance dangereuse | 134 | 9 | 1 | 10 748 |
| 2 | Noyade, ensevelissement, enveloppement | 4 | 0 | 0 | 37 |
| 3 | Écrasement mouvement vertical ou horizontal | 20 943 | 1 296 | 31 | 1 532 981 |
| 4 | Heurt par objet en mouvement | 19 091 | 1 648 | 76 | 1 422 063 |
| 5 | Contact agent matériel coupant, pointu, etc. | 1 056 | 55 | 5 | 69 858 |
| 6 | Coincement, écrasement, etc. | 446 | 41 | 2 | 34 282 |
| 7 | Contrainte du corps, contrainte psychique | 10 644 | 508 | 15 | 662 269 |
| 8 | Morsure, coup de pied, etc. | 668 | 46 | 1 | 54 101 |
| 9 | Autre ou sans information | 6 786 | 511 | 31 | 525 281 |
| | Non codés | 15 274 | 2 064 | 87 | 1 713 468 |

*(1) Nombre d'accidents avec un 1er règlement en 2016 et ayant eu au moins 4 jours d'arrêt en 2016*

CTN 9CTN : ENSEMBLE DES NEUF GRANDES BRANCHES D'ACTIVITE

**MALADIES PROFESSIONNELLES ANNEE 2016**

**CTN : 9CTN** — **ENSEMBLE DES NEUF GRANDES BRANCHES D'ACTIVITE**

| | |
|---|---|
| **Nombre de salariés** | **18 529 736** |
| **Nombre de maladies avec 1er règlement** | **48 762** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes (taux compris entre 1% et 100%)** | **24 499** |
| **Nombre de décès** | **382** |
| **Nombre de journées perdues par incapacité temporaire** | **10 903 558** |

| | | Nombre de MP avec 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| | **REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 | Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | Moins de 20 ans | 60 | 7 | 0 | 5 874 |
| 3 | de 20 à 24 ans | 510 | 91 | 0 | 73 327 |
| 4 | de 25 à 29 ans | 1 263 | 277 | 0 | 255 831 |
| 5 | de 30 à 34 ans | 2 478 | 745 | 1 | 597 665 |
| 6 | de 35 à 39 ans | 3 880 | 1 403 | 1 | 972 689 |
| 7 | de 40 à 49 ans | 14 465 | 6 271 | 15 | 3 734 899 |
| 8 | de 50 à 59 ans | 21 140 | 11 627 | 94 | 4 924 108 |
| 9 | de 60 à 64 ans | 2 350 | 1 706 | 56 | 323 787 |
| 10 | 65 ans et plus | 2 616 | 2 372 | 215 | 15 378 |
| | **REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 | Masculin | 24 734 | 13 828 | 373 | 5 196 716 |
| 2 | Féminin | 24 028 | 10 671 | 9 | 5 706 842 |

| | | Nombre de MP avec 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| | **REPARTITION SELON LA PROFESSION** | | | | |
| 1 | Agriculteurs | 100 | 37 | 0 | 23 336 |
| 2 | Artisans | 15 326 | 8 607 | 251 | 3 165 477 |
| 3 | Conducteurs | 8 110 | 4 043 | 62 | 1 951 776 |
| 4 | Dirigeants | 245 | 128 | 2 | 63 395 |
| 5 | Employés | 2 051 | 979 | 3 | 493 378 |
| 6 | Employés non qualifiés | 12 252 | 5 898 | 36 | 2 849 029 |
| 7 | Personnels de service | 8 644 | 3 701 | 4 | 1 957 350 |
| 8 | Professions intermédiaires | 1 528 | 816 | 18 | 291 048 |
| 9 | Spécialistes des sciences | 476 | 260 | 6 | 94 700 |
| 10 | Professions militaires | 12 | 9 | 0 | 1 535 |
| 11 | Non précisé | 18 | 21 | 0 | 12 534 |
| | **REPARTITION SUIVANT LA DUREE D'EXPOSITION** | | | | |
| 1 | Non précisé | 2 686 | 1 397 | 22 | 689 395 |
| 2 | Moins de 6 mois | 586 | 216 | 1 | 126 625 |
| 3 | De 6 mois à un an | 849 | 348 | 0 | 191 435 |
| 4 | De 1 an à moins de 5 ans | 6 999 | 3 089 | 15 | 1 687 560 |
| 5 | De 5 an à moins de 10 ans | 7 578 | 3 578 | 22 | 1 893 782 |
| 6 | Plus de 10 ans | 30 064 | 15 871 | 322 | 6 314 761 |

**REPARTITION PAR MP**

| N° | Libellé | Nombre de MP avec 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| 001A | plomb | 3 | 3 | 0 | 1 155 |
| 002A | mercure | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 003A | tétrachloréthane | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 004A | benzène | 46 | 48 | 7 | 15 603 |
| 004B | affections/benzène toluène | 1 | 1 | 0 | 263 |
| 005A | phosphore | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 006A | rayonnements ionisants | 24 | 16 | 7 | 5 280 |
| 007A | Tétanos | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 008A | ciments | 43 | 13 | 0 | 8 490 |
| 009A | dérivés des hydrocarbures | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 010A | dermites par acide chromiques | 9 | 6 | 0 | 1 297 |
| 010B | acide chromique | 5 | 4 | 0 | 701 |
| 010T | cancer chromique | 12 | 9 | 4 | 1 016 |
| 011A | Intoxication / tétrachlorure de carbone | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 012A | dérivés hydrocarbures aliphatiques | 2 | 1 | 0 | 62 |
| 013A | hydrocarbures benzéniques | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 014A | dérivés phénol/pentachlorophénol | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 015A | Aff/amines aromatiques/sels/dérivés | 1 | 0 | 0 | 14 |
| 015B | allergique/amines hydroxylés | 12 | 2 | 0 | 1 385 |
| 015T | lésions de la vessie | 117 | 104 | 4 | 7 585 |
| 016A | goudrons houille | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 016B | cancers/les goudrons, huile de houille | 82 | 82 | 7 | 4 101 |
| 018A | Charbon | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 019A | Spirochétoses | 4 | 3 | 0 | 2 050 |
| 020A | arsenic | 0 | 0 | 0 | 125 |
| 020B | Cancer/arsenic | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 020T | Cancers/pyrites | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 021A | l'hydrogène arsénié | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 022A | Sulfocarbonisme | 1 | 0 | 0 | 157 |
| 023A | Nystagmus | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 024A | Brucelloses | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 025A | Pneumoconioses/silice | 199 | 187 | 4 | 13 803 |
| 026A | bromure de méthyle | 1 | 1 | 0 | 0 |
| 027A | chlorure de méthyle | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 028A | Ankylostomose | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 029A | Lésions/travaux où pression>pression atmos. | 1 | 0 | 0 | 308 |
| 030A | Aff/amiante | 2 436 | 2 320 | 118 | 14 286 |
| 030B | Cancer broncho-pulm./ amiante | 909 | 685 | 212 | 52 246 |
| 031A | MP/aminoglycosides | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 032A | fluor,l'acide fluorhydrique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 033A | béryllium | 5 | 4 | 0 | 67 |
| 034A | phosphates,pyrophosphates etc | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 036A | huiles etgraisse animale ou de synthèse | 26 | 6 | 0 | 3 511 |
| 036B | cancers peau/dérivé du pétrole | 1 | 2 | 0 | 942 |
| 037A | Aff.cutanées/oxydes et nickel | 13 | 3 | 0 | 2 590 |
| 037B | Aff.respi./oxydes et nickel | 0 | 0 | 0 | 131 |
| 037T | Aff.cancéreuses./oxydes et nickel | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 038A | chlorpromazine | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 039A | bioxyde de manganèse | 1 | 1 | 0 | 0 |
| 040A | bacille tuberculeux | 38 | 3 | 0 | 5 300 |
| 041A | pénicillines et céphalospornes | 1 | 0 | 0 | 114 |
| 042A | Surdité | 704 | 699 | 0 | 2 147 |
| 043A | Aff/aldéhyde et ses polymères | 14 | 5 | 0 | 2 359 |
| 043B | Aff. cancéreuses /aldéhyde formique | 1 | 2 | 0 | 157 |
| 044A | aff/ inhalation d'oxyde de fer | 7 | 7 | 0 | 459 |
| 044B | cancers/inhalation d'oxyde de fer | 2 | 1 | 1 | 0 |
| 045A | Hépatites virales | 3 | 1 | 0 | 1 944 |
| 046A | Mycoses cutanées | 1 | 1 | 0 | 181 |
| 047A | Bois | 80 | 53 | 7 | 15 808 |
| 049A | amines aliphatiques et alicycliques | 2 | 1 | 0 | 798 |
| 049B | affections respiratoires | 13 | 9 | 0 | 1 469 |
| 050A | Phenylhydrazine | 0 | 0 | 0 | 8 |
| 051A | résines époxydiques | 21 | 4 | 0 | 3 413 |
| 052A | chlorure de vinyle monomère | 1 | 0 | 1 | 0 |
| 053A | Affections dues aux rickettsies | 2 | 0 | 0 | 398 |
| 054A | Poliomyélites | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 055A | amibes | 0 | 0 | 0 | 366 |
| 056A | Rage | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 057A | Affections périarticulaires | 38 740 | 17 009 | 0 | 8 981 245 |
| 058A | Affections/ W à Hte température | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 059A | Intoxications/hexane | 2 | 0 | 0 | 466 |
| 061A | cadmium et ses composés | 2 | 1 | 0 | 454 |
| 061B | Cancer broncho-pulm./ cadmium | 1 | 1 | 1 | 0 |
| 062A | isocyanates organiques | 23 | 16 | 0 | 4 919 |
| 063A | Aff./enzymes | 0 | 0 | 0 | 22 |
| 064A | Intoxication par CO | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 065A | eczéma allergique | 235 | 52 | 0 | 28 085 |
| 066A | Aff. Respir./ allergie | 191 | 89 | 0 | 27 445 |
| 066B | Pneumopathies d'hypersensibilité | 7 | 4 | 0 | 2 113 |
| 067A | LésionsChlorure de potassium | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 068A | Tularémie | 0 | 0 | 0 | 361 |
| 069A | vibrations et chocs/machine | 127 | 102 | 0 | 35 291 |
| 070A | cobalt | 8 | 5 | 0 | 858 |
| 070B | Affec. respi.carbures métalliques | 3 | 2 | 0 | 486 |
| 070T | Affec. cancé. carbures métalliques | 4 | 3 | 0 | 440 |
| 071A | aff.oculaire/rayonnement thermique | 2 | 2 | 0 | 386 |
| 071B | Affections cancéreuses | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 072A | dérivés du nitrol et du glycérol | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 073A | antimoine et ses dérivés | 0 | 0 | 0 | 366 |
| 074A | furfural et l'alcool furfurylique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 075A | sélénium et dérivés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 076A | maladies nosocomiales | 129 | 2 | 0 | 1 499 |
| 077A | Périonyxis et onyxis | 2 | 1 | 0 | 506 |
| 078A | chlorure de sodium dans les mines de sel | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 079A | Lésions chr. du ménisque | 485 | 274 | 0 | 116 225 |
| 080A | Kératoconjonctivites virales | 0 | 1 | 0 | 40 |
| 081A | Aff.malignes/bis(chlorométhyle)éther | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 082A | Aff./le méthacrylate de méthyle | 7 | 0 | 0 | 1 054 |
| 083A | Lésions/travaux où pression<pression atmos. | 0 | 0 | 0 | 76 |
| 084A | Aff./solvants orga.liquides | 28 | 11 | 0 | 4 089 |
| 085A | N-méthyl N-nitro N… | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 086A | Pasteurelloses | 0 | 0 | 0 | 2 |
| 087A | Ornithose-Psittacose | 2 | 0 | 0 | 294 |
| 088A | Rouget du porc | 1 | 0 | 0 | 6 |
| 089A | halothane | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 090A | Aff.respi.inhalation textile végétal | 1 | 2 | 0 | 0 |
| 091A | BPCO du mineur de charbon | 4 | 4 | 0 | 0 |
| 092A | strptococcis suis | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 093A | lés.de l'œil par particules ds puit de mine | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 094A | BPCO du mineur de fer | 3 | 3 | 0 | 0 |
| 095A | Aff.allergique/latex | 10 | 8 | 0 | 1 182 |
| 096A | hantavirus | 0 | 0 | 0 | 365 |
| 097A | Aff. Rachis lombaire/vibrations | 482 | 302 | 0 | 195 709 |
| 098A | Aff. Rachis lombaire/manutention charges lourdes | 2 701 | 1 866 | 0 | 1 102 644 |
| Autres | Alinéa 4 | 718 | 452 | 9 | 224 840 |

**ACCIDENTS DE TRAVAIL ANNEE 2016**

**CTN : H** — **Activités de services I [banques, assurances, administrations…]**

| | | | |
|---|---|---|---|
| **Nombre de salariés :** | **4 493 982** | **Indice de fréquence :** | **11,0** |
| **Nombre d'accidents de travail en premier règlement :** | **49 243** | **Taux de fréquence :** | **7,8** |
| ***dont avec au moins 4 jours d'arrêt :*** | ***43 078*** | **Taux de gravité :** | **0,4** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes :** | **2 317** | **Indice de gravité :** | **3,6** |
| **Nombre de décès :** | **32** | **Nombre d'établissements :** | **359 996** |
| **Nombre de journées perdues :** | **2 510 824** | | |

| | Nombre d'AT en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|
| **REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 Moins de 20 ans | 1 412 | 20 | 1 | 31 245 |
| 3 de 20 à 24 ans | 7 713 | 104 | 1 | 232 614 |
| 4 de 25 à 29 ans | 6 958 | 142 | 3 | 273 310 |
| 5 de 30 à 34 ans | 5 268 | 192 | 2 | 258 256 |
| 6 de 35 à 39 ans | 5 054 | 207 | 2 | 269 105 |
| 7 de 40 à 49 ans | 11 080 | 609 | 6 | 638 986 |
| 8 de 50 à 59 ans | 10 071 | 853 | 14 | 690 178 |
| 9 de 60 à 64 ans | 1 524 | 156 | 3 | 105 550 |
| 10 65 ans et plus | 163 | 34 | 0 | 11 580 |
| **REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 masculin | 17 435 | 830 | 24 | 870 634 |
| 2 féminin | 31 808 | 1 487 | 8 | 1 640 190 |
| **REPARTITION SUIVANT LA QUALIFICATION PROFESSIONNELLE** | | | | |
| 1 Non précisé | 5 058 | 229 | 5 | 266 859 |
| 2 Cadres, techniciens, a.m. | 4 644 | 303 | 10 | 282 781 |
| 3 Employés | 20 483 | 853 | 8 | 1 088 882 |
| 4 Apprentis | 482 | 8 | 0 | 12 650 |
| 5 Elèves | 27 | 1 | 0 | 1 508 |
| 6 Ouvriers non qualifiés | 5 874 | 255 | 1 | 322 155 |
| 7 Ouvriers qualifiés | 2 642 | 134 | 0 | 142 777 |
| 8 Divers | 915 | 40 | 0 | 49 444 |
| Non codés | 9 118 | 494 | 8 | 343 768 |
| **REPARTITION SUIVANT LA NATURE DES LESIONS** | | | | |
| 1 Nature inconnue ou non précisée | 2 969 | 226 | 24 | 233 690 |
| 2 Blessures superficielles | 3 168 | 101 | 0 | 107 576 |
| 3 Plaies ouvertes | 2 507 | 100 | 0 | 60 360 |
| 4 Autres plaies et blessures superficielles | 732 | 24 | 0 | 27 063 |
| 5 Fractures fermées | 2 090 | 343 | 0 | 232 498 |
| 6 Fractures ouvertes | 174 | 34 | 0 | 21 502 |
| 7 Autres fractures osseuses | 148 | 25 | 0 | 11 459 |
| 8 Luxations et sub-luxations | 912 | 54 | 0 | 55 287 |
| 9 Entorses et foulures | 8 040 | 247 | 0 | 372 598 |
| 10 Autres luxations, entorses, foulures | 385 | 19 | 0 | 16 632 |
| 11 Amputations traumatiques | 42 | 12 | 0 | 4 216 |
| 12 Commotions et traumatismes internes | 5 632 | 215 | 0 | 260 892 |
| 13 Traumatismes internes | 11 649 | 430 | 2 | 553 994 |
| 14 Autres commotions, traumatismes internes | 563 | 15 | 2 | 26 600 |
| 15 Brûlures (thermiques) | 371 | 9 | 0 | 6 365 |
| 16 Brûlures chimiques (corrosions) | 110 | 1 | 0 | 2 039 |
| 17 Gelures | 1 | 0 | 0 | 38 |
| 18 Autres brûlures et gelures | 49 | 1 | 0 | 823 |
| 19 Empoisonnements aigus | 5 | 0 | 0 | 217 |
| 20 Infections aiguës | 26 | 0 | 0 | 541 |
| 21 Autres empoisonnements, infections | 34 | 1 | 0 | 861 |
| 22 Asphyxies | 7 | 0 | 0 | 197 |
| 23 Noyades et submersions non mortelles | 2 | 0 | 0 | 25 |
| 24 Autres noyades et asphyxies | 3 | 0 | 0 | 11 |
| 25 Perte auditive aiguë | 4 | 0 | 0 | 464 |
| 26 Effets de la pression (barotrauma) | 1 | 0 | 0 | 29 |
| 27 Autres effets bruit, vibrations et pression | 5 | 2 | 0 | 80 |
| 28 Chaleur et coups de soleil | 2 | 0 | 0 | 7 |
| 29 Effets des radiations (non thermiques) | 3 | 0 | 0 | 40 |
| 30 Effets du froid | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 31 Autres effets t°, lumière, radiations | 4 | 0 | 0 | 34 |
| 32 Chocs suite à agressions et menaces | 250 | 24 | 0 | 20 675 |
| 33 Chocs traumatiques | 6 171 | 266 | 1 | 306 508 |
| 34 Autres chocs | 691 | 36 | 1 | 36 362 |
| 35 Blessures multiples | 804 | 49 | 1 | 55 551 |
| 36 Autres blessures déterminées non classées | 1 689 | 83 | 1 | 95 590 |
| **REPARTITION SUIVANT LE SIEGE DES LESIONS** | | | | |
| 1 Localisation de la blessure non déterminée | 2 468 | 192 | 24 | 219 878 |
| 2 Tête, sans autre spécification | 1 959 | 89 | 2 | 67 884 |
| 3 Cou, dont colonne vertébrale et vertèbres du cou | 1 573 | 83 | 0 | 71 767 |
| 4 Dos, dont colonne vertébrale et vertèbres du dos | 9 693 | 276 | 0 | 423 866 |
| 5 Torse et organes, sans autre spécification | 1 201 | 35 | 2 | 45 198 |
| 6 Membres supérieurs, sans autre spécification | 13 454 | 867 | 0 | 690 031 |
| 7 Membres inférieurs, sans autre spécification | 14 245 | 521 | 0 | 699 580 |
| 8 Ensemble du corps et endroits multiples | 3 799 | 212 | 3 | 241 178 |
| 9 Autres parties du corps blessées | 851 | 42 | 1 | 51 442 |

| | Nombre d'AT en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|
| **REPARTITION SUIVANT LE LIEU DE L'ACCIDENT** (1) | | | | |
| 1 Non précisé | 1 505 | 97 | 3 | 92 979 |
| 2 lieu de travail habituel | 28 852 | 1 176 | 13 | 1 531 224 |
| 3 lieu de travail occasionnel | 5 273 | 233 | 2 | 282 733 |
| 4 lieu du repas | 158 | 5 | 0 | 6 397 |
| 6 au cours du trajet entre le travail et le lieu du repas | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 7 au cours d'un déplacement pour l'employeur | 2 209 | 158 | 4 | 134 279 |
| 8 Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |
| **REPARTITION SUIVANT LE TYPE DE LIEU DE L'ACCIDENT** (1) | | | | |
| 1 Site industriel | 2 996 | 148 | 3 | 163 479 |
| 2 Chantier, construction, carrière, mine à ciel ouvert | 1 019 | 45 | 1 | 54 146 |
| 3 Lieu pour agriculture, élevage, pisciculture, zone forest. | 636 | 19 | 0 | 28 759 |
| 4 Lieu d'activité tertiaire, bureau, divertissement, divers | 11 935 | 523 | 7 | 646 320 |
| 5 Établissement de soins | 7 656 | 236 | 1 | 372 862 |
| 6 Lieu public | 3 877 | 262 | 2 | 227 383 |
| 7 Domicile | 1 588 | 87 | 1 | 111 944 |
| 8 Lieu d'activité sportive | 916 | 43 | 0 | 52 758 |
| 9 En l'air, en hauteur - à l'exclusion des chantiers | 15 | 3 | 1 | 2 018 |
| 10 Sous terre - à l'exclusion des chantiers | 10 | 0 | 0 | 444 |
| 11 Sur l'eau - à l'exclusion des chantiers | 97 | 3 | 1 | 6 901 |
| 12 En milieu hyperbare - à l'exclusion des chantiers | 3 | 0 | 1 | 455 |
| 13 Autre ou sans information | 7 249 | 300 | 4 | 380 143 |
| 14 Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |
| **REPARTITION SUIVANT LA DEVIATION** (1) | | | | |
| 1 Problème électrique, explosion, feu | 66 | 5 | 0 | 2 884 |
| 2 Débordement, renversement, fuite, etc. | 248 | 4 | 0 | 5 380 |
| 3 Éclatement, glissade, chute, etc. d'agent matériel | 1 569 | 78 | 1 | 78 975 |
| 4 Perte de contrôle | 4 870 | 233 | 3 | 215 018 |
| 5 Glissade ou trébuchement avec chute | 9 617 | 561 | 3 | 624 151 |
| 6 Mouvement corps sans contrainte | 5 957 | 210 | 1 | 277 086 |
| 7 Mouvement corps avec contrainte | 10 778 | 311 | 1 | 535 394 |
| 8 Surprise, violence, agression, menace, etc. | 1 844 | 92 | 2 | 126 830 |
| 9 Autre ou sans information | 3 048 | 175 | 11 | 181 894 |
| Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |
| **REPARTITION SUIVANT L'AGENT MATERIEL DE LA DEVIATION** (1) | | | | |
| 1 Bâtiments, surfaces à niveau | 8 631 | 438 | 2 | 497 770 |
| 2 Bâtiments, constructions, surfaces hauteur | 3 352 | 182 | 0 | 218 954 |
| 3 Bâtiments, constructions, surfaces profondeur | 31 | 3 | 1 | 2 808 |
| 4 Dispositifs de distribution de matière | 54 | 4 | 0 | 2 563 |
| 5 Moteurs, dispositifs transmis./stockage énergie | 72 | 4 | 0 | 3 251 |
| 6 Outils à main non motorisés | 933 | 27 | 0 | 22 756 |
| 7 Outils mécaniques tenus main | 379 | 11 | 0 | 16 051 |
| 8 Outils à main, sans précision sur motorisation | 31 | 2 | 0 | 1 201 |
| 9 Machines, équipements portables ou mobiles | 195 | 14 | 0 | 10 657 |
| 10 Machines et équipements fixes | 434 | 18 | 0 | 17 448 |
| 11 Dispositifs convoyage, transport, stockage | 1 504 | 68 | 0 | 76 483 |
| 12 Véhicules terrestres | 1 365 | 109 | 4 | 87 371 |
| 13 Autres véhicules de transport | 53 | 3 | 0 | 3 418 |
| 14 Matériaux, objets, produits, bris, poussières, etc. | 3 965 | 129 | 0 | 180 486 |
| 15 Substances chimiques, explosives, radioactives… | 196 | 4 | 0 | 4 599 |
| 16 Dispositifs et équipements de sécurité | 14 | 1 | 0 | 702 |
| 17 Equipements bureau, sport, armes, domestiques… | 1 887 | 64 | 1 | 91 354 |
| 18 Organismes vivants et êtres humains | 5 189 | 190 | 1 | 292 506 |
| 19 Déchets en vrac | 34 | 3 | 0 | 1 004 |
| 20 Phénomènes physiques, éléments naturels | 47 | 3 | 0 | 1 448 |
| 99 Autre ou sans information | 9 631 | 392 | 13 | 514 782 |
| Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |
| **REPARTITION SUIVANT L'ACTIVITE PHYSIQUE SPECIFIQUE** (1) | | | | |
| 1 Opération de machine | 288 | 21 | 1 | 15 280 |
| 2 Travail avec des outils à main | 1 939 | 68 | 1 | 70 012 |
| 3 Conduite/présence moyen de transport-manutention… | 1 487 | 107 | 4 | 87 914 |
| 4 Manipulation d'objets | 7 169 | 276 | 2 | 339 086 |
| 5 Transport manuel | 6 713 | 220 | 0 | 328 806 |
| 6 Mouvement | 15 440 | 715 | 5 | 883 745 |
| 7 Présence | 2 501 | 117 | 4 | 161 296 |
| 9 Autre ou sans information | 2 460 | 145 | 5 | 161 473 |
| Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |
| **REPARTITION SUIVANT LA MODALITE DE LA BLESSURE** (1) | | | | |
| 1 Contact courant électrique, t°, substance dangereuse | 681 | 12 | 0 | 16 762 |
| 2 Noyade, ensevelissement, enveloppement | 2 | 0 | 2 | 29 |
| 3 Écrasement mouvement vertical ou horizontal | 9 125 | 550 | 2 | 590 407 |
| 4 Heurt par objet en mouvement | 2 302 | 104 | 4 | 109 955 |
| 5 Contact agent matériel coupant, pointu, etc. | 2 824 | 97 | 0 | 97 995 |
| 6 Coincement, écrasement, etc. | 1 308 | 76 | 0 | 58 009 |
| 7 Contrainte du corps, contrainte psychique | 18 124 | 635 | 3 | 942 616 |
| 8 Morsure, coup de pied, etc. | 946 | 37 | 1 | 53 412 |
| 9 Autre ou sans information | 2 685 | 158 | 10 | 178 427 |
| Non codés | 5 081 | 648 | 10 | 463 212 |

*(1) Nombre d'AT avec un 1er règlement en 2016 et ayant eu au moins 4 jours d'arrêt en 2016*

CTN H : Activités de services I [banques, assurances, administrations…]

**ACCIDENTS DE TRAJET ANNEE 2016**

**CTN : H** — **Activités de services I [banques, assurances, administrations…]**

| | |
|---|---|
| **Nombre de salariés** | **4 493 982** |
| **Nombre d'accidents avec 1er règlement** | **17 289** |
| ***dont avec au moins 4 jours d'arrêt :*** | ***14 179*** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes** | **1 212** |
| **Nombre de décès** | **30** |
| **Nombre de journées perdues par I.T.** | **882 269** |

## REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME

| | | Nombre d'accidents en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | Moins de 20 ans | 384 | 9 | 1 | 10 653 |
| 3 | de 20 à 24 ans | 2 167 | 72 | 3 | 74 046 |
| 4 | de 25 à 29 ans | 2 672 | 123 | 6 | 101 629 |
| 5 | de 30 à 34 ans | 2 350 | 125 | 3 | 107 048 |
| 6 | de 35 à 39 ans | 2 109 | 147 | 2 | 107 495 |
| 7 | de 40 à 49 ans | 3 627 | 310 | 9 | 217 480 |
| 8 | de 50 à 59 ans | 3 362 | 346 | 4 | 219 555 |
| 9 | de 60 à 64 ans | 551 | 69 | 1 | 38 090 |
| 10 | 65 ans et plus | 67 | 11 | 1 | 6 273 |

## REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Masculin | 5 351 | 432 | 20 | 302 831 |
| 2 | Féminin | 11 938 | 780 | 10 | 579 438 |

## REPARTITION SUIVANT LA QUALIFICATION PROFESSIONNELLE

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Non précisé | 1 381 | 99 | 2 | 75 365 |
| 2 | Cadres, techniciens, a.m. | 3 453 | 277 | 4 | 177 529 |
| 3 | Employés | 5 928 | 386 | 7 | 334 680 |
| 4 | Apprentis | 215 | 4 | 2 | 7 514 |
| 5 | Elèves | 18 | 1 | 0 | 876 |
| 6 | Ouvriers non qualifiés | 540 | 41 | 3 | 37 221 |
| 7 | Ouvriers qualifiés | 224 | 23 | 1 | 17 209 |
| 8 | Divers | 193 | 8 | 1 | 10 591 |
| | Non codés | 5 337 | 373 | 10 | 221 284 |

## REPARTITION SUIVANT LA NATURE DES LESIONS

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Nature inconnue ou non précisée | 941 | 96 | 15 | 70 521 |
| 2 | Blessures superficielles | 898 | 40 | 0 | 28 956 |
| 3 | Plaies ouvertes | 279 | 18 | 0 | 10 080 |
| 4 | Autres plaies et blessures superficielles | 182 | 14 | 0 | 7 109 |
| 5 | Fractures fermées | 1 512 | 268 | 0 | 186 109 |
| 6 | Fractures ouvertes | 100 | 37 | 0 | 19 199 |
| 7 | Autres fractures osseuses | 80 | 17 | 0 | 10 411 |
| 8 | Luxations et sub-luxations | 302 | 24 | 0 | 15 238 |
| 9 | Entorses et foulures | 3 074 | 117 | 0 | 118 787 |
| 10 | Autres luxations, entorses, foulures | 83 | 4 | 0 | 3 114 |
| 11 | Amputations traumatiques | 5 | 1 | 0 | 687 |
| 12 | Commotions et traumatismes internes | 2 035 | 104 | 0 | 81 811 |
| 13 | Traumatismes internes | 3 744 | 183 | 2 | 141 933 |
| 14 | Autres commotions, traumatismes internes | 188 | 11 | 1 | 9 978 |
| 15 | Brûlures (thermiques) | 7 | 0 | 0 | 105 |
| 16 | Brûlures chimiques (corrosions) | 2 | 0 | 0 | 21 |
| 17 | Gelures | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 18 | Autres brûlures et gelures | 1 | 0 | 0 | 4 |
| 19 | Empoisonnements aigus | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 20 | Infections aiguës | 1 | 0 | 0 | 140 |
| 21 | Autres empoisonnements, infections | 1 | 0 | 0 | 7 |
| 22 | Asphyxies | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 23 | Noyades et submersions non mortelles | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 24 | Autres noyades et asphyxies | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 25 | Perte auditive aiguë | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 26 | Effets de la pression (barotrauma) | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 27 | Autres effets bruit, vibrations et pression | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 28 | Chaleur et coups de soleil | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 29 | Effets des radiations (non thermiques) | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 30 | Effets du froid | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 31 | Autres effets t°, lumière, radiations | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 32 | Chocs suite à agressions et menaces | 38 | 0 | 0 | 1 628 |
| 33 | Chocs traumatiques | 2 365 | 159 | 3 | 100 521 |
| 34 | Autres chocs | 233 | 16 | 1 | 10 196 |
| 35 | Blessures multiples | 789 | 79 | 5 | 47 085 |
| 36 | Autres blessures déterminées non classées | 429 | 24 | 3 | 18 629 |

## REPARTITION SUIVANT LE SIEGE DES LESIONS

| | | Nombre d'accidents en 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Localisation de la blessure non déterminée | 827 | 90 | 14 | 66 468 |
| 2 | Tête, sans autre spécification | 592 | 49 | 1 | 25 394 |
| 3 | Cou, dont colonne vertébrale et vertèbres du cou | 2 477 | 149 | 0 | 76 437 |
| 4 | Dos, dont colonne vertébrale et vertèbres du dos | 1 459 | 106 | 0 | 67 979 |
| 5 | Torse et organes, sans autre spécification | 458 | 19 | 0 | 17 858 |
| 6 | Membres supérieurs, sans autre spécification | 2 504 | 273 | 0 | 159 342 |
| 7 | Membres inférieurs, sans autre spécification | 5 383 | 279 | 0 | 281 928 |
| 8 | Ensemble du corps et endroits multiples | 3 215 | 231 | 12 | 170 291 |
| 9 | Autres parties du corps blessées | 374 | 16 | 3 | 16 572 |

## REPARTITION SUIVANT LA DEVIATION [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Problème électrique, explosion, feu | 7 | 0 | 0 | 590 |
| 2 | Débordement, renversement, fuite, etc. | 5 | 2 | 0 | 206 |
| 3 | Éclatement, glissade, chute, etc. d'agent matériel | 179 | 18 | 0 | 11 080 |
| 4 | Perte de contrôle | 5 460 | 435 | 16 | 297 755 |
| 5 | Glissade ou trébuchement avec chute | 2 846 | 145 | 0 | 168 791 |
| 6 | Mouvement corps sans contrainte | 661 | 38 | 0 | 34 666 |
| 7 | Mouvement corps avec contrainte | 626 | 19 | 0 | 27 774 |
| 8 | Surprise, violence, agression, menace, etc. | 276 | 22 | 0 | 15 977 |
| 9 | Autre ou sans information | 1 087 | 86 | 3 | 57 683 |
| | Non codés | 3 032 | 447 | 11 | 267 747 |

## REPARTITION SUIVANT L'AGENT MATERIEL DE LA DEVIATION [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Bâtiments, surfaces à niveau | 2 732 | 133 | 0 | 150 980 |
| 2 | Bâtiments, constructions, surfaces hauteur | 833 | 37 | 0 | 44 681 |
| 3 | Bâtiments, constructions, surfaces profondeur | 5 | 0 | 0 | 197 |
| 4 | Dispositifs de distribution de matière | 1 | 0 | 0 | 68 |
| 5 | Moteurs, dispositifs transmis./stockage énergie | 5 | 0 | 0 | 75 |
| 6 | Outils à main non motorisés | 2 | 0 | 0 | 20 |
| 7 | Outils mécaniques tenus main | 0 | 0 | 0 | 15 |
| 8 | Outils à main, sans précision sur motorisation | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 9 | Machines, équipements portables ou mobiles | 6 | 0 | 0 | 201 |
| 10 | Machines et équipements fixes | 2 | 0 | 0 | 14 |
| 11 | Dispositifs convoyage, transport, stockage | 40 | 1 | 0 | 1 658 |
| 12 | Véhicules terrestres | 5 318 | 442 | 15 | 299 254 |
| 13 | Autres véhicules de transport | 100 | 9 | 0 | 5 400 |
| 14 | Matériaux, objets, produits, bris, poussières, etc. | 45 | 3 | 0 | 2 049 |
| 15 | Substances chimiques, explosives, radioactives… | 0 | 0 | 1 | 10 |
| 16 | Dispositifs et équipements de sécurité | 1 | 0 | 0 | 18 |
| 17 | Equipements bureau, sport, armes, domestiques… | 9 | 2 | 0 | 604 |
| 18 | Organismes vivants et êtres humains | 343 | 16 | 1 | 17 839 |
| 19 | Déchets en vrac | 0 | 0 | 0 | 366 |
| 20 | Phénomènes physiques, éléments naturels | 9 | 1 | 0 | 171 |
| 99 | Autre ou sans information | 1 696 | 121 | 2 | 90 902 |
| | Non codés | 3 032 | 447 | 11 | 267 747 |

## REPARTITION SUIVANT L'ACTIVITE PHYSIQUE SPECIFIQUE [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Opération de machine | 6 | 2 | 0 | 283 |
| 2 | Travail avec des outils à main | 2 | 1 | 0 | 147 |
| 3 | Conduite/présence moyen de transport-manutention… | 5 800 | 439 | 15 | 312 596 |
| 4 | Manipulation d'objets | 108 | 5 | 0 | 4 910 |
| 5 | Transport manuel | 28 | 3 | 0 | 856 |
| 6 | Mouvement | 4 124 | 232 | 1 | 234 966 |
| 7 | Présence | 138 | 10 | 1 | 9 698 |
| 9 | Autre ou sans information | 941 | 73 | 2 | 51 066 |
| | Non codés | 3 032 | 447 | 11 | 267 747 |

## REPARTITION SUIVANT LA MODALITE DE LA BLESSURE [1]

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Contact courant électrique, t°, substance dangereuse | 23 | 2 | 0 | 1 297 |
| 2 | Noyade, ensevelissement, enveloppement | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 3 | Écrasement mouvement vertical ou horizontal | 4 094 | 254 | 3 | 233 722 |
| 4 | Heurt par objet en mouvement | 3 254 | 274 | 10 | 183 590 |
| 5 | Contact agent matériel coupant, pointu, etc. | 164 | 7 | 0 | 8 891 |
| 6 | Coincement, écrasement, etc. | 82 | 5 | 0 | 3 443 |
| 7 | Contrainte du corps, contrainte psychique | 1 978 | 108 | 3 | 96 727 |
| 8 | Morsure, coup de pied, etc. | 120 | 7 | 0 | 8 527 |
| 9 | Autre ou sans information | 1 432 | 108 | 3 | 78 325 |
| | Non codés | 3 032 | 447 | 11 | 267 747 |

*(1) Nombre d'accidents avec un 1er règlement en 2016 et ayant eu au moins 4 jours d'arrêt en 2016*

CTN H : Activités de services I [banques, assurances, administrations…]

**MALADIES PROFESSIONNELLES ANNEE 2016**

**CTN : H** — **Activités de services I [banques, assurances, administrations…]**

| | |
|---|---|
| **Nombre de salariés** | **4 493 982** |
| **Nombre de maladies avec 1er règlement** | **1 819** |
| **Nombre de nouvelles incapacités permanentes (taux compris entre 1% et 100%)** | **842** |
| **Nombre de décès** | **5** |
| **Nombre de journées perdues par incapacité temporaire** | **390 882** |

| | | Nombre de MP avec 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| | **REPARTITION SUIVANT L'AGE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 | Non précisé | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | Moins de 20 ans | 1 | 0 | 0 | 8 |
| 3 | de 20 à 24 ans | 20 | 6 | 0 | 2 012 |
| 4 | de 25 à 29 ans | 43 | 7 | 0 | 5 481 |
| 5 | de 30 à 34 ans | 63 | 12 | 0 | 12 851 |
| 6 | de 35 à 39 ans | 124 | 54 | 0 | 28 772 |
| 7 | de 40 à 49 ans | 483 | 200 | 0 | 112 239 |
| 8 | de 50 à 59 ans | 922 | 461 | 2 | 205 154 |
| 9 | de 60 à 64 ans | 127 | 71 | 0 | 23 387 |
| 10 | 65 ans et plus | 36 | 31 | 3 | 978 |
| | **REPARTITION SUIVANT LE SEXE DE LA VICTIME** | | | | |
| 1 | Masculin | 331 | 183 | 5 | 67 043 |
| 2 | Féminin | 1 488 | 659 | 0 | 323 839 |

| | | Nombre de MP avec 1er règl. | Nombre de nouvelles IP | Nombre de décès | Nombre de journées perdues |
|---|---|---|---|---|---|
| | **REPARTITION SELON LA PROFESSION** | | | | |
| 1 | Agriculteurs | 8 | 0 | 0 | 1 419 |
| 2 | Artisans | 77 | 49 | 1 | 14 525 |
| 3 | Conducteurs | 27 | 16 | 1 | 7 065 |
| 4 | Dirigeants | 34 | 17 | 1 | 9 176 |
| 5 | Employés | 235 | 121 | 0 | 44 356 |
| 6 | Employés non qualifiés | 762 | 317 | 0 | 171 558 |
| 7 | Personnels de service | 384 | 160 | 0 | 87 626 |
| 8 | Professions intermédiaires | 171 | 84 | 1 | 29 228 |
| 9 | Spécialistes des sciences | 121 | 77 | 1 | 25 432 |
| 10 | Professions militaires | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 11 | Non précisé | 0 | 1 | 0 | 497 |
| | **REPARTITION SUIVANT LA DUREE D'EXPOSITION** | | | | |
| 1 | Non précisé | 80 | 42 | 0 | 19 219 |
| 2 | Moins de 6 mois | 24 | 12 | 0 | 4 973 |
| 3 | De 6 mois à un an | 44 | 16 | 0 | 8 501 |
| 4 | De 1 an à moins de 5 ans | 384 | 147 | 1 | 78 392 |
| 5 | De 5 an à moins de 10 ans | 315 | 131 | 0 | 73 190 |
| 6 | Plus de 10 ans | 972 | 494 | 4 | 206 607 |

**REPARTITION PAR MP**

| N° | Libellé | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 001A | plomb | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 002A | mercure | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 003A | tétrachloréthane | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 004A | benzène | 1 | 1 | 1 | 0 |
| 004B | affections/benzène toluène | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 005A | phosphore | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 006A | rayonnements ionisants | 2 | 3 | 1 | 1 085 |
| 007A | Tétanos | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 008A | ciments | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 009A | dérivés des hydrocarbures | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 010A | dermites par acide chromiques | 0 | 0 | 0 | 58 |
| 010B | acide chromique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 010T | cancer chromique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 011A | Intoxication / tétrachlorure de carbone | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 012A | dérivés hydrocarbures aliphatiques | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 013A | hydrocarbures benzéniques | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 014A | dérivés phénol/pentachlorophénol | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 015A | Aff/amines aromatiques/sels/dérivés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 015B | allergique/amines hydroxylés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 015T | lésions de la vessie | 3 | 2 | 0 | 282 |
| 016A | goudrons houille | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 016B | cancers/les goudrons, huile de houille | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 018A | Charbon | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 019A | Spirochétoses | 2 | 0 | 0 | 350 |
| 020A | arsenic | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 020B | Cancer/arsenic | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 020T | Cancers/pyrites | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 021A | l'hydrogène arsénié | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 022A | Sulfocarbonisme | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 023A | Nystagmus | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 024A | Brucelloses | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 025A | Pneumoconioses/silice | 1 | 1 | 0 | 366 |
| 026A | bromure de méthyle | 1 | 1 | 0 | 0 |
| 027A | chlorure de méthyle | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 028A | Ankylostomose | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 029A | Lésions/travaux où pression>pression atmos. | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 030A | Aff/amiante | 33 | 31 | 1 | 347 |
| 030B | Cancer broncho-pulm./ amiante | 5 | 4 | 1 | 366 |
| 031A | MP/aminoglycosides | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 032A | fluor,l'acide fluorhydrique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 033A | béryllium | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 034A | phosphates,pyrophosphates etc | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 036A | huiles etgraisse animale ou de synthèse | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 036B | cancers peau/dérivé du pétrole | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 037A | Aff.cutanées/oxydes et nickel | 0 | 0 | 0 | 299 |
| 037B | Aff.respi./oxydes et nickel | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 037T | Aff.cancéreuses./oxydes et nickel | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 038A | chlorpromazine | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 039A | bioxyde de manganèse | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 040A | bacille tuberculeux | 5 | 1 | 0 | 278 |
| 041A | pénicillines et céphalospornes | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 042A | Surdité | 8 | 8 | 0 | 0 |
| 043A | Aff/aldéhyde et ses polymères | 1 | 0 | 0 | 47 |
| 043B | Aff. cancéreuses /aldéhyde formique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 044A | aff/ inhalation d'oxyde de fer | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 044B | cancers/inhalation d'oxyde de fer | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 045A | Hépatites virales | 1 | 1 | 0 | 160 |
| 046A | Mycoses cutanées | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 047A | Bois | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 049A | amines aliphatiques et alicycliques | 1 | 0 | 0 | 181 |
| 049B | affections respiratoires | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 050A | Phenylhydrazine | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 051A | résines époxydiques | 1 | 0 | 0 | 44 |
| 052A | chlorure de vinyle monomère | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 053A | Affections dues aux rickettsies | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 054A | Poliomyélites | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 055A | amibes | 0 | 0 | 0 | 366 |
| 056A | Rage | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 057A | Affections périarticulaires | 1 580 | 702 | 0 | 334 034 |
| 058A | Affections/ W à Hte température | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 059A | Intoxications/hexane | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 061A | cadmium et ses composés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 061B | Cancer broncho-pulm./ cadmium | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 062A | isocyanates organiques | 1 | 1 | 0 | 0 |
| 063A | Aff./enzymes | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 064A | Intoxication par CO | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 065A | eczéma allergique | 5 | 5 | 0 | 1 284 |
| 066A | Aff. Respir./ allergie | 2 | 0 | 0 | 677 |
| 066B | Pneumopathies d'hypersensibilité | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 067A | LésionsChlorure de potassium | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 068A | Tularémie | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 069A | vibrations et chocs/machine | 0 | 1 | 0 | 0 |
| 070A | cobalt | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 070B | Affec. respi.carbures métalliques | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 070T | Affec. cancé. carbures métalliques | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 071A | aff.oculaire/rayonnement thermique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 071B | Affections cancéreuses | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 072A | dérivés du nitrol et du glycérol | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 073A | antimoine et ses dérivés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 074A | furfural et l'alcool furfurylique | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 075A | sélénium et dérivés | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 076A | maladies nosocomiales | 26 | 0 | 0 | 148 |
| 077A | Périonyxis et onyxis | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 078A | chlorure de sodium dans les mines de sel | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 079A | Lésions chr. du ménisque | 7 | 4 | 0 | 1 174 |
| 080A | Kératoconjonctivites virales | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 081A | Aff.malignes/bis(chlorométhyle)éther | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 082A | Aff./le méthacrylate de méthyle | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 083A | Lésions/travaux où pression<pression atmos. | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 084A | Aff./solvants orga.liquides | 1 | 0 | 0 | 10 |
| 085A | N-méthyl N-nitro N… | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 086A | Pasteurelloses | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 087A | Ornithose-Psittacose | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 088A | Rouget du porc | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 089A | halothane | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 090A | Aff.respi.inhalation textile végétal | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 091A | BPCO du mineur de charbon | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 092A | strptococcis suis | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 093A | lés.de l'œil par particules ds puit de mine | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 094A | BPCO du mineur de fer | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 095A | Aff.allergique/latex | 1 | 0 | 0 | 4 |
| 096A | hantavirus | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 097A | Aff. Rachis lombaire/vibrations | 2 | 1 | 0 | 1 378 |
| 098A | Aff. Rachis lombaire/manutention charges lourdes | 38 | 24 | 0 | 15 907 |
| Autres | Alinéa 4 | 91 | 49 | 1 | 32 037 |

# B. Annexe 2

| Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| en % | | | | | | |
| Catégorie socioprofessionnelle | Âge | | | Sexe | | Ensemble |
| | 15-24 ans | 25-49 ans | 50 ans ou plus | Femmes | Hommes | |
| Agriculteurs exploitants | 0,4 | 1,0 | 2,8 | 0,8 | 2,2 | 1,5 |
| Artisans, commerçants, chefs d'entreprises | 1,3 | 6,0 | 8,8 | 3,8 | 8,9 | 6,5 |
| Cadres et professions intellectuelles supérieures | 5,7 | 19,4 | 19,7 | 15,7 | 20,8 | 18,4 |
| Professions intermédiaires | 23,5 | 28,0 | 21,9 | 28,3 | 23,3 | 25,7 |
| Employés (1) | 36,9 | 25,5 | 27,7 | 42,7 | 12,6 | 27,2 |
| Employés qualifiés | 17,3 | 14,4 | 12,2 | 21,6 | 6,8 | 14,0 |
| Employés non qualifiés | 19,6 | 11,2 | 15,5 | 21,1 | 5,9 | 13,2 |
| Ouvriers | 31,7 | 19,6 | 18,7 | 8,3 | 31,7 | 20,4 |
| Ouvriers qualifiés | 15,1 | 13,4 | 12,7 | 3,4 | 22,6 | 13,3 |
| Ouvriers non qualifiés | 16,7 | 6,2 | 6,0 | 4,8 | 9,1 | 7,0 |
| Non déterminé | 0,6 | 0,4 | 0,5 | 0,4 | 0,5 | 0,4 |
| **Total** | **100,0** | **100,0** | **100,0** | **100,0** | **100,0** | **100,0** |
| Effectif (en milliers) | 2 274 | 16 549 | 8 299 | 13 091 | 14 031 | 27 122 |
| (1) : la ventilation entre employés qualifiés et non qualifiés se fonde sur la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles à 4 chiffres (PCS). | | | | | | |
| Lecture : en 2018, 17,3 % des personnes en emploi âgées de 15 à 24 ans sont employés qualifiés. | | | | | | |
| Champ : France hors Mayotte, population des ménages, personnes en emploi. | | | | | | |
| *Source : Insee, enquête Emploi.* | | | | | | |

Tableau B.1 – Aperçu des données du document « Catégorie socioprofessionnelle selon le sexe et l'âge en 2018 », source INSEE

| | *Diplôme le plus élevé obtenu agrégé* | ***Ensemble*** | |
|---|---|---|---|
| | *INDICATEURS* | Population active (en milliers) | Taux d'activité (en %) |
| *Âge regroupé en 16* | *SEXE* | | |
| ***Ensemble*** | ***Ensemble*** | 29 556,2 | 55,9 |
| | Femmes | 14 224,1 | 51,6 |
| | Hommes | 15 332,1 | 60,6 |
| ***De 15 à 29 ans*** | ***Ensemble*** | 6 051,2 | 53,4 |
| | Femmes | 2 831,9 | 49,9 |
| | Hommes | 3 219,3 | 56,8 |
| De 15 à 19 ans | ***Ensemble*** | 544,9 | 13,9 |
| | Femmes | 219,8 | 11,5 |
| | Hommes | 325,0 | 16,3 |
| De 20 à 24 ans | ***Ensemble*** | 2 221,1 | 62,1 |
| | Femmes | 1 043,8 | 58,1 |
| | Hommes | 1 177,3 | 66,1 |
| De 25 à 29 ans | ***Ensemble*** | 3 285,2 | 85,4 |
| | Femmes | 1 568,3 | 80,0 |
| | Hommes | 1 717,0 | 91,0 |
| ***De 30 à 39 ans*** | ***Ensemble*** | 7 074,5 | 87,4 |
| | Femmes | 3 369,2 | 81,3 |
| | Hommes | 3 705,2 | 93,7 |

Tableau B.2 – Aperçu des données du document « Population active et taux d'activité selon le sexe, l'âge et le diplôme en 2016 », source INSEE

# C. Annexe 3

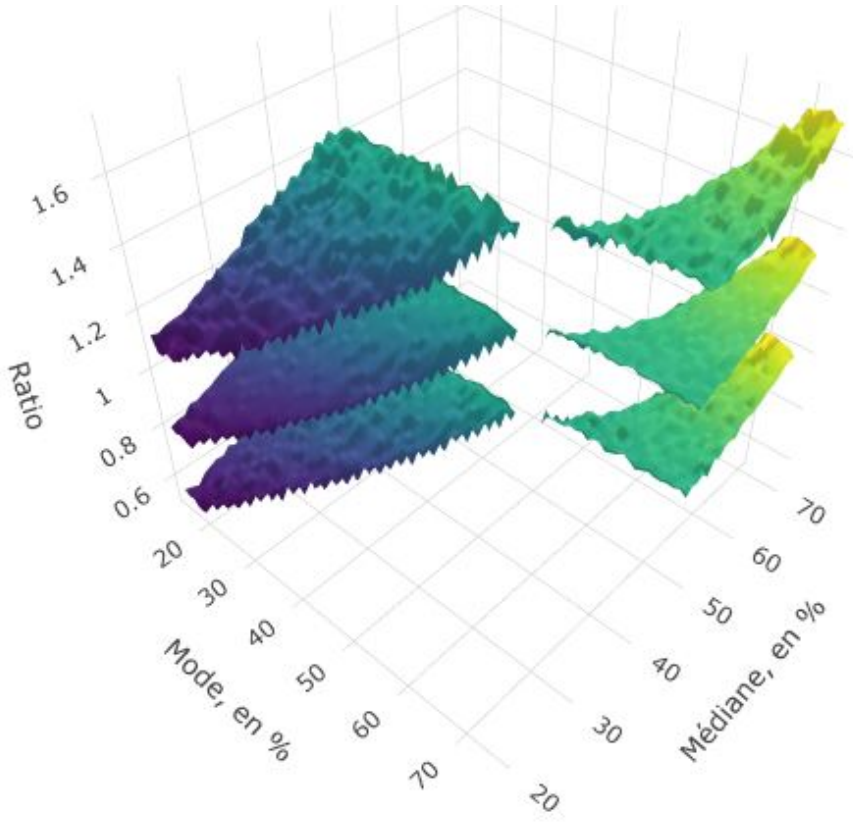


FIGURE C.1 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.700.000 € xs 300.000 €

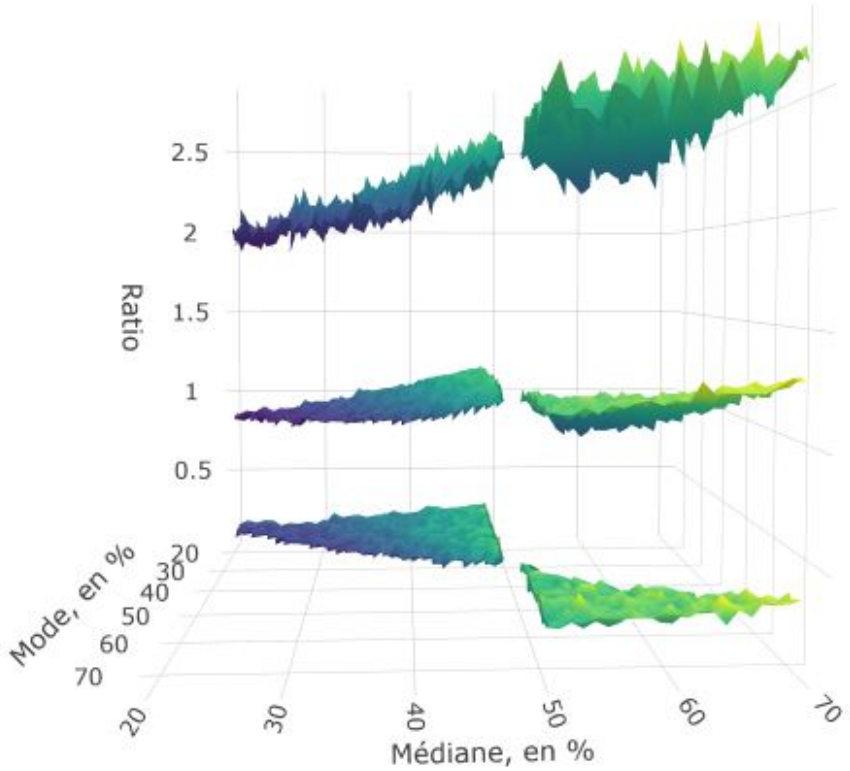


FIGURE C.2 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €

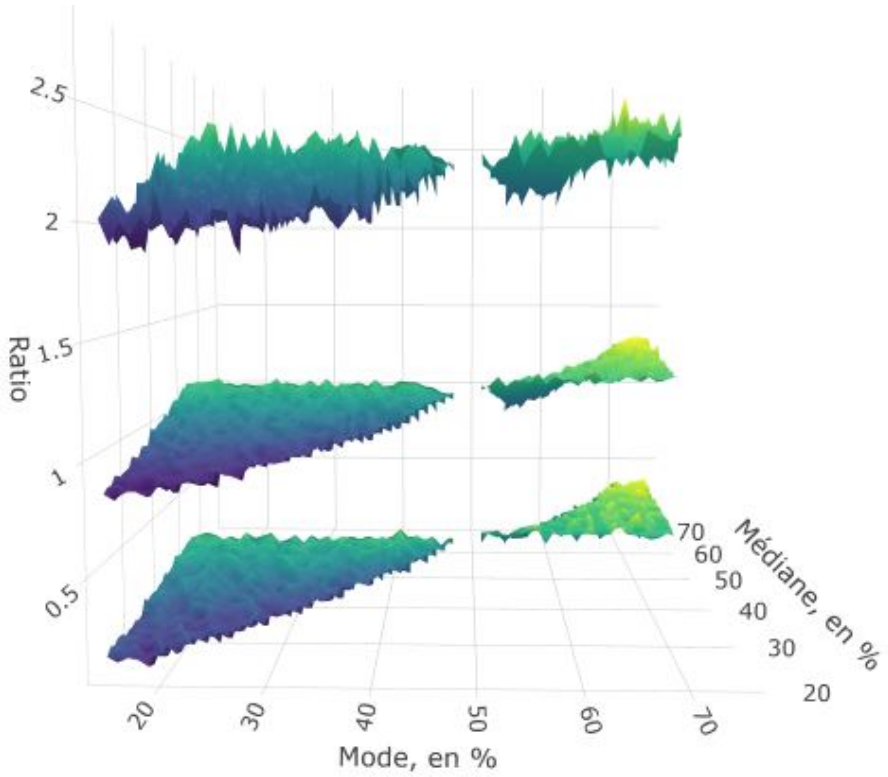


FIGURE C.3 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €

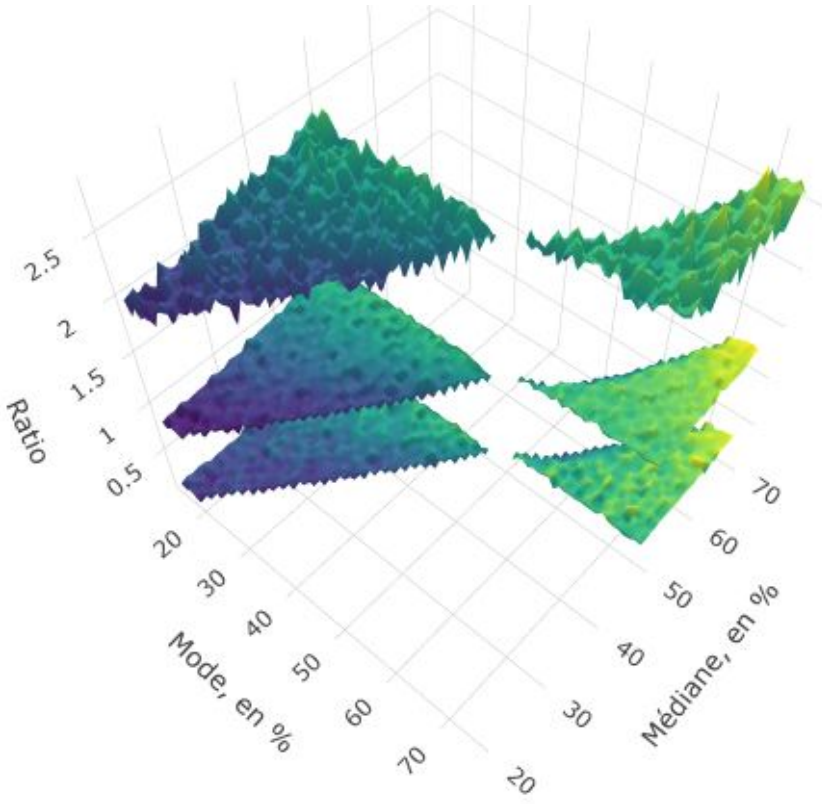


FIGURE C.4 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (médiane, mode), pour les entrées en IPP pour cause de maladie, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €

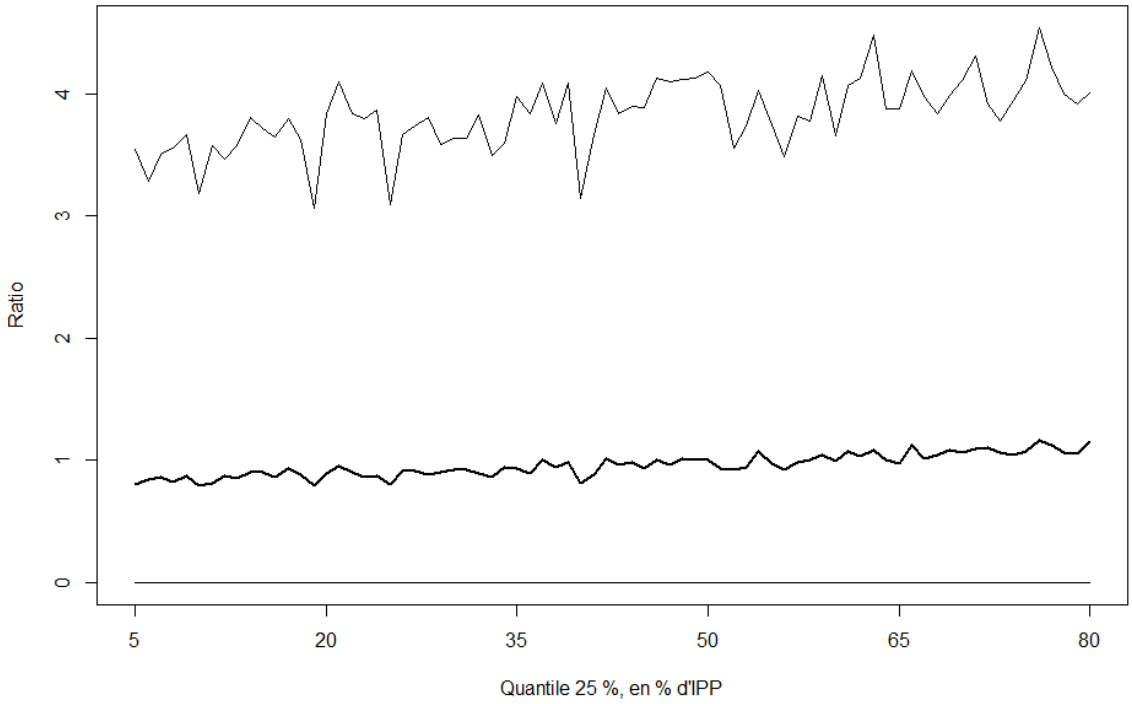


FIGURE C.5 – Ratio des primes techniques en fonction du couple de paramètres (quantile 25 %, quantile 75 %), pour les entrées en IPP pour cause d'accident, dans la tranche 7.000.000 € xs 1.000.000 €