

**Mémoire présenté pour la validation de la Formation  
« Certificat d'Expertise Actuarielle »  
de l'Institut du Risk Management  
et l'admission à l'Institut des actuaires  
le**

Par : BEAULANDE Alexandra et LE BRUN de CHARNETTES Nicolas  
Titre : Refonte du tarif décès des contrats de Prévoyance Collective

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

Membres présents du jury de l'Institut des  
actuares :

Entreprise : GÉNÉRALI  
Nom : MOLLET Sylvain  
Signature et Cachet : GÉNÉRALI VIE  
602 062 481 RCS Paris  
2 rue Pillet-Will  
75009 PARIS

Membres présents du jury de l'Institut du Risk  
Management :

Directeur de mémoire en entreprise :  
Nom : MOLLET Sylvain  
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



Secrétariat :

Bibliothèque :

Signature(s) du candidat(s)





# **Refonte du tarif décès des contrats de Prévoyance Collective**

---

**BEAULANDE Alexandre**

**LE BRUN DE CHARMETTES Nicolas**

## REMERCIEMENTS

Nous tenons à remercier chaleureusement notre tuteur, M. Sylvain MOLLET, pour avoir pris le temps de nous guider et de nous accompagner tout au long de cette étude. Ses conseils ont été d'une aide précieuse.

Nous remercions également sincèrement pour leur aide M<sup>me</sup> Tiphaine GEIGLE et les membres de son équipe de la Technique Assurance Prévoyance avec qui nous avons longuement travaillé, à savoir M<sup>me</sup> Margaux LIMBERGERE, M<sup>me</sup> Niama EL ABBADI et M. Alexandre POUSSARDIN.

Enfin, nous remercions l'ensemble des membres des autres départements de Generali qui nous ont apporté leur aide notamment à la Souscription et à l'Indemnisation.

## TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS .....	2
INTRODUCTION.....	5
<b>0. Préliminaires .....</b>	<b>8</b>
0.1. Aspects historiques de la Prévoyance Sociale en Entreprise.....	8
0.2. Les garanties des contrats de Prévoyance Collective .....	10
0.3. Présentation de Generali .....	13
0.4. Etude de la réglementation en vigueur.....	18
<b>1. Principes généraux de tarification.....</b>	<b>19</b>
<b>2. Construction de la table de mortalité brute .....</b>	<b>24</b>
2.1. Obtention des données.....	24
2.2. Fiabilisation et traitement des données brutes .....	25
2.3. Etude des données sur les affiliés .....	28
2.4. Traitement des bases pour intégrer les données sur les décès.....	32
2.5. Construction de la table .....	34
<b>3. Lissage de la table de mortalité .....</b>	<b>40</b>
3.1. Méthode relationnelle de Brass.....	40
3.2. Application du modèle de Makeham .....	44
3.3. Comparaison graphique des méthodes .....	48
3.4. Réalisation de tests sur l'ajustement.....	52
3.5. Analyse de la cohérence des tables de mortalités obtenus.....	55

<b>4. Calcul des âges actuariels pour la tarification .....</b>	<b>59</b>
4.1. Calcul du décalage d'âge pour une tarification par âge moyen .....	59
4.2. Nombre d'enfants et âge actuariel des enfants .....	63
4.3. Révision de l'âge des conjoints.....	69
<b>5. Revue des tables de rentes et du taux technique.....</b>	<b>76</b>
<b>6. Recherche de variables discriminantes .....</b>	<b>77</b>
6.1. Analyse univariée .....	77
6.2. Arbre de classification – effectif par contrat : .....	82
6.3. Arbre de classification – effectif par groupe : .....	83
6.4. GLM : log-linéaire (poisson).....	85
6.5. Confirmation des résultats à l'aide de données de marché .....	87
<b>7. Comparaison aux tarifs actuels .....</b>	<b>90</b>
7.1. Construction du tarificateur simplifié .....	90
7.2. Estimation de l'impact tarifaire lié au changement de barème.....	97
7.3. Apport du nouveau tarif a priori à d'autres applications.....	101
<b>8. Revue de la tarification Incapacité / Invalidité .....</b>	<b>103</b>
<b>CONCLUSION .....</b>	<b>107</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>110</b>

## INTRODUCTION

Avec plus de 700 millions d'euros de chiffre d'affaires annuel, l'activité Prévoyance Collective représente plus de 5% du chiffre d'affaires total de Generali France. Elle constitue par ailleurs un marché sur lequel l'entreprise souhaite adopter une stratégie de croissance soutenue.

Ayant constaté que le barème de tarification Prévoyance collective avait été mis à jour pour la dernière fois en 2010, il nous a paru naturel d'envisager la possibilité de faire de ce sujet l'objet de notre mémoire d'actuariat. Après de plus amples investigations, nous avons par ailleurs constaté que le barème de tarification conduisait à des tarifs généralement trop élevés par rapport à une tarification a posteriori réalisée sur la base des comptes de résultats des assurés. Par conséquent, le barème est assez peu utilisé, en particulier pour la tarification des contrats Prévoyance des entreprises avec un effectif supérieur à 300 salariés. Ce constat est particulièrement vrai en ce qui concerne la garantie décès dont le niveau de marge est très élevé. Cela signifie potentiellement que le précédent tarif n'est plus adapté à la démographie des affaires souscrites.

L'objectif de ce projet est d'assurer la mise en production d'un nouveau barème de tarification sur la Prévoyance Collective basé sur les données issues du portefeuille Generali. La refonte du barème prévoyance a couvert l'intégralité des garanties, Décès et Incapacité / Invalidité. Nous avons fait le choix dans ce mémoire de détailler la refonte du tarif associé à la garantie Décès et de présenter en fin d'étude de manière synthétique les principales conclusions de la revue des garanties Incapacité et Invalidité. Notre étude a également porté sur la recherche de variables discriminantes.

La mise en production de ce tarif doit permettre de fiabiliser la tarification a priori et d'améliorer le positionnement de Generali sur le marché de la Prévoyance collective. Le barème doit également permettre d'optimiser la rentabilité des affaires souscrites. Il pourra par ailleurs être utilisé à des fins de projections dans le cadre des comptes de résultat prévisionnels.

### **Plan de notre mémoire :**

Dans la première partie de notre mémoire, nous nous intéresserons aux aspects historiques et réglementaires de la Prévoyance collective. En effet, les contrats complémentaires de Prévoyance collective sont issus d'une longue histoire de la protection sociale en France

notamment faite de révolutions et de luttes syndicales. Ils sont par conséquent encadrés par une législation très stricte qu'il est essentiel de comprendre pour réaliser un tarif pertinent. Nous présenterons également dans cette partie le détail des garanties couvertes par ces contrats ainsi que les caractéristiques du périmètre de la Prévoyance collective chez Generali.

Dans un second temps, nous regarderons plus en détail l'ensemble des particularités des contrats de Prévoyance collective ainsi que les principes généraux de tarification, ce qui nous permettra d'identifier les principales composantes du tarif décès qui devront faire l'objet d'une refonte.

La troisième partie consistera à construire la table de mortalité brute à partir d'un échantillon significatif de données sur les affiliés récupérées auprès des délégataires de Generali.

Une fois la table brute construite, nous réaliserons un lissage des données afin d'obtenir une courbe croissante, plus cohérente avec la réalité de l'évolution de la mortalité de la population assurée. Pour cela, nous devons identifier un modèle qui s'adapte au mieux aux données de notre échantillon.

Compte tenu de l'absence de démographie détaillée au moment de la souscription des contrats collectifs, la cinquième partie nous amènera à revoir l'âge actuariel des affiliés à partir de l'âge moyen de la population assurée, l'âge des conjoints et des enfants.

Dans la partie suivante, nous expliciterons la mise à jour des tables de rentes, cette évolution ayant pour objectif de prendre en compte l'évolution de la réalité démographique de la population assurée et l'augmentation de l'espérance de vie.

Compte tenu des fortes disparités entre les groupes assurés, nous nous intéresserons à l'impact sur le risque assuré de ces disparités. Cela sera l'objet de la partie six. Nous étudierons la mise à jour des paramètres segmentant déjà identifiés (catégorie socio-professionnelle) et chercherons d'autres variables discriminantes permettant d'ajuster au mieux le tarif en fonction du profil des assurés.

La partie sept aura pour objectif de nous assurer de la cohérence du nouveau tarif en le comparant au tarif actuel. Cette partie nous amènera à construire un tarificateur simplifié pour réaliser des simulations de manière fluide.

Nous présenterons dans la dernière partie les principaux résultats des travaux menés sur l'arrêt de travail que nous ne détaillerons pas dans le cadre de ce mémoire.

A la fin de cette étude, nous devrons ainsi être en mesure de mettre en production un nouveau tarif plus pertinent, faisant l'objet de rabais moins importants et mieux segmentés lors de la souscription des contrats et permettant d'optimiser la rentabilité pour Generali.



## 0. Préliminaires

### 0.1. Aspects historiques de la Prévoyance Sociale en Entreprise

**La mise en place de la Prévoyance au sein des entreprises est issue d'un long processus dont nous présentons ci-dessous les principales étapes.**

Dans l'ancien régime, à l'exception de quelques exemples éparses de régimes de protection sociale dans le cadre de corporations de métiers, la protection sociale en France était principalement confiée à la solidarité familiale ou à la charité religieuse.

Après la révolution, la France voit apparaître des sociétés de secours mutuels fondées sur la prévoyance collective volontaire et se développant pour couvrir les risques de maladies et d'accident du travail. Leur activité reste limitée à certaines activités notamment ouvrières et connaît dans un premier temps un développement mitigé qui s'accélère néanmoins à la fin du XIXème siècle : elles comptent 3 750 000 adhérents en 1905.

L'instauration des assurances sociales intervient après la première guerre mondiale. Les lois du 5 avril 1928 et du 30 avril 1930 instituent, pour les salariés titulaires d'un contrat de travail, une assurance pour les risques maladie, maternité, invalidité, vieillesse et décès. Par ailleurs, à cette période, les assurances privées se développent pour les personnes non couvertes par les assurances sociales.

Le tournant principale de l'histoire de la protection sociale en France intervient avec la création de la Sécurité Sociale par les ordonnances du 4 et 19 octobre 1945. Elles généralisent la protection sociale à l'ensemble de la population (exception faite des professions agricoles ou non-salariées). En ce qui concerne la prévoyance des salariés, celle-ci est gérée par des caisses de sécurité sociale (aujourd'hui les CNAM) et financée par une double cotisation obligatoire du salarié et de l'employeur. La grande majorité des salariés dépendent du régime général.

Le décret du 8 juin 1946 définit les « dispositions communes aux régimes complémentaires des salariés » et ouvre des espaces pour les activités des mutuelles, institutions de prévoyance et compagnies d'assurance pour la couverture des risques sociaux.

Par la suite, l'article 7 de la Convention Collective Nationale des Cadres du 14 mars 1947 prévoit que :

« Avantages en matière de prévoyance Article 7 § 1er - Les employeurs s'engagent à verser, pour tout bénéficiaire visé aux articles 4 et 4 bis de la Convention ou à l'annexe IV à cette Convention, une cotisation à leur charge exclusive, égale à 1,50 % de la tranche de rémunération inférieure au plafond fixé pour les cotisations de Sécurité sociale. [...] Elle est affectée par priorité à la couverture d'avantages en cas de décès.»

En parallèle, la souscription à un régime de prévoyance complémentaire n'est pas obligatoire pour les salariés non cadres mais souvent imposée par les conventions collectives ou accords professionnels.

En 1989, la loi Evin sur la prévoyance renforce les garanties offertes dans le cadre des contrats de Prévoyance. Elle revêt notamment trois grands principes :

« La reconnaissance des droits propres des assurés dans le champ des assurances collectives, interdisant notamment la sélection médicale, la reconnaissance du droit au maintien à titre individuel d'une couverture collective, par exemple, lorsque l'assuré tombe en incapacité ou invalidité, devient chômeur ou part en préretraite ou retraite et l'harmonisation des situations des différents organismes mettant en œuvre des couvertures prévoyance.»

L'accord interprofessionnel du 11 janvier 2008 prévoit quant à lui la portabilité des droits à la complémentaire, c'est-à-dire que les personnes se retrouvant au chômage peuvent continuer à bénéficier de la complémentaire santé et du contrat de prévoyance de leur ancienne entreprise. La loi du 14 juin 2013 relative à la sécurisation de l'emploi est venue intégrer cette obligation dans le code de la Sécurité sociale et le rendre obligatoire pour tous les salariés du secteur privé. La portabilité est possible dans la limite de 12 mois et son financement est mutualisé entre l'employeur et les salariés actifs.

**Ces grandes étapes historiques ont mené au développement du marché de la Prévoyance complémentaire collective, élément essentiel de la protection sociale en France.**

## 0.2. Les garanties des contrats de Prévoyance Collective

**Nous allons dans la partie suivante décrire plus en détail le fonctionnement des garanties de Prévoyance Collective aujourd'hui.**

En France, comme vu précédemment, toutes les entreprises ont l'obligation de cotiser au régime obligatoire qui assure un socle minimum de garanties prévoyance à leurs salariés. Au décès d'un assuré, la Sécurité Sociale verse un capital égal à 3 mois de son salaire limité à la tranche A (fraction de la rémunération au plus égale au plafond annuel de la Sécurité Sociale).

En complément, le 1,5% cadre, la convention collective nationale dont dépend l'entreprise ou les accords d'entreprise peuvent prévoir la mise en place d'un contrat de prévoyance collectif tels que ceux proposés par Generali. Ceux-ci visent à offrir une meilleure couverture sociale que le régime obligatoire. Par ailleurs, chaque entreprise est libre d'offrir une couverture complémentaire à ses salariés.

Trois types d'organismes sont habilités à pratiquer ce type d'assurance :

- ▶ Les compagnies d'assurance,
- ▶ Les institutions de Prévoyance,
- ▶ Les mutuelles.

S'agissant des compagnies d'assurance, elles sont soumises au code des assurances dont l'article L. 141-1 du Code des Assurances définit les contrats collectifs comme suit :

« Est un contrat d'assurance de groupe le contrat souscrit par une personne morale ou un chef d'entreprise en vue de l'adhésion d'un ensemble de personnes répondant à des conditions définies au contrat, pour la couverture des risques dépendant de la durée de la vie humaine, des risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité, des risques d'incapacité de travail ou d'invalidité ou du risque de chômage.

Les adhérents doivent avoir un lien de même nature avec le souscripteur. »

Ces contrats font l'objet d'une adhésion obligatoire. Le caractère collectif implique que chaque salarié verse une cotisation ne dépendant que de son salaire. Par ailleurs, le cadre

réglementaire impose des contraintes de couvertures réglementaires selon les catégories socio-professionnelles des affiliés.

Les garanties pouvant être proposées au titre d'un contrat prévoyance sont nombreuses et couvrent une large typologie de risques.

Dans un premier temps, nous décrivons ci-dessous les principales garanties proposées dans le cadre de l'assurance en cas de décès.

- » Garantie Décès : capital défini dans le contrat et fonction du salaire, versé aux bénéficiaires en cas de décès.
- » Garantie Décès accidentel : capital supplémentaire défini dans le contrat et fonction du salaire, versé en cas de décès accidentel.
- » Garantie Frais d'obsèques : allocation versée à l'affilié pour couvrir les frais d'obsèques en cas de décès du conjoint ou d'un enfant à charge, ou au bénéficiaire pour couvrir ces frais au titre du décès de l'affilié.
- » Garantie Rente de conjoint : rente versée (temporaire ou viagère) au conjoint survivant en cas de décès de l'assuré.
- » Garantie Rente d'éducation : rente versée à chaque enfant à charge jusqu'à un âge limite éventuellement conditionné par la poursuite des études en cas de décès de l'assuré.
- » PTIA : capital décès versé par anticipation en cas de perte totale et définitive d'autonomie par l'assuré.

Ensuite viennent les garanties en cas d'arrêt de travail et d'invalidité.

- » Garantie d'incapacité temporaire de travail : indemnité journalière complémentaire à celle de la sécurité sociale (éventuellement déjà complétée par un autre régime) versée en cas d'arrêt de travail de l'affilié. Cette indemnité correspond à un pourcentage du salaire.
- » Garantie invalidité : rente complémentaire venant s'ajouter aux pensions versées par la sécurité sociale et éventuellement au salaire perçu en cas d'activité à temps partiel.

Toutes ces garanties sont assises sur le salaire de base annuelle en fonction des différentes tranches de salaires.

Les garanties peuvent éventuellement être limitées dans le contrat, par exemple dans les cas suivants :

- ▶ Exclusion en cas de suicide pendant un an après la souscription (L. 132-7 du code des assurances),
- ▶ Guerres.

Pour la garantie décès accidentel, d'autres exclusions peuvent être envisagées (pratiques de sports dangereux, décès suite à consommation excessive d'alcool ou de stupéfiants...).

**Si la refonte du barème prévoyance a bien couvert l'intégralité de ces garanties, nous avons fait le choix dans ce mémoire de détailler la refonte du tarif associé à la garantie Décès. Nous présenterons en fin d'étude de manière synthétique les principales conclusions de la revue des garanties Incapacité et Invalidité.**

### 0.3. Présentation de Generali

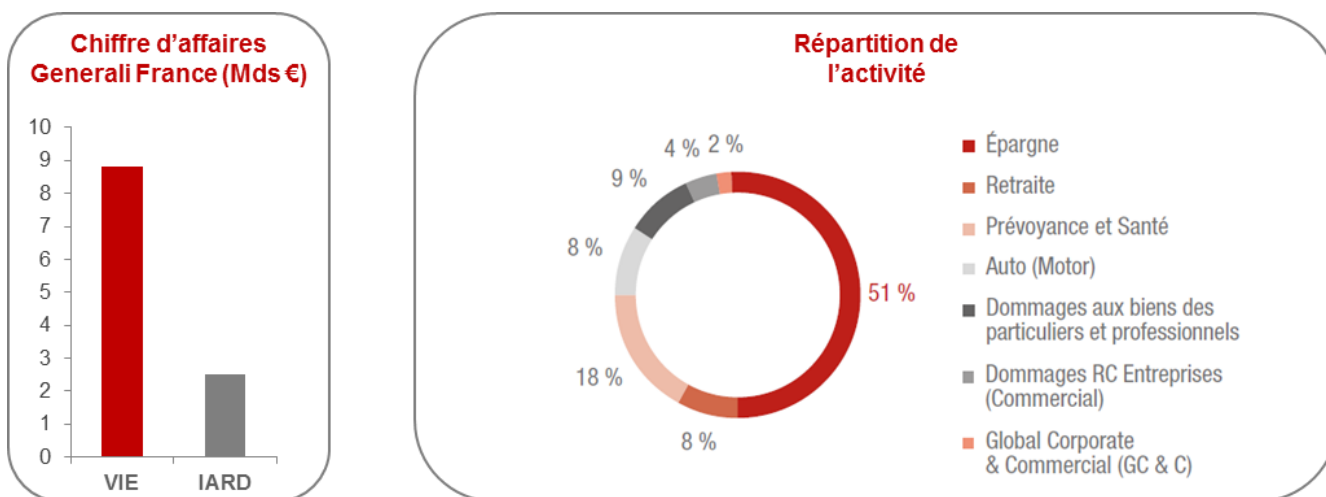
Dans cette partie, nous allons nous intéresser plus particulièrement au Groupe Generali et en particulier au portefeuille de Prévoyance collective qui fait l'objet de notre étude.

Generali France est une filiale du Groupe Generali, l'un des principaux acteurs mondiaux de l'assurance et des services financiers avec plus de 55 millions de clients dans plus de 60 pays et 73 000 collaborateurs à travers le monde. Generali est le premier assureur italien et troisième assureur européen.

La France est le troisième marché du Groupe après l'Italie et l'Allemagne. Generali France propose des offres sur une très large gamme de produits couvrant tous les besoins de l'assurance : assurance dommages, épargne et protection sociale pour les particuliers, les entreprises ou encore les professionnels.

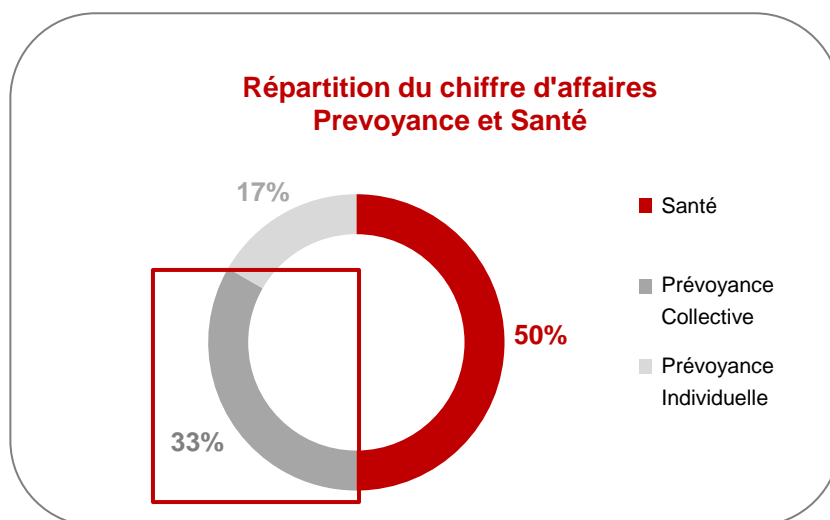
Le chiffre d'affaires de Generali France s'établit à 12 milliards d'euros. Pour environ 7 millions de clients, particuliers ou bénéficiaires de garanties dans le cadre de leur activité, ainsi que 800 000 entreprises et professionnels.

Nous présentons ci-après la répartition du chiffre d'affaires de Generali par type d'activité.



Nous pouvons constater que l'activité d'assurance Vie représente la majeure partie du chiffre d'affaires et que la Prévoyance et Santé représente 18% du total soit 2,2Md€.

Comme l'illustre le graphique ci-dessous, Generali France se positionne par ailleurs comme un acteur important du marché de la Prévoyance Collective avec un chiffre d'affaires de 0.7 Md€.



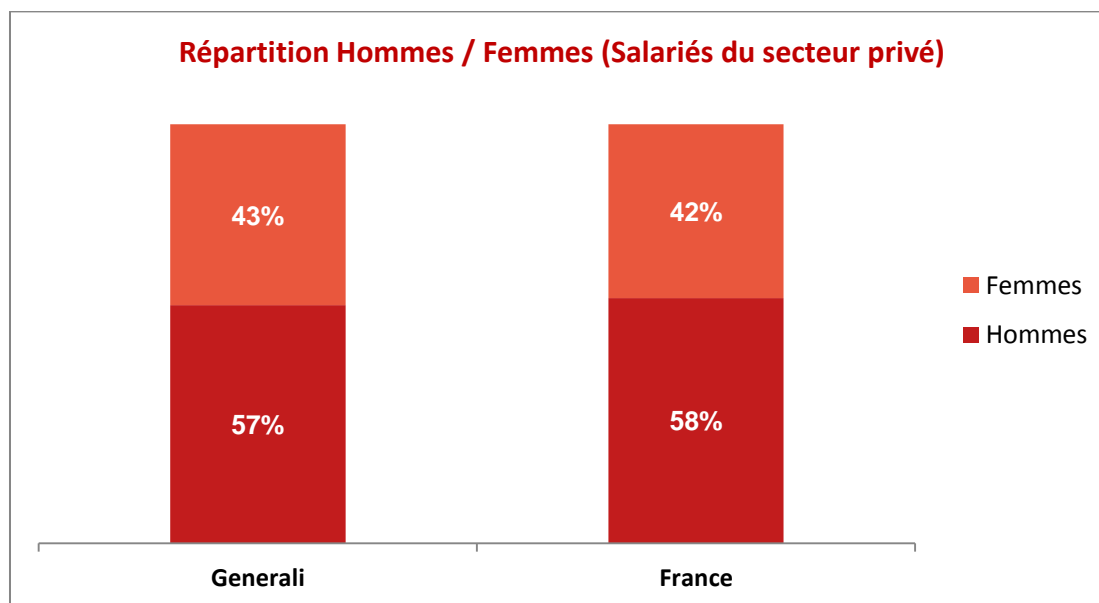
Notre étude porte sur les entreprises de plus de 20 salariés (chiffre d'affaires de 462M€) comme illustré ci-dessous :



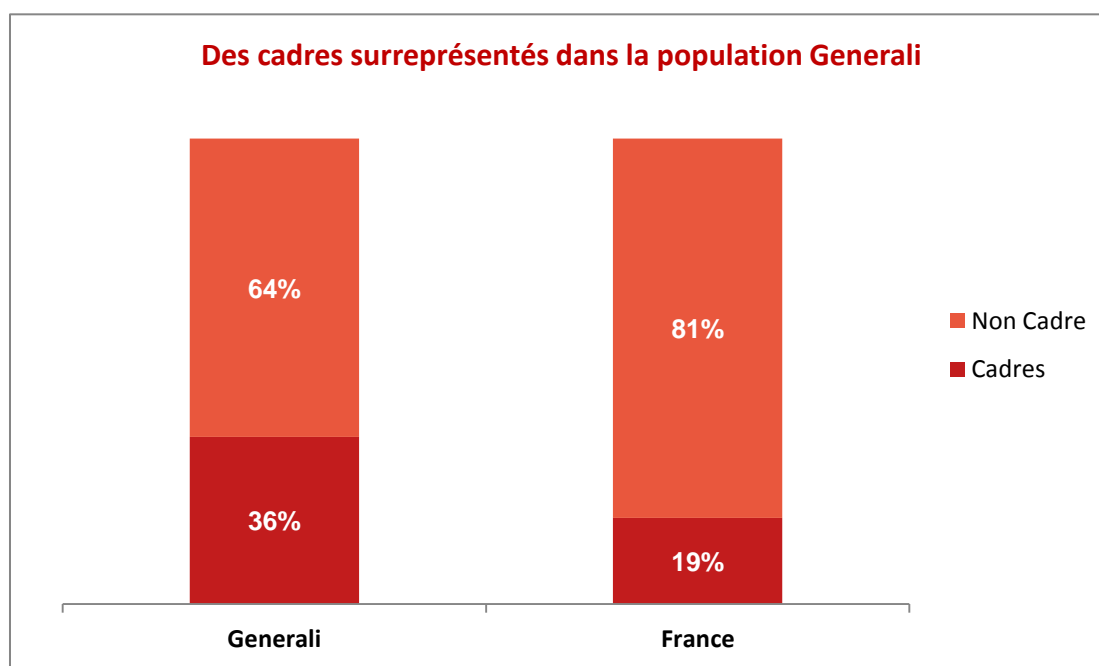
En effet, les contrats de Prévoyance Collective composant le portefeuille 1-20 de Generali correspondent majoritairement à des très petites entreprises de 2 à 3 salariés. D'un point de vue risque actuariel, ces portefeuilles sont beaucoup plus proches d'un contrat individuel et nous avons donc fait le choix de les exclure de notre étude.

Le portefeuille Prévoyance Collective couvert par notre étude représente un total de 245 000 affiliés. La stratégie de Generali sur ce marché est une démarche de développement soutenu (+6% par an à horizon 2021) à marge constante.

Dans la suite de ce paragraphe, afin d'illustrer les spécificités de notre portefeuille, nous présentons ses principales statistiques en comparaison à des statistiques nationales issues d'études Insee.



Nous constatons dans un premier temps que la répartition par sexe de Generali est proche de celle de la population française des salariés du secteur privé.





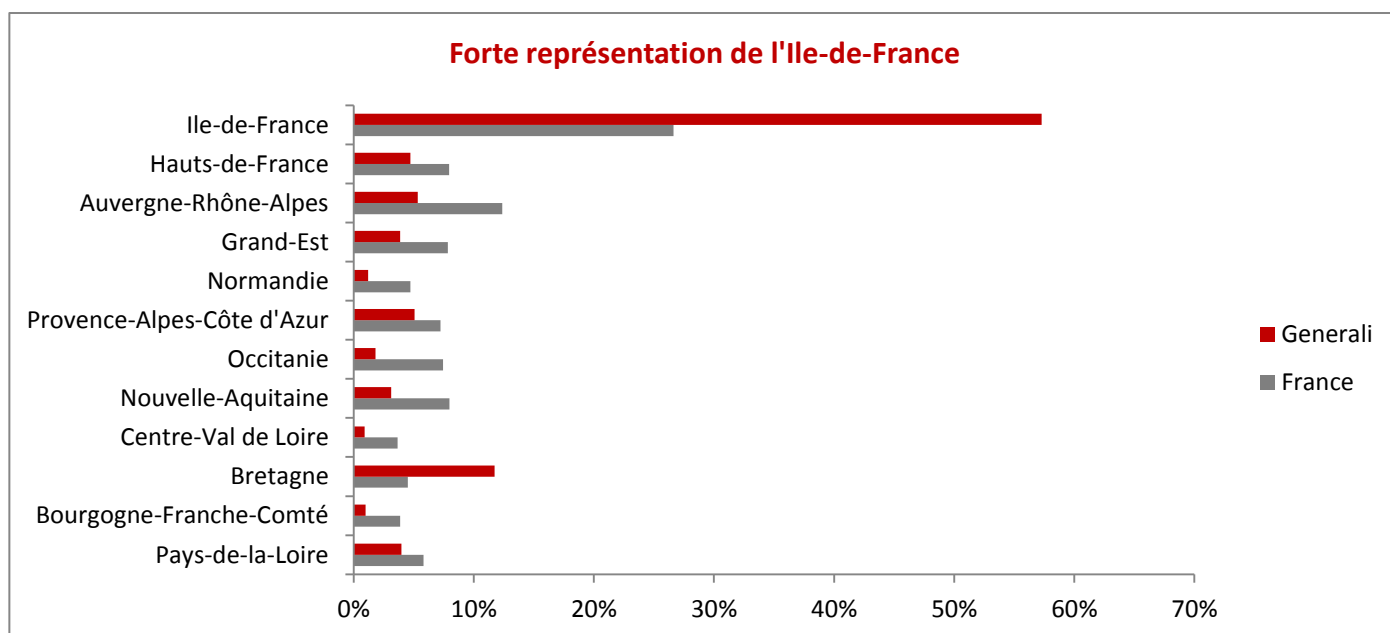
Nous constatons en revanche que les cadres sont fortement représentés dans la population Generali en comparaison de la population française des salariés du secteur privé. Nous nous attendions à cette différence, les populations Cadre étant, comme exposé en Préliminaires, historiquement mieux protégées en terme de prévoyance.

### **Forte représentation des activités scientifiques & techniques et de service**

	<b>Generali</b>	<b>France</b>
Activités scientifiques et tech.	29%	11%
Autres activités de services	21%	5%
Commerce, transports et services divers	24%	22%
Activités financières et d'assurance	8%	4%
Industrie manufacturière, industries extractives et	9%	13%
Information et communication	2%	3%
Administration publique, enseignement, santé hu	6%	34%
Activités immobilières	2%	1%
Construction	1%	6%
Agriculture, sylviculture et pêche	0%	1%

La proportion des activités scientifiques et techniques et des autres activités de services est quant à elle nettement supérieure à celle de la population générale des salariés du secteur privé.

Certains secteurs sont par essence très peu représentés chez les assureurs : les fonctionnaires dépendent du régime général et les populations présentes ici sont « assimilées fonctionnaire ». Le secteur de la construction est quant à lui peu segmenté et principalement assuré par des assureurs spécialisés.



Enfin, nous constatons que la région Ile-de-France est particulièrement représentée dans le portefeuille de Generali.

Pour ces deux dernières données, les chiffres Generali sont basés sur une valeur unique par Groupe assuré ; l'étude de ces valeurs montre qu'il s'agit généralement de la société principale ou de la holding et que les chiffres présentés ci-dessus (surtout concernant la localisation) ne sont pas dans tous les cas représentatifs du portefeuille assuré.

Au niveau des entreprises assurées, les informations à disposition (collège assuré, secteur d'activité, régions) montrent une spécificité de la cible Generali par rapport à la population française. Ces premières observations justifient a priori une étude pour vérifier si ces spécificités impactent les risques Prévoyance par rapport à la moyenne française et si le recours à des tables d'expérience s'avère nécessaire pour retranscrire ces impacts dans nos barèmes et proposer à nos clients un tarif adapté au risque accepté.

**L'activité Prévoyance Collective représente un enjeu important pour Generali compte tenu de sa volonté de se développer sur ce secteur. Ce développement ne pouvant se faire via une dégradation de la rentabilité, un tarif adapté, prenant en compte les spécificités des cibles de Generali et permettant un pilotage des rabais commerciaux sur la base d'une prime pure ajustée est nécessaire.**

#### 0.4. Etude de la réglementation en vigueur

**Pour terminer cette étude préliminaire, nous exposons le contexte réglementaire dans lequel nous avons réalisé nos travaux de tarification.**

L'article A132-18 du code des assurances précise les modalités de tarification des contrats d'assurance vie :

- ▶ Utilisation d'un taux d'intérêt technique fixé.
- ▶ Utilisation des tables de mortalité homologuées ou basées sur les données d'expérience de l'entreprise et certifiées par un actuaire indépendant.
- ▶ Lorsque les tarifs sont établis d'après des tables mentionnées homologuées ou dès lors qu'est retenue une table unique pour tous les assurés, celle-ci correspond à la table appropriée conduisant au tarif le plus prudent.
- ▶ Pour les contrats collectifs en cas de décès résiliables annuellement, le tarif peut être établi avec une méthode forfaitaire si celle-ci est justifiable.

**Un des choix structurants consistera donc à décider pour chaque type de risque si le tarif sera basé sur des tables de mortalité homologuées ou une table d'expérience.**

## 1. Principes généraux de tarification

**Nous allons dès à présent rentrer un peu plus en détail dans les caractéristiques des contrats de Prévoyance Collective et dans les principes de tarifications associés.**

Dans les régimes de prévoyance collective proposés par Generali et prévus par la convention collective nationale dont dépend l'entreprise ou les accords d'entreprise, le capital décès est déterminé à partir de la rémunération brute annuelle du salarié et exprimé en pourcentage de la rémunération.

Ce pourcentage est généralement différent suivant les tranches de rémunération :

- ▶ Tranche A : fraction de la rémunération au plus égale au plafond annuel de la Sécurité Sociale.
- ▶ Tranche B : fraction de la rémunération comprise entre un et quatre fois le plafond annuel de la Sécurité Sociale.
- ▶ Tranche C : fraction de la rémunération comprise entre quatre et huit fois le plafond annuel de la Sécurité Sociale.
- ▶ Tranche D : fraction de la rémunération supérieure à huit fois le plafond annuel de la Sécurité Sociale

En 2019, le plafond annuel de la Sécurité Sociale s'élève à 40 524€.

Par ailleurs, le capital est presque toujours différencié selon la situation de famille (célibataires, veufs ou Divorcés, marié, enfants à charge, etc..)

Lorsque l'on parle d'assurance collective, cela signifie que le contrat d'assurance concerne l'ensemble des salariés d'une entité juridique. L'adhésion par les salariés au contrat est obligatoire, et l'assureur calcule un tarif collectif dans le cadre duquel chaque salarié verse une cotisation dépendant uniquement de son salaire et de sa catégorie socio-professionnelle.

S'agissant de l'assurance décès chaque groupe ou entité fait donc l'objet d'un calcul de prime à partir des éléments classiques de tarification des garanties Vie (identiques à ceux

utilisés dans le cadre de l'assurance individuelle) : une table de mortalité homologuée ou d'expérience, un taux technique et le montant du capital à verser.

Par ailleurs, l'assurance de groupe concerne toujours une population particulière, par exemple les cadres d'une entreprise. Il est indispensable de disposer d'éléments sur la démographie de cette population ainsi que sur les salaires annuels pour tarifier les garanties.

#### A. Défis actuariels

Les modèles de tarification de contrats prévoyance individuels sont usuellement basés sur les variables discriminantes suivantes :

- ▶ **Age** : l'âge est un facteur fondamental pour la tarification des capitaux décès puisque la probabilité de décès est croissante avec l'augmentation de l'âge de l'assuré. A noter qu'en prévoyance collective, la période de couverture s'éteint au départ du salarié de l'entreprise (sauf cas de portabilité des droits) et au plus tard à son départ en retraite.
- ▶ **Situation de famille** : les garanties décès toutes causes prévoient, presque toujours, une majoration des capitaux garantis en présence d'enfants à charge, ou la mise en place d'une rente conjoint ou éducation. Leur connaissance précise permet de cerner le plus exactement possible le montant des capitaux décès sous risque.
- ▶ **Catégorie Socio Professionnelle** : une pratique commune de place vise à différencier les tarifs en fonction des catégories socio professionnelles (cadre, non cadre, ouvrier...), les populations cadres étant supposées moins à risque que les populations non cadres et ouvrières (meilleurs accès aux soins, risque d'accident réduit...).
- ▶ **Etat de santé** : la sélection médicale possible en individuel permet de construire un tarif en fonction de groupes homogènes de risques.
- ▶ Contrairement à un contrat individuel, il est possible pour un contrat collectif de prendre en compte la variable **Sexe** : pour des âges correspondants à des salariés actifs c'est-à-dire inférieurs à 67 ans, les tables de mortalité réglementaires, tout comme les données observées par les assureurs, montrent une mortalité des femmes nettement inférieure à celle des hommes quelque soient les âges.

Idéalement, un contrat collectif serait tarifié comme une somme de risques individuels sur la base de données tête par tête.

Néanmoins, l'information transmise par les entreprises concernant les affiliés est rarement détaillée et nous sommes contraints d'utiliser pour plusieurs variables des valeurs moyennes qui nous sont fournies pour les groupes :

- ▶ Age moyen du groupe,
- ▶ Salaire annuel moyen,
- ▶ Nombre d'hommes, de femmes, d'enfants à charge etc...

Par ailleurs, certaines données ne sont pas du tout disponibles et doivent être estimées. Il s'agit de l'âge des conjoints et de l'âge des enfants.

Enfin, d'autres difficultés actuarielles apparaissent pour tarifier un risque collectif décès :

- ▶ Conformément à la loi Evin, nous ne faisons pas de sélection médicale sur nos contrats collectifs à fins d'exclusions ou de majorations individuelles
- ▶ Le tarif doit être identique pour tous les salariés du groupe assuré (c'est pourquoi notamment, il est possible d'utiliser la variable sexe : le tarif restera unique homme/femme et n'entraînera pas de discrimination)
- ▶ Les données fournies par les courtiers/clients dans le cadre des appels d'offres sont généralement mutualisées à la maille du groupe d'entreprises malgré parfois une multitude de filiales.

En contrepartie, les contrats sont annuels et il est donc possible tous les ans de corriger une erreur de tarification par une majoration au risque :

- ▶ De perdre le client si la majoration conduit à un tarif hors marché
- ▶ De constater des pertes plusieurs années avant d'avoir une vision stabilisée du risque via les résultats constatés (qui mettent quelques années à se stabiliser sur un risque prévoyance).

Afin d'éviter cette latence, il est donc important d'avoir un bon modèle de tarification a priori.

## B. Tarification actuelle :

Il existe deux méthodes de tarification des affaires nouvelles chez Generali.

La première est la tarification a posteriori basée sur les résultats passés du contrat à assurer. Cet élément fiable est le plus souvent disponible uniquement pour des grands comptes (effectif >100 têtes) et a tout de même des limites. En effet, le résultat des survenances récentes est rarement consolidé et peut conduire à des mauvaises (ou bonnes) surprises. Par ailleurs, il est impossible de capter une déformation de la démographie du groupe assuré, notamment pour les appels d'offres intervenant dans le cadre de réorganisations d'entreprises.

La seconde est la tarification a priori basée sur un barème Prévoyance peu mis à jour prenant en compte trois critères discriminants : âge, sexe, CSP. Ce barème, principalement utilisé sur nos moyens comptes (entreprises de 20 à 100 affiliés), conduit de manière générale à une surtarification, compensée en partie par des rabais commerciaux importants. En effet, nous constatons un ratio combiné en moyenne de 76% (et un S/P de 26% pour le décès seul, hors incapacité-invalidité) une fois retraité du rabais commercial entre 2012 et 2016.

Ce tarif conduit à des résultats financiers intéressants, toutefois, et les réseaux de vente le confirment, le tarif trop élevé constitue un frein au développement du produit. Pour optimiser le résultat généré par ce portefeuille, et simplifier son pilotage (le tarif de base doit être basé sur une prime pure à l'équilibre), un nouveau barème plus en adéquation avec les risques assurés doit être construit. Notre mémoire s'inscrit dans ce cadre.

Par ailleurs, la surveillance du portefeuille (renouvellement annuel des contrats avec actions de majorations ou résiliations) est uniquement basée sur une tarification a posteriori. L'utilisation en surveillance d'un barème prenant en compte la mise à jour des données démographiques semble également une piste d'optimisation intéressante.

**En synthèses, les principales composantes du tarif décès qui feront l'objet d'une refonte dans le cadre de notre étude sont :**

- ▶ La construction d'une table de mortalité d'expérience
- ▶ Le calcul du décalage d'âge à prendre en compte pour une tarification par âge moyen
- ▶ La détermination de l'âge moyen des enfants
- ▶ L'estimation de l'âge actuariel du conjoint
- ▶ La recherche de variables discriminantes et estimation des coefficients de correction
- ▶ L'estimation de l'impact du changement de tarif

**Cela sera l'objet des parties suivantes de notre mémoire.**



## **2. Construction de la table de mortalité brute**

**Compte tenu des spécificités du portefeuille par rapport à la population générale, Generali fait le choix d'utiliser des tables d'expérience, c'est-à-dire des tables basées sur la population particulière de portefeuille Generali. Dans un premier temps, nos travaux ont donc consisté à récupérer et à traiter les données sur les affiliés afin de construire les tables de mortalité brutes.**

### **2.1. Obtention des données**

**Cette première partie vise à présenter les étapes de collecte de données brutes sur les affiliés Prévoyance Collective.**

La gestion du portefeuille de Prévoyance Collective (entreprises supérieures à 20 têtes) de Generali est en très grande majorité confiée à des délégataires. Generali ne procède pas systématiquement à l'affiliation de ses assurés dans ses systèmes. Aussi nous ne disposons pas de données individuelles sur l'ensemble de la population d'affiliés.

Pour l'obtention des données sur les assurés, nous nous sommes donc rapprochés des principaux délégataires de Generali afin d'obtenir les bases de données des affiliés.

Ces derniers nous ont fourni des bases brutes issues de leur systèmes de gestion. Au total, l'ensemble des bases de données obtenues représente un total d'environ 500 000 lignes pour 290 000 affiliés.

A ce stade, nous avons identifié une difficulté liée à l'exploitation de ces bases dont les formats sont très variables et inégaux. Nous avons par ailleurs constaté qu'un certain nombre de données comme le motif de décès ou le numéro de contrat étaient manquantes ou incohérentes dans chacune des bases obtenues. Lorsque ces deux données étaient manquantes, étant donné qu'il n'était pas possible de déterminer quels assurés étaient décédés et avaient fait l'objet d'une indemnisation, nous avons considéré que la base était inexploitable et l'avons supprimée de notre scope. Cela concerne 5 délégataires sur les 11 sélectionnés.

Pour les autres délégataires, le motif de sortie était généralement absent mais le nom ou le numéro de contrat nous permettait de réaliser des rapprochements avec les bases sinistres

Generali. Néanmoins, dans la majorité des cas, nous n'étions en mesure de rapprocher qu'une partie des assurés avec des contrats. Lorsque plus de 20% des assurés n'étaient pas rapprochables, nous avons choisi de supprimer la base de la sélection. Cela concerne dans ce cas 5 autres délégataires.

Délégataire	Nombre de lignes	Nombre d'assurés	Commentaires
Grand courtier 1	180 094	180 094	Base exploitable mais à enrichir
Grand courtier 2	118 372	57 406	Pas de motif de sortie ni de clé de rapprochement avec les bases sinistres
Courtier spécialisé 1	66 477	n.c	Base non exploitable
Grand courtier 3	35 047	33 626	Pas de motif de sortie ni de clé de rapprochement avec les bases sinistres
Grand courtier 4	32 159	n.c	Base non exploitable
Grand courtier 5	21 899	21 891	Pas de motif de sortie ni de clé de rapprochement avec les bases sinistres
Grand courtier 6	14 589	n.c	Base non exploitable
Grand courtier 7	13 012	4 856	Pas de motif de sortie ni de clé de rapprochement avec les bases sinistres
Courtier spécialisé 2	8 922	8 271	Pas de motif de sortie ni de clé de rapprochement avec les bases sinistres
Courtier spécialisé 3	8 705	n.c	Base non exploitable
Grand courtier 8	8 274	n.c	Base non exploitable
<b>TOTAL</b>	<b>507 550</b>	<b>306 144</b>	

**Seule la base du Grand courtier 1 qui comporte 180 094 assurés a ainsi pu être exploitée dans le cadre de notre étude. Cette base comportant 7 années de sinistralité, cela représente un scope significatif d'affiliés pour réaliser une étude statistique.**

## 2.2. Fiabilisation et traitement des données brutes

**Comme évoqué précédemment, la qualité des données obtenues est inégale et ces dernières comportent un nombre important d'anomalies et d'incohérences ce qui a nécessité de réaliser des retraitements et contrôles. Ces derniers ont fait l'objet d'un plan d'action qui a été très consommateur de temps dans le projet mais qui s'est néanmoins révélé indispensable pour pouvoir exploiter les données brutes. Les principaux retraitements réalisés sont décrits dans le paragraphe ci-après.**

La base de données brutes se présente sous la forme d'une liste d'affiliés avec 33 indicateurs. Nous avons été confrontés à ce stade à une problématique structurante de qualité de données que nous avons dû contourner en réalisant diverses manipulations manuelles dont nous décrivons les principales par la suite. Nous avons par ailleurs mis en place près de vingt contrôles pour nous assurer d'identifier le maximum d'anomalies : par exemple un contrôle de la cohérence des caractères utilisés (numériques pour les données

chiffrées), un contrôle ligne à ligne pour les affiliés avec des âges incohérents par rapport à la population affiliée, une vérification sur un échantillon d'affiliés de la validité des garanties Prévoyance etc...

Dans un premier temps, sur plusieurs milliers de lignes, nous avons constaté une incohérence de la date de naissance. Soit la donnée était tout simplement absente soit une information était de manière évidente erronée (une année de naissance antérieure à 1900 quand le doyen actuel de l'humanité est né en 1903 par exemple). Pour faire face à ce problème, nous avons utilisé, lorsqu'il était disponible, un indicateur correspondant aux 5 premiers chiffres du numéro de sécurité sociale pour confirmer ou alimenter le champs date de naissance. Lorsqu'il était absent, nous avons parfois dû réaliser des correctifs ligne à ligne en retraitant un chiffre ou un format incohérent. Par ailleurs, nous avons exclu près de 4 000 affiliés pour lesquels nous n'avons pas identifié de procédé pour rapatrier une information fiable.

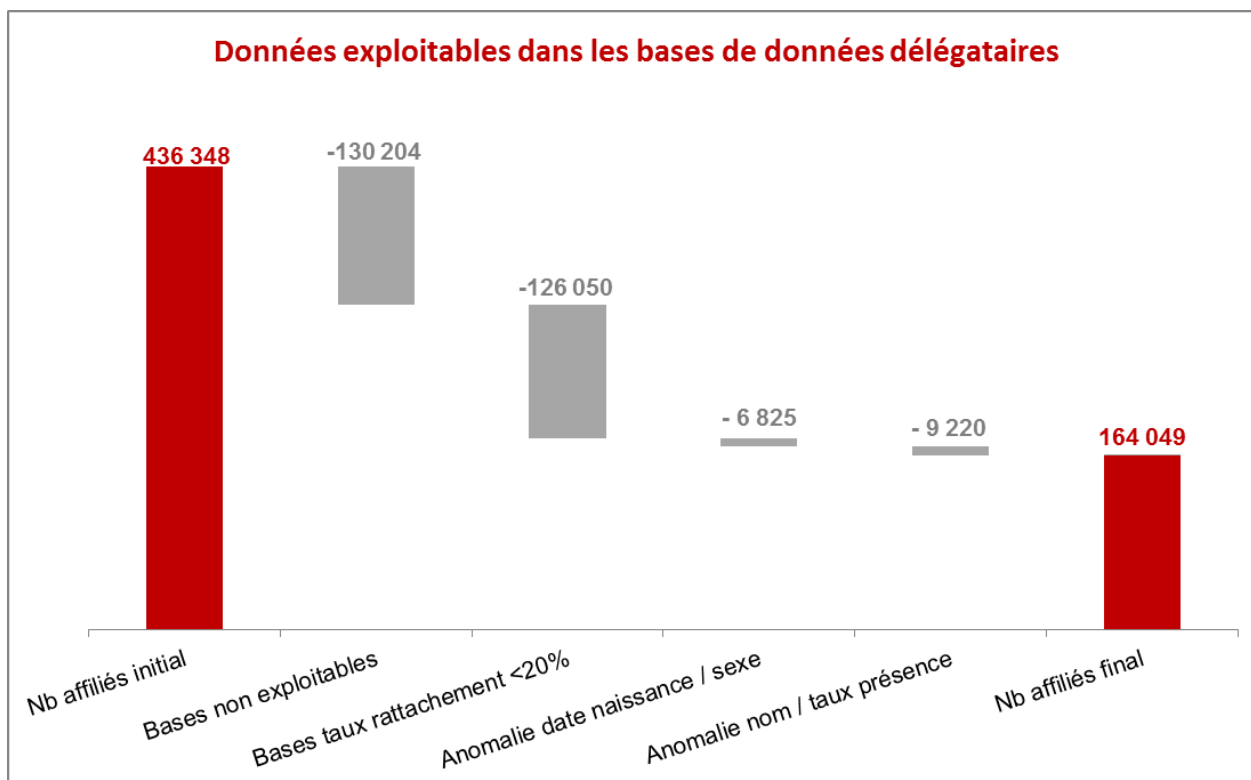
De même, nous avons identifié un grand nombre de cas d'absence de l'indicateur « sexe de l'assuré ». Pour contourner ce problème, nous avons estimé le sexe, lorsqu'il était absent, à partir du même indicateur anonyme basé sur le numéro de sécurité sociale s'il était disponible dans la base (commençant par 1 ou 2). En cas d'absence de l'indicateur, nous avons mis en place un algorithme de recherche du sexe à partir du prénom de l'affilié. En dernier recours, en cas d'impossibilité de résoudre le problème manuellement, nous avons exclu les affiliés de la base, soit environ 3 000 têtes.

Nous avons par ailleurs exclu les lignes pour lesquelles, le nom ou le taux de présence par année d'observation n'était pas disponible.

Après exclusion des données non exploitables :

- Nombre d'affiliés avec un taux de présence non nul : 164 049
- La base de données couvre la période 2009 - 2015
- Elle compte en cumulé sur la période un nombre total de personnes présentes dans la tranche d'âge 18 ans – 65 ans qui s'établit à 387 845 têtes

Nous présentons par ailleurs dans le graphique ci-dessous l'impact des retraitements que nous avons réalisés sur le nombre d'affiliés exploitables pour notre étude.



Nous avons également enrichi la base avec les indicateurs « région » et « activité » à partir des bases de données Generali. Ces indicateurs ne sont disponibles qu'à la maille Groupe et non Entité. Nous avons utilisé le « numéro de contrat » commun aux bases des délégataires et à notre outil de gestion pour rapatrier ces indicateurs. Lorsque le numéro de contrat n'était pas exploitable dans les bases, nous avons réalisé une recherche à partir d'un algorithme utilisant le nom, le prénom et date de naissance de l'assuré (recherche multicritères).

In fine, les données disponibles que nous allons exploiter sont les suivantes :

- ▶ N° affilié
- ▶ N° et libellé holding
- ▶ N° et libellé filiale
- ▶ Collège
- ▶ N° Contrat
- ▶ Date de naissance
- ▶ Date d'entrée et de sortie
- ▶ Région
- ▶ Activité

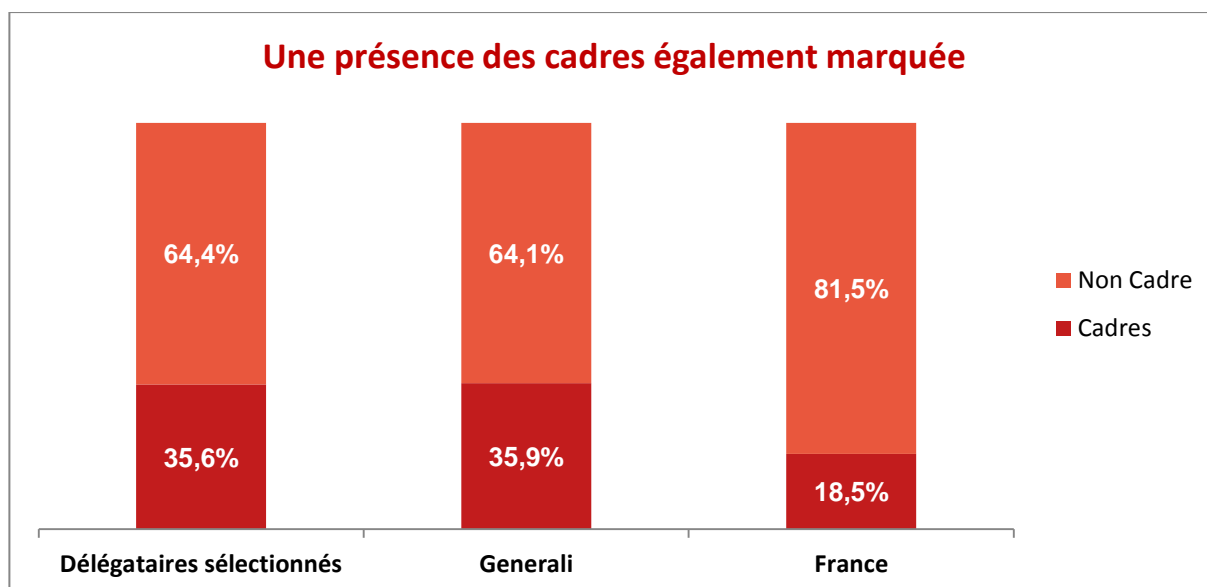
Afin de déterminer le nombre de têtes (lx), nous avons pour chaque année de couverture calculé le taux de présence de chaque affilié en fonction de sa date d'entrée et de sa date de sortie. Par ailleurs, nous avons pour chaque année de survenance déterminé l'âge de chaque affilié à partir de sa date de naissance.

**Ainsi, après une phase de retraitement des bases qui s'est avérée assez lourde et chronophage, nous disposons d'une base d'affiliés cohérente et exploitable.**

### 2.3. Etude des données sur les affiliés

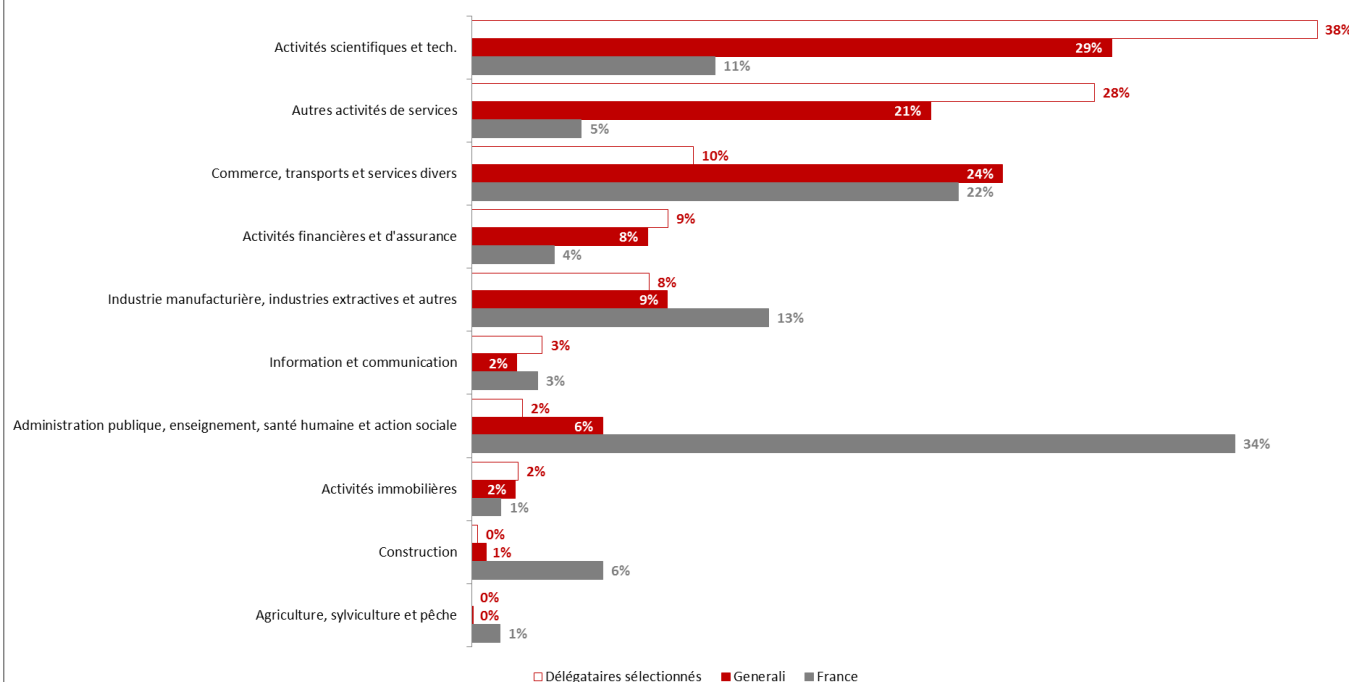
**Afin de pouvoir exploiter ces données par affilié issues d'une sélection de délégataires, il est nécessaire de s'assurer qu'elles sont représentatives du portefeuille Generali. Ceci est l'objet de la partie suivante.**

Nous en avons donc étudié les principales statistiques en comparaison à celles du portefeuille Generali et de la population générale française.



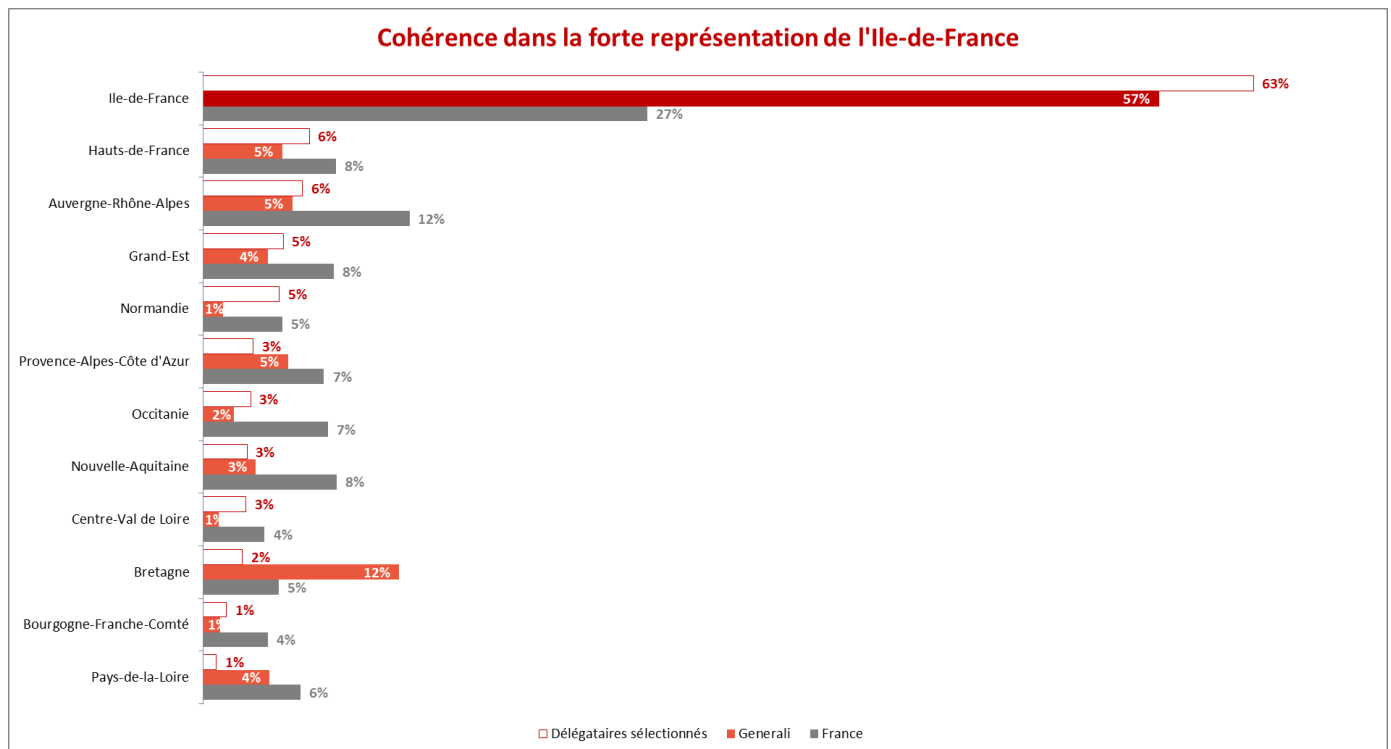
Sur ce critère, les données obtenues de nos délégataires sont parfaitement cohérentes avec celles du portefeuille et nous faisons le même constat de surreprésentation des cadres par rapport à la population générale française.

### Une représentation des activités de scientifique & technique et de service très marquée

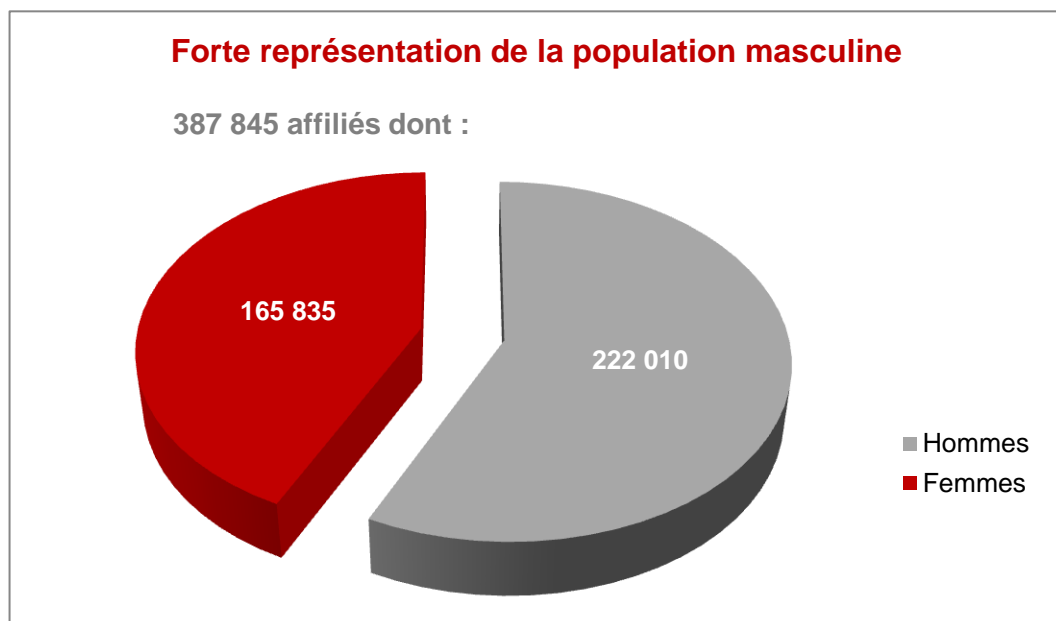


Concernant les activités, nous constatons que les données issues des délégués sont nettement plus proches de celles du portefeuille de Generali que de celles de la population générale française. Nous constatons notamment une surreprésentation des activités scientifiques & techniques et des activités de service.

Néanmoins, sur certaines activités, nous constatons une légère décorrélation entre les données des délégués sélectionnés et celles du portefeuille Generali. Il conviendra donc d'être prudents dans l'utilisation de ce paramètre en tant que variable de tarification.



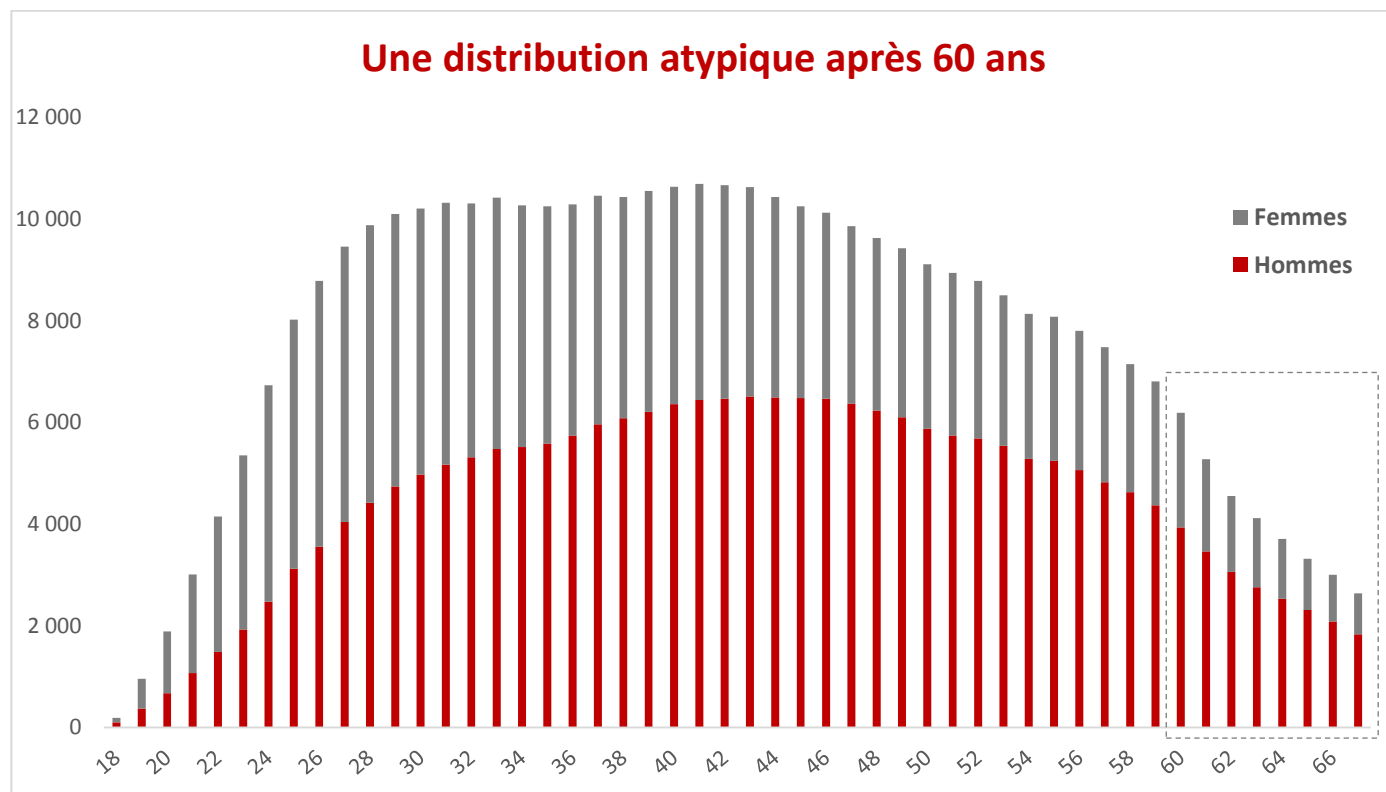
Comme dans le portefeuille Generali, nous constatons une très forte représentation de la région Ile-de-France. Nous devons donc également être prudents lors de l'utilisation de cette variable, le volume de données sur certaines autres régions étant potentiellement peu significatif. Une solution envisagée à ce stade est de réaliser des regroupements cohérents.



Comme dans le portefeuille Generali, nous constatons dans les données obtenues une forte représentation masculine.

En conclusion, les données obtenues semblent à ce stade suffisamment représentatives de la population du portefeuille Generali pour être utilisées pour construire la table de mortalité d'expérience.

Nous avons ensuite étudié la distribution de la population de notre base de données.



Nous constatons que la distribution est atypique après 60 ans avec une cadence de départ à la retraite qui paraît trop lente par rapport aux statistiques nationales. Nous avons réalisé un retraitement sur cette population, retraitement sur lequel nous reviendrons dans la suite de cette étude.

Nous présentons ci-dessous les  $l_x$  par tranche d'âge :

	[0-38]	[39-43]	[44-47]	[48-50]	[51-52]	[53-54]	[55-56]	[57-58]	[59-60]	[61-62]	[63-65]	TOTAL
<b>Hommes</b>	77 747	31 969	25 799	18 203	11 422	10 814	10 303	9 446	8 295	6 521	7 586	<b>218 105</b>
<b>Femmes</b>	83 687	21 190	14 856	9 956	6 295	5 819	5 574	5 179	4 694	3 300	3 550	<b>164 100</b>
<b>TOTAL</b>	<b>161 433</b>	<b>53 159</b>	<b>40 655</b>	<b>28 159</b>	<b>17 717</b>	<b>16 633</b>	<b>15 877</b>	<b>14 625</b>	<b>12 989</b>	<b>9 822</b>	<b>11 136</b>	<b>382 204</b>



**Bien que certains retraitements restent à réaliser, notamment concernant la distribution de la population après 60 ans, nous constatons que les données de notre échantillon sont suffisamment représentatives de la population du portefeuille Generali pour être exploitées dans le cadre de la refonte du tarif.**

#### **2.4. Traitement des bases pour intégrer les données sur les décès**

**L'étape suivante, avant de pouvoir construire notre table de mortalité, est d'intégrer les sinistres décès survenus dans la période de couverture de notre base de données.**

Certaines bases de délégataires comportaient le motif de sortie Décès ce qui nous a fourni une première piste pour identifier les décès. Pour nous assurer de la qualité et de l'exhaustivité de cet indicateur, nous avons également croisé les bases affiliées avec la base des sinistres décès issus de l'applicatif de gestion AVT Coll. ainsi qu'avec les bases de données déshérence. Pour éviter les anomalies (homonymes principalement), nous avons utilisé pour chaque affilié quatre critères de rapprochement : le nom, le prénom, le mois et l'année de naissance.

Par ailleurs, ces rapprochements nous ont permis d'identifier des incohérences dans les motifs de sortie des bases de certains délégataires. Nous avons donc mené une étude avec les équipes de l'indemnisation pour nous assurer de la validité de chacun des sinistres identifiés. Nous avons en effet constaté, grâce à ce contrôle, qu'un certain nombre de décès mentionnés par les délégataires correspondaient en réalité à des règlements d'obsèques suite au décès du conjoint ou d'un enfant de l'affilié, ou encore, qu'ils concernaient des affiliés qui n'étaient plus couverts par une garantie décès au moment de la survenance du sinistre. Nous avons donc supprimé certains décès de notre base.

En conclusion, ces travaux nous ont permis de constituer une base de données avec pour chaque assuré un indicateur décédé [oui / non] et une date de décès le cas échéant. Nous avons ainsi obtenu pour chaque tête un taux de présence ( $lx$ ), un âge et l'année de décès.

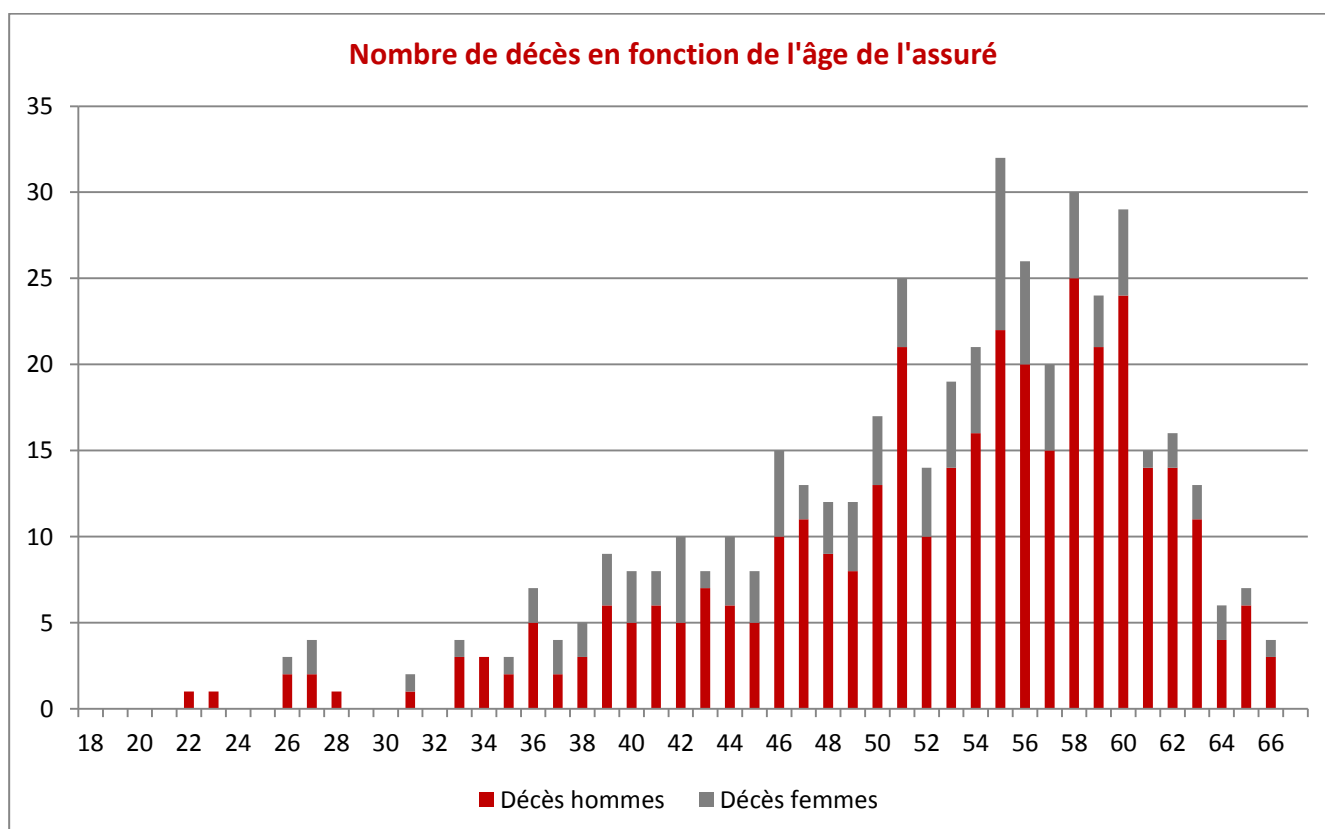
Exemple issu de la base d'un grand courtier :

ID	Taux de présence							Age							Nombre de décès						
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
301	32%	100%	100%	100%	5%	0%	0%	27	28	29	30	31	32	33	0	0	0	0	0	0	0
302	0%	0%	100%	100%	100%	100%	100%	46	47	48	49	50	51	52	0	0	0	0	0	0	0
303	0%	0%	100%	0%	0%	0%	0%	24	25	26	27	28	29	30	0	0	0	0	0	0	0
304	0%	0%	0%	0%	0%	50%	100%	23	24	25	26	27	28	29	0	0	0	0	0	0	0
305	0%	0%	0%	100%	74%	0%	0%	53	54	55	56	57	58	59	0	0	0	0	1	0	0
306	0%	0%	46%	100%	100%	100%	100%	19	20	21	22	23	24	25	0	0	0	0	0	0	0

Statistiques sur les âges de la population étudiées :

- Age moyen de la population : 43 ans
- Age moyen des hommes : 44 ans
- Age moyen des femmes : 40 ans

Enfin nous présentons ci-dessous les données brutes sur le nombre de décès en fonction de l'âge de l'assuré.



**Au total nous avons pour les hommes 357 décès et pour les femmes 112 décès.**

## 2.5. Construction de la table

A partir des taux de présence et des décès identifiés dans notre base affiliés, nous avons pu construire une première table brute des décès.

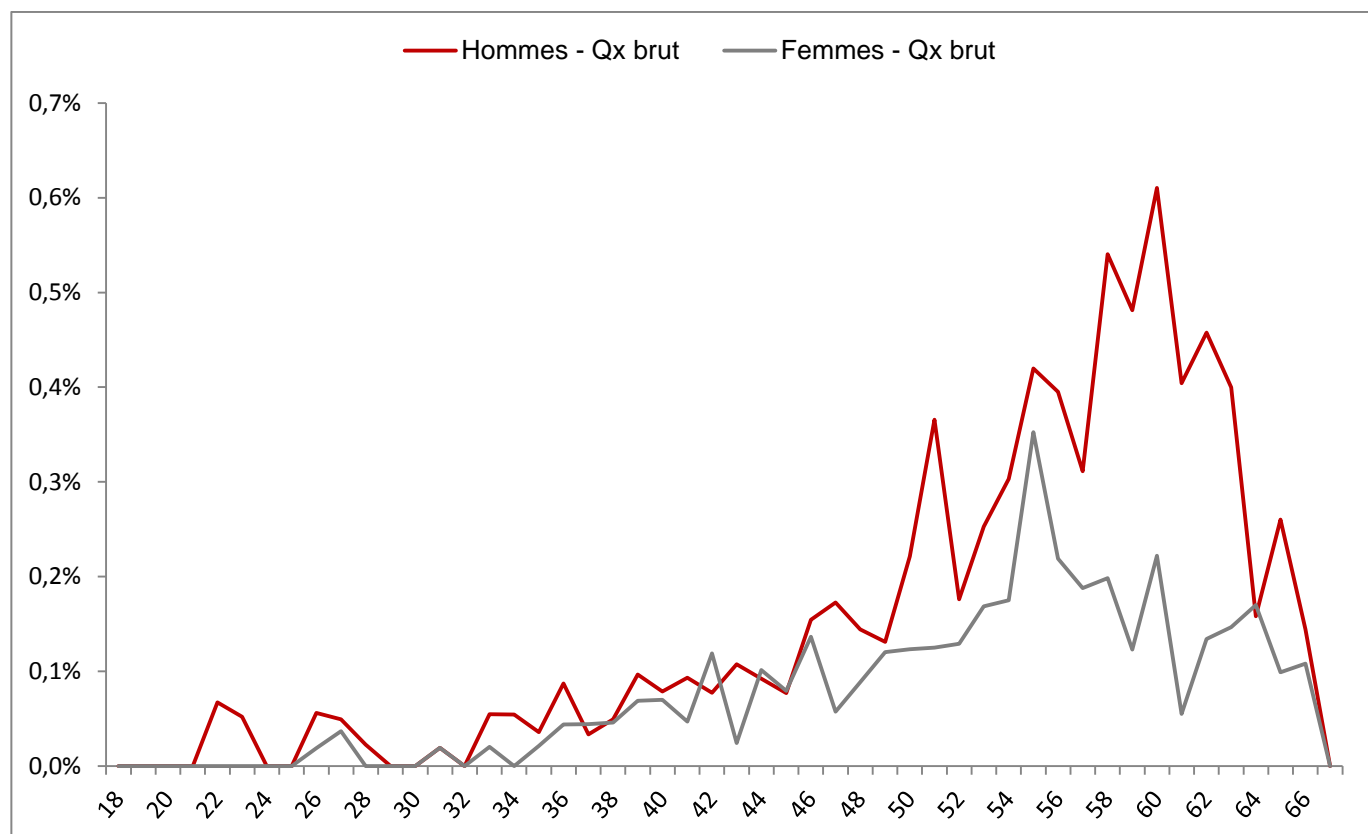
Pour chaque âge entre 18 et 67 ans, nous avons calculé le ratio  $q_x = \frac{dx}{lx}$

Hommes					
Age	lx	lx retraité *	dx	qx	qx retraité *
18	95	95	0	0,0%	0,0%
19	368	368	0	0,0%	0,0%
20	670	670	0	0,0%	0,0%
21	1 068	1 068	0	0,0%	0,0%
22	1 485	1 485	1	0,1%	0,0%
23	1 925	1 925	1	0,1%	0,0%
24	2 473	2 473	0	0,0%	0,0%
25	3 122	3 122	0	0,0%	0,0%
26	3 554	3 554	2	0,1%	0,0%
27	4 041	4 041	2	0,0%	0,0%
28	4 417	4 417	1	0,0%	0,0%
29	4 740	4 740	0	0,0%	0,0%
30	4 972	4 972	0	0,0%	0,0%
31	5 164	5 164	1	0,0%	0,0%
32	5 313	5 313	0	0,0%	0,0%
33	5 473	5 473	3	0,1%	0,1%
34	5 510	5 510	3	0,1%	0,1%
35	5 579	5 579	2	0,0%	0,0%
36	5 737	5 737	5	0,1%	0,1%
37	5 958	5 958	2	0,0%	0,0%
38	6 082	6 082	3	0,0%	0,1%
39	6 204	6 204	6	0,1%	0,1%
40	6 354	6 354	5	0,1%	0,1%
41	6 440	6 440	6	0,1%	0,1%
42	6 465	6 465	5	0,1%	0,1%
43	6 506	6 506	7	0,1%	0,1%
44	6 488	6 488	6	0,1%	0,1%
45	6 474	6 474	5	0,1%	0,1%
46	6 466	6 466	10	0,2%	0,2%
47	6 370	6 370	11	0,2%	0,2%
48	6 233	6 233	9	0,1%	0,2%
49	6 099	6 099	8	0,1%	0,1%
50	5 871	5 871	13	0,2%	0,2%
51	5 742	5 742	21	0,4%	0,4%
52	5 680	5 680	10	0,2%	0,2%
53	5 536	5 536	14	0,3%	0,3%
54	5 277	5 277	16	0,3%	0,3%
55	5 242	5 242	22	0,4%	0,5%
56	5 061	5 061	20	0,4%	0,4%
57	4 820	4 820	15	0,3%	0,3%
58	4 626	4 626	25	0,5%	0,6%
59	4 364	4 364	21	0,5%	0,5%
60	3 931	3 931	24	0,6%	0,7%
61	3 462	2 738	14	0,4%	0,6%
62	3 059	1 755	14	0,5%	0,9%
63	2 752	1 165	11	0,4%	1,0%
64	2 528	786	4	0,2%	0,6%
65	2 306	576	6	0,3%	1,2%
66	2 079	365	3	0,1%	0,9%
67	1 826	154	0	0,0%	0,0%

Femmes					
Age	lx	lx retraité *	dx	qx	qx retraité *
18	91	91	0	0,0%	0,0%
19	584	584	0	0,0%	0,0%
20	1 217	1 217	0	0,0%	0,0%
21	1 937	1 937	0	0,0%	0,0%
22	2 663	2 663	0	0,0%	0,0%
23	3 425	3 425	0	0,0%	0,0%
24	4 257	4 257	0	0,0%	0,0%
25	4 900	4 900	0	0,0%	0,0%
26	5 228	5 228	1	0,0%	0,0%
27	5 416	5 416	2	0,0%	0,0%
28	5 458	5 458	0	0,0%	0,0%
29	5 359	5 359	0	0,0%	0,0%
30	5 232	5 232	0	0,0%	0,0%
31	5 155	5 155	1	0,0%	0,0%
32	4 991	4 991	0	0,0%	0,0%
33	4 948	4 948	1	0,0%	0,0%
34	4 755	4 755	0	0,0%	0,0%
35	4 669	4 669	1	0,0%	0,0%
36	4 551	4 551	2	0,0%	0,0%
37	4 501	4 501	2	0,0%	0,0%
38	4 350	4 350	2	0,0%	0,1%
39	4 344	4 344	3	0,1%	0,1%
40	4 281	4 281	3	0,1%	0,1%
41	4 251	4 251	2	0,0%	0,1%
42	4 196	4 196	5	0,1%	0,1%
43	4 118	4 118	1	0,0%	0,0%
44	3 940	3 940	4	0,1%	0,1%
45	3 772	3 772	3	0,1%	0,1%
46	3 659	3 659	5	0,1%	0,2%
47	3 485	3 485	2	0,1%	0,1%
48	3 391	3 391	3	0,1%	0,1%
49	3 327	3 327	4	0,1%	0,1%
50	3 238	3 238	4	0,1%	0,1%
51	3 196	3 196	4	0,1%	0,1%
52	3 099	3 099	4	0,1%	0,1%
53	2 965	2 965	5	0,2%	0,2%
54	2 854	2 854	5	0,2%	0,2%
55	2 837	2 837	10	0,4%	0,4%
56	2 737	2 737	6	0,2%	0,2%
57	2 659	2 659	5	0,2%	0,2%
58	2 520	2 520	5	0,2%	0,2%
59	2 441	2 441	3	0,1%	0,1%
60	2 253	2 253	5	0,2%	0,2%
61	1 809	1 431	1	0,1%	0,1%
62	1 491	855	2	0,1%	0,3%
63	1 364	578	2	0,1%	0,4%
64	1 176	366	2	0,2%	0,6%
65	1 010	252	1	0,1%	0,4%
66	923	162	1	0,1%	0,7%
67	812	69	0	0,0%	0,0%

\* Les retraitements présentés dans les tables de mortalité sont issus des travaux décrits dans la suite du paragraphe.

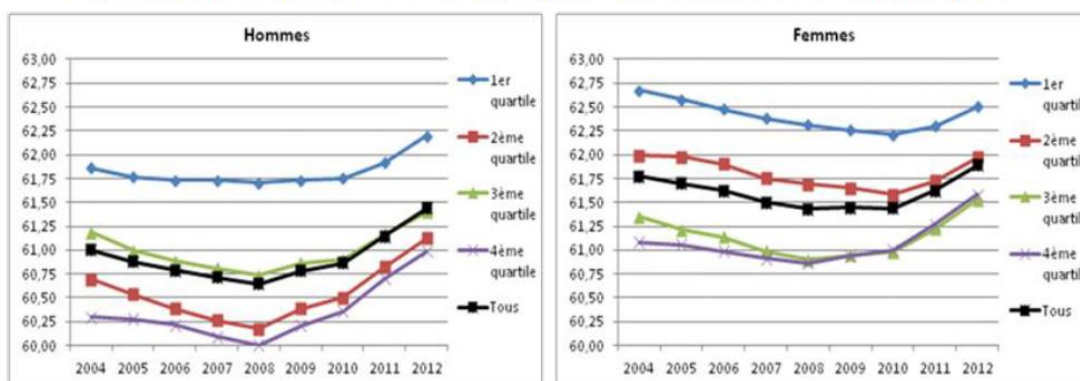
### Courbe des $qx$ bruts par âge et par sexe :



A ce stade, nous avons identifié une incohérence majeure puisque nous avons constaté que les  $qx$  étaient croissants jusqu'à 60 ans environ, puis décroissants entre 60 et 65 ans. Un contrôle sur un échantillon d'affiliés âgés de plus de 60 ans nous a permis de constater qu'un certain nombre d'entre eux étaient toujours présents dans les bases alors qu'ils n'étaient plus couverts par un contrat de prévoyance (mais uniquement par un contrat santé), ces derniers étant partis à la retraite. Nous avons constaté un phénomène similaire mais dans une proportion nettement moins significative concernant les affiliés âgés de moins de 60 ans et qui n'avaient plus de couverture décès suite à d'autres motifs de sortie.

Ce constat a été confirmé par la comparaison de nos taux de départ à la retraite avec ceux d'une étude du Conseil d'orientation des retraites :

Âges conjoncturels de départ à la retraite par genre et par niveau de salaire au régime général



Champ : assurés ayant cotisé au moins un trimestre à la CNAV au titre de l'activité entre 50 et 54 ans.  
Source : CNAV, échantillon 1/20<sup>e</sup> au 31 décembre 2014.

Pour corriger ce biais nous avons réalisé les deux retraitements suivants :

- Sur la population âgée de plus de 60 ans : application d'un taux de chute en fonction des statistiques nationales de départ à la retraite et application progressive d'un décalage de l'âge de départ à la retraite à partir de 2012 (réforme de la retraite décalant progressivement de 2 ans l'âge légal de départ à la retraite).

Pour corriger les  $l_x$ , nous avons pour chaque âge après 60 ans appliqué au  $l_x$  à 60 ans les taux de présence estimés à partir du tableau ci-dessus :

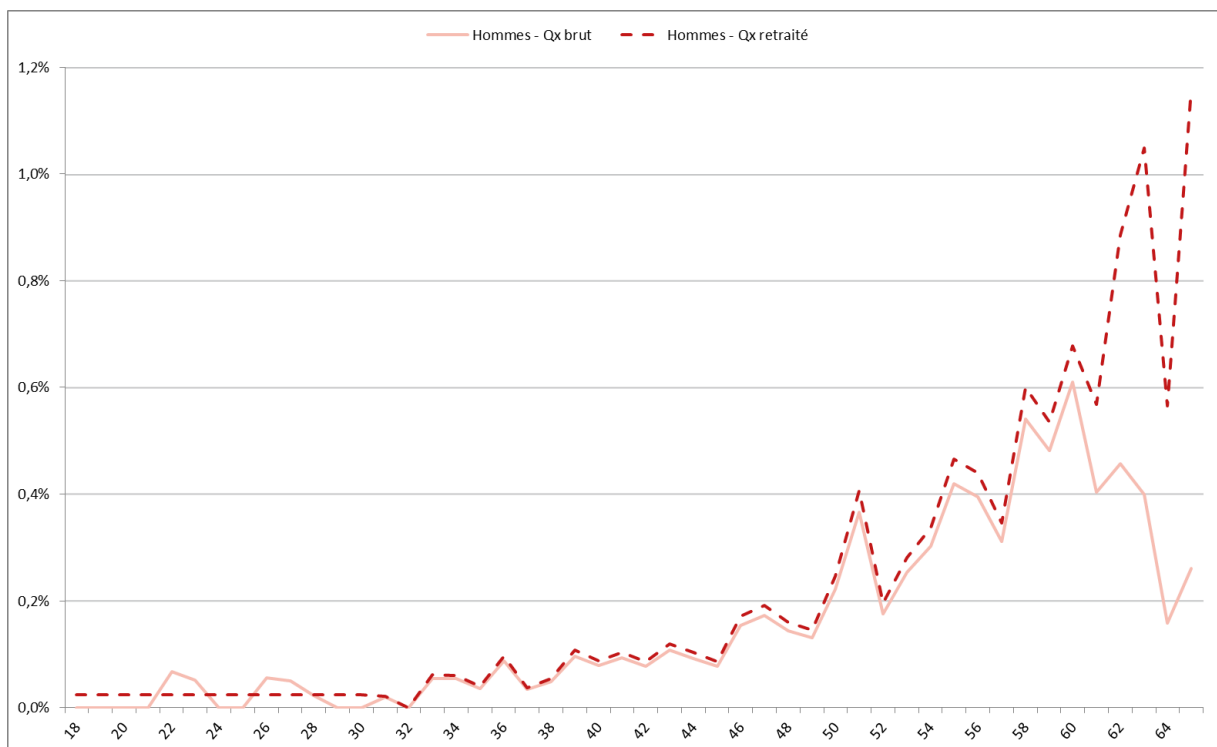
Année observation Age départ	Taux de chute théorique	Lx observé hommes	Lx corrigé hommes
60		3 931	3 931
61	70%	3 462	2 738
62	45%	3 059	1 755
63	30%	2 752	1 165
64	20%	2 528	786
65	15%	2 306	576
66	9%	2 079	365
67	4%	1 826	154

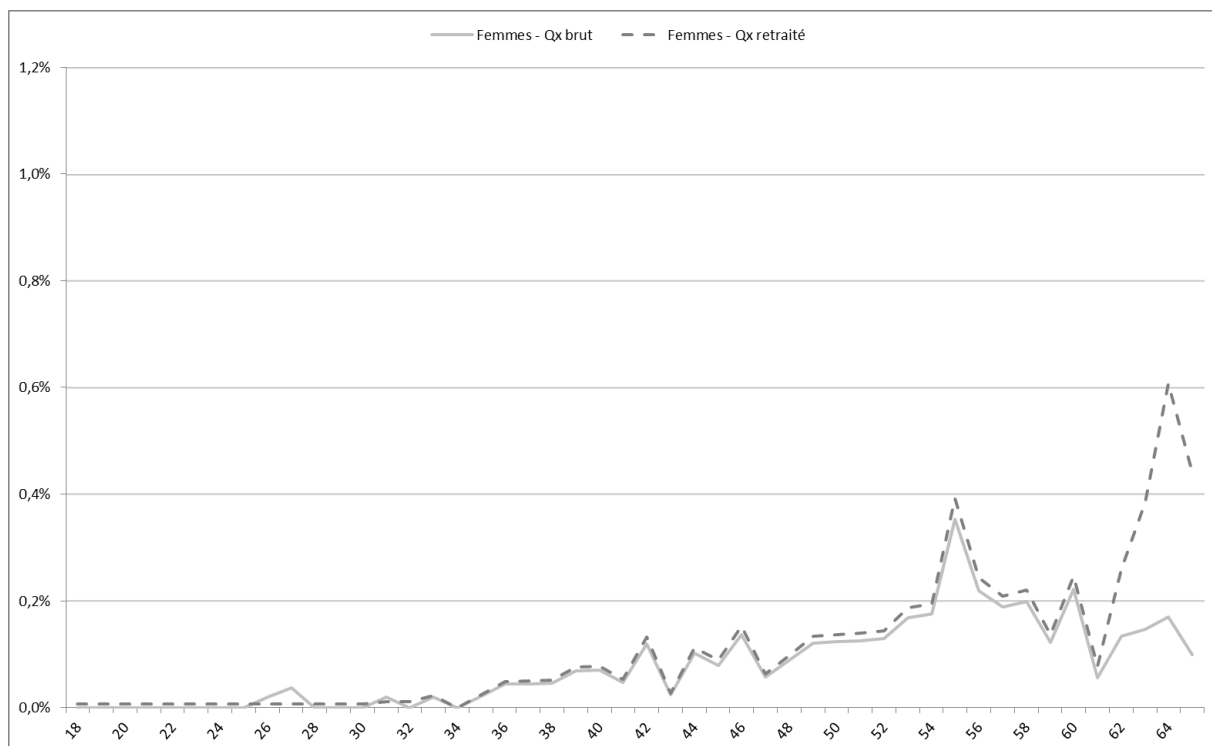
- Sur la population âgée de moins de 60 ans : réalisation d'un test sur un échantillon significatif de la base de données afin de déterminer la part des effectifs non couverts

par une garantie décès. Nous avons ensuite abattu nos  $lx$  de cette proportion soit 10%.

- Dernier retraitement de ces données brutes : nous n'observons que 10 décès (pour 79 000 observations) sur les âges de 18 à 30 ans, avec beaucoup de classes sans décès observé. Les données à zéro sont difficiles à redresser dans les modèles statistiques, et peu significatives (on ne peut conclure de cette donnée qu'il est impossible de décéder à l'âge considéré). Pour la suite de notre étude, nous considérons que les seuls décès sur cette période sont des décès accidentels et qu'ils sont indépendants de l'âge de survenance de l'accident. Nous avons donc lissé les probabilités de décès observées sur cette période 18-30 ans.

### Courbe des $qx$ bruts par âge et par sexe avant et après retraitements :





**L'ensemble des retraitements réalisés nous permettent ainsi d'obtenir des courbes de  $qx$  bruts cohérentes avec les statistiques des assurés de notre échantillon couverts par une garantie décès.**



### 3. Lissage de la table de mortalité

**La courbe des  $q_x$  brut obtenue est naturellement assez irrégulière. Il est nécessaire de procéder à un lissage de la table de mortalité pour obtenir une suite de  $q_x$  croissants en fonction de l'âge de l'affilié qui est plus cohérente avec la réalité de l'évolution de la mortalité de la population assurée.**

Compte tenu de la faible fréquence des décès avec un nombre limité ou nul de décès sur certains âges et de l'irrégularité des courbes de  $q_x$  bruts, nous avons choisi de modéliser des lissages en nous basant sur des modèles paramétriques et relationnels. Ces modèles présentent l'avantage de se fonder sur une forme prédéfinie de la table de mortalité et de pouvoir extrapoler les données sur les âges avec un faible niveau de décès observés.

Un modèle paramétrique est basé sur une fonction qui permet d'exprimer le  $q_x$  en fonction de l'âge de l'affilié en présupposant la forme de la courbe de la table de mortalité. Nous avons retenu le modèle de Makeham qui a l'avantage de modéliser de manière efficace la mortalité des adultes.

Un modèle relationnel consiste à exprimer les  $q_x$  en fonction du taux de mortalité donné par une table de référence. Nous avons retenu pour nos travaux le modèle de Brass qui admet une relation linéaire entre les logit des  $q_x$  observés et les logit des  $q_x$  de la table de référence.

A noter qu'il existe également des méthodes de lissages paramétriques ou non paramétriques qui présentent l'avantage d'être plus fidèles aux données d'origines mais qui ne permettent pas d'extrapoler les  $q_x$  sur l'ensemble des âges ce qui nous a conduit à les rejeter.

#### 3.1. Méthode relationnelle de Brass

**Le premier modèle de lissage utilisé est le modèle relationnel de Brass. Il présente l'avantage de se baser sur une table de mortalité de référence existante pour donner la forme du lissage et donc peut s'utiliser même avec un faible volume de données. Le choix de la table de mortalité de référence est déterminant.**

Le modèle de Brass est un modèle semi paramétrique qui admet une relation linéaire entre les logits des  $q_x$  :

$$\text{logit}(qx^{\text{obs}}) = a \times \text{logit}(qx^{\text{ref}}) + b + \varepsilon$$

$$\text{avec } \text{logit}(x) = \log\left(\frac{x}{1-x}\right)$$

Il suffit ensuite de déterminer les coefficients a et b de la régression linéaire de la forme  $y = ax + b$  et de déterminer les  $qx$  de la table lissée :

$$qx = \frac{e^y}{1 + e^y}$$

Comme tables de référence, nous avons dans un premier temps envisagé deux scénarii :

Scénario 1 : la TH00-02 pour les hommes et la TF00-02 pour les femmes. Il s'agit des tables réglementaires communément utilisées pour modéliser le risque décès.

Scénario 2 : la table de mortalité issue de la Human Mortality Database qui présente l'intérêt de se baser sur des statistiques plus récentes.

Après une première étude plus approfondie, nous avons exclu la modélisation avec en référence la Human Mortality Database. Les  $qx$  de la table de référence ne sont pas croissants et la forme de la courbe de référence n'est donc pas pertinente par rapport à notre typologie de risques, les taux de mortalité de la table lissée n'étant pas croissants non plus. Nous avons exclu cette option pour des raisons opérationnelles.

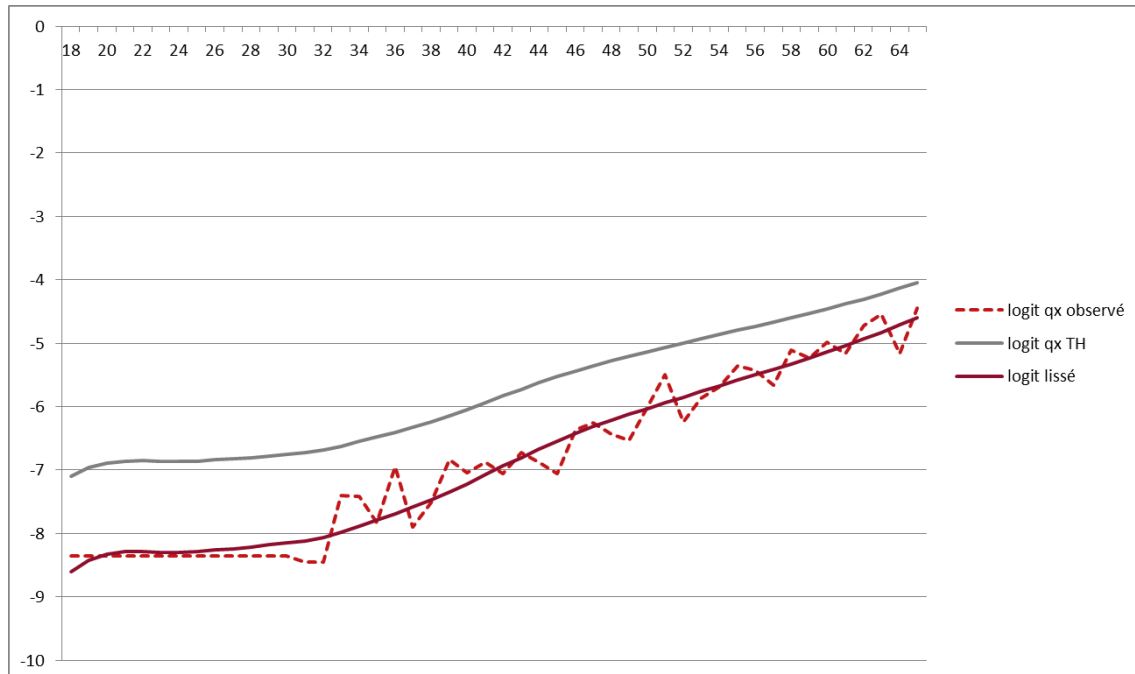
Sur la base du scénario 2 avec comme table de référence les TH00-02 et TF00-02, les résultats sont les suivants :

Hommes :  $a = 1,31$  et  $b = 0,71$

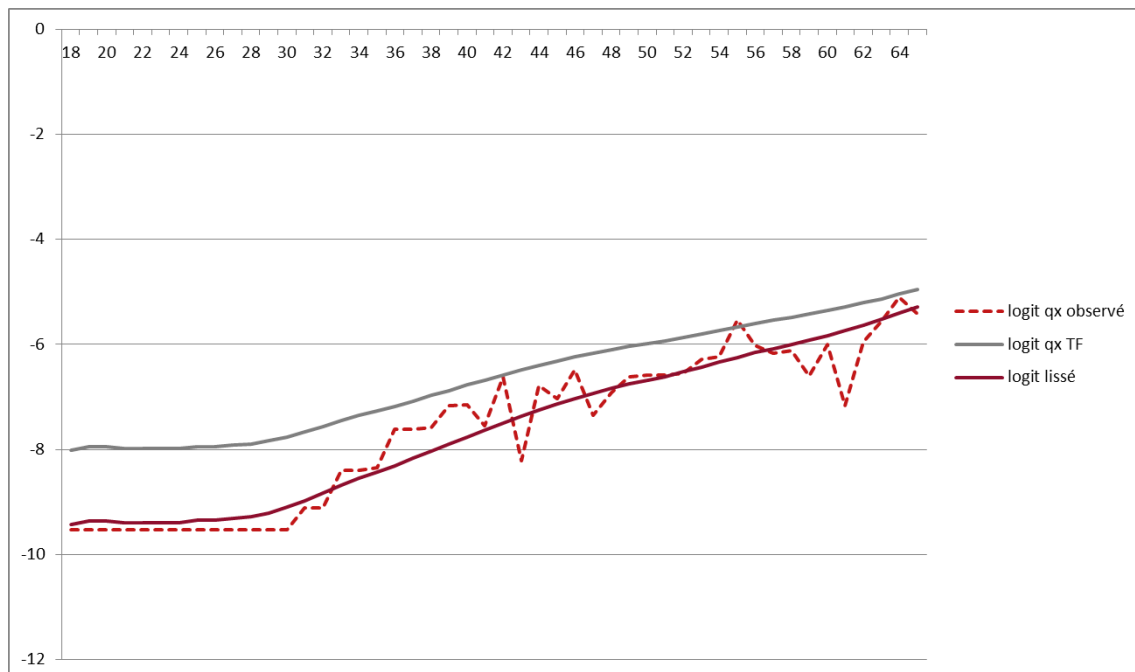
Femmes :  $a = 1,36$  et  $b = 1,45$

Les résultats du lissage selon la méthode relationnelle de Brass sont présentés dans le graphique ci-dessous :

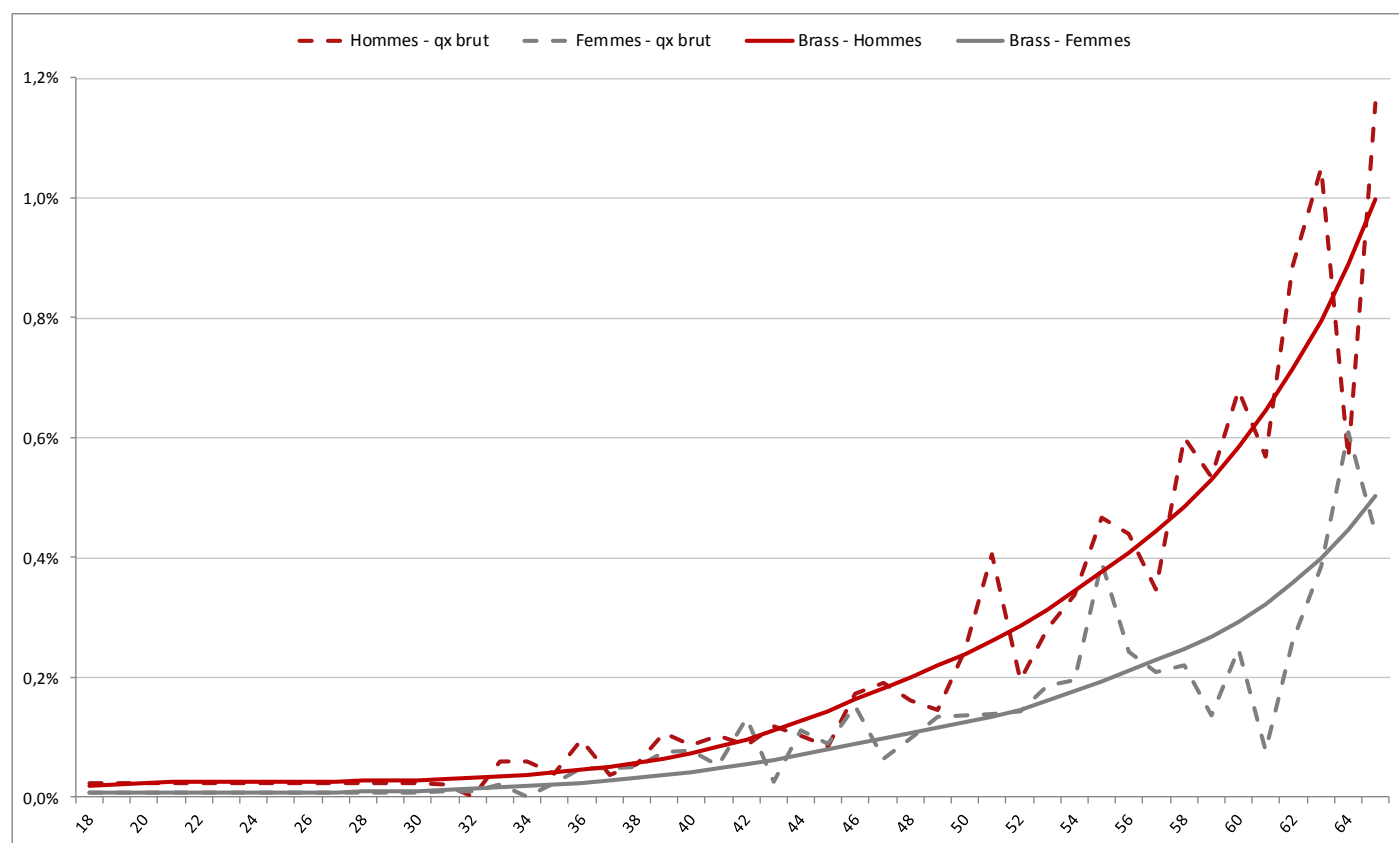
Lissage des logit Homme :



Lissage des logit Femme :



Lissage des qx :



**Nous avons ainsi obtenu un lissage à l'aide du modèle relationnel de Brass basé sur les tables de référence TH00-02 et TF00-02. Une première approche graphique semble indiquer la cohérence du lissage effectué, nous confirmerons la qualité du lissage par des tests statistiques par la suite.**

### 3.2. Application du modèle de Makeham

Dans un second temps, nous avons réalisé un lissage sur la base d'un modèle paramétrique, le modèle de Makeham. Il s'agit d'un modèle basé sur une fonction permettant d'exprimer le  $q_x$  en fonction de l'âge de l'affilié en présupposant la forme de la courbe de la table de mortalité et qui peut donc également fonctionner avec un nombre de données limité.

Le modèle de Makeham vérifie la relation :

$$\mu_x = a + b \times c^x$$

où :

$\mu_x$  = taux instantané de décès à l'âge  $x$

$a$  = incidence accidentelle

$b + c^x$  = vieillissement de la population assurée

A partir de cette relation, nous avons pu déterminer la formule d'obtention des  $q_x$  lissés :

$$p_x = \exp \left[ - \int_x^{x+1} \mu_y dy \right] = \exp \left[ - \int_x^{x+1} (a + b \times c^y) dy \right] = e^{-a} \exp \left[ - \frac{b}{\ln(c)} c^x (c - 1) \right]$$

Nous obtenons la fonction d'ajustement des  $q_x$  :

$$q_x = 1 - p_x = 1 - s \times g^{c^x(c-1)} \text{ avec } s = e^{-a} \text{ et } g = e^{-\frac{b}{\ln c}}$$

Estimation des paramètres :

Soit  $\theta = (s, g, c)$  et  $q_x(\theta) = 1 - p_x = 1 - s \times g^{c^x(c-1)}$  la fonction de Makeham à ajuster.

Pour déterminer les paramètres qui ajustent au mieux les taux de mortalité  $\hat{q}_x$  de notre table brute, nous allons utiliser le solveur Excel. Dans un premier temps, il est nécessaire de déterminer les valeurs initiales de  $\theta$ . En effet, l'algorithme ne converge vers la vraie valeur du paramètre qu'à la condition de partir d'une valeur des paramètres proche de la valeur finale.

Pour cela, nous avons utilisé la méthode de King & Hardy, que nous avons comparée à des points de départ aléatoires.

Comme vu précédemment nous avons :  $qx(\theta) = 1 - px = 1 - s \times g^{c^x(c-1)}$

Donc nous avons :  $\ln(1 - qx) = \ln(s) + c^x (c - 1)\ln(g)$

Soit  $A_x = \sum_{y=x}^{x+n-1} \ln(p_y) = n \times \ln(s) + \ln(g) \times c^x \times (c^n - 1)$

Ainsi nous obtenons  $\frac{A_{x+n} - A_{x+2n}}{A_x - A_{x+n}} = c^n$  donc :

$$c = \left( \frac{A_{x+n} - A_{x+2n}}{A_x - A_{x+n}} \right)^{\frac{1}{n}}$$

Nous obtenons également :

$$g = \exp \left[ \frac{A_x - A_{x+n}}{(c^n - 1) \times (c^x - c^{x+n})} \right]$$

$$s = \exp \left[ \frac{A_x - \ln(g) \times c^x \times (c^n - 1)}{n} \right]$$

Sur la base des  $q_x$  observés, nous pourrions estimer ces variables à l'aide des estimateurs suivants :

$$\widehat{c(x, n)} = \left( \frac{\widehat{A(n)}_{x+n} - \widehat{A(n)}_{x+2n}}{\widehat{A(n)}_x - \widehat{A(n)}_{x+n}} \right)^{\frac{1}{n}} \text{ avec } \widehat{A(n)}_x = \sum_{y=x}^{x+n-1} \ln(1 - q_y).$$

$$\widehat{g(x, n)} = \exp \left[ \frac{\widehat{A(n)}_x - \widehat{A(n)}_{x+n}}{(\widehat{c(x, n)}^n - 1) \times (\widehat{c(x, n)}^x - \widehat{c(x, n)}^{x+n})} \right]$$

$$\widehat{s(x, n)} = \exp \left[ \frac{\widehat{A(n)}_x - \ln(\widehat{g(x, n)}) \times \widehat{c(x, n)}^x \times (\widehat{c(x, n)}^n - 1)}{n} \right]$$

Avec nos données,  $\widehat{A(n)}_x$  est défini sur  $(x \in [18 ; 67 - n] \mid n \in [1 ; 49])$ .

$\widehat{c}$ ,  $\widehat{g}$  et  $\widehat{s}$  sont définis sur  $(x \in [18 ; 67 - 3n] \mid n \in [1 ; 16])$ .

Parmi les valeurs obtenues sur l'intervalle de définition, les valeurs qui minimisent la distance aux données observées sont les suivantes :

Hommes	Centile 25	Mediane	Centile 75	Distance Min
$\hat{c}$	1,02816	1,10517	1,13202	<b>1,09410</b>
$\hat{g}$	0,99907	0,99989	0,99999	<b>0,99971</b>
$\hat{s}$	0,99939	0,99989	1,00006	<b>0,99988</b>
Qx 45 ans	0,07%	0,11%	0,02%	<b>0,17%</b>

Femmes	Centile 25	Mediane	Centile 75	Distance Min
$\hat{c}$	0,96333	1,05398	1,15959	<b>1,08501</b>
$\hat{g}$	0,97472	0,99919	1,00000	<b>0,99976</b>
$\hat{s}$	0,99918	0,99994	1,00038	<b>0,99999</b>
Qx 45 ans	0,06%	0,05%	-0,04%	<b>0,08%</b>

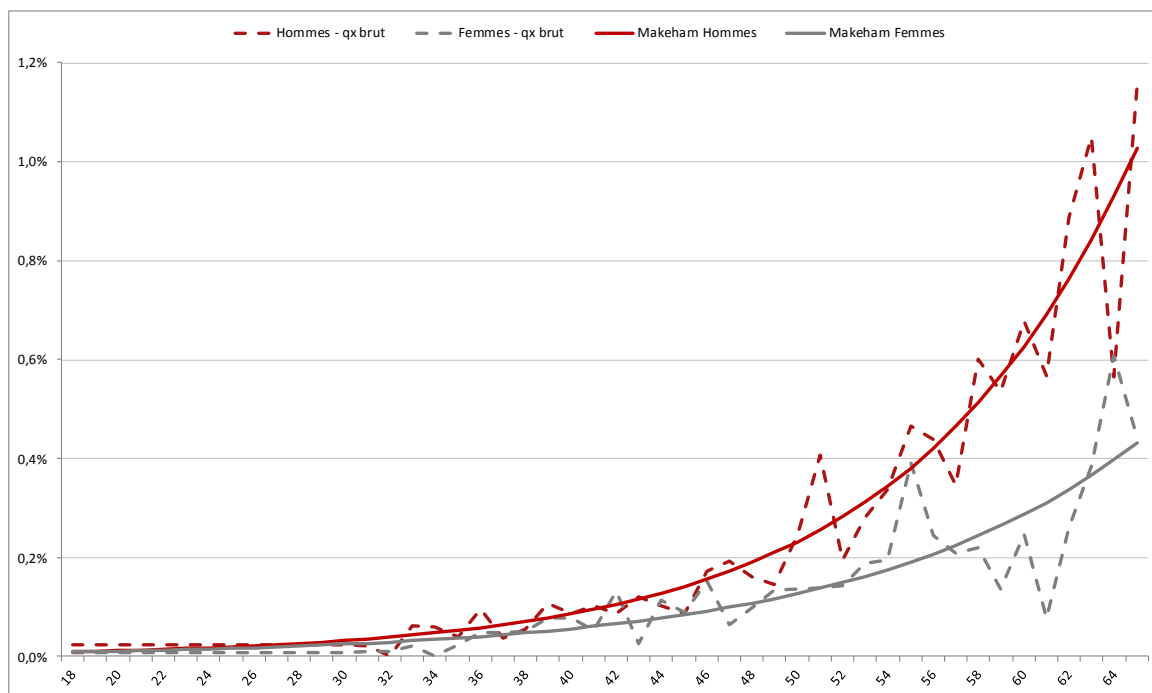
Ces coefficients fournissent un point de départ pour la recherche numérique d'un minimum de distance entre la courbe des  $qx(\theta) = 1 - px = 1 - s \times g^{c^x(c-1)}$  et les  $qx$  observés. Les résultats de la recherche numérique conduisent aux coefficients suivants pour la table Hommes :

- $s = 1,00006$  (cette valeur conduirait à calculer des qx négatifs pour  $x = 0$ , mais cette plage ne nous intéresse pas dans le cadre de cette revue)
- $g = 0,99982$
- $c = 1,10251$

Le qx à 45 ans correspondant est de 0,14%. Nous avons comparé ce résultat à celui obtenu à partir de points de départs divers :

	Point de départ					
s	0,001	1	0,5	<b>0,99999</b>	0,99994	1
g	0,001	1	0,5	<b>0,99976</b>	0,99919	1
c	0,001	1	0,5	<b>1,08501</b>	1,05398	1,1
	Point d'arrivée					
s	0,99812	0,99812	1,16701	<b>1,00006</b>	1,00008	1,00007
g	0,85978	1,00000	0,12349	<b>0,99982</b>	0,99981	0,99982
c	0,41899	1,00000	0,66555	<b>1,10235</b>	1,10130	1,10218
Distance aux observations	78,425%	78,425%	145,417%	<b>6,141%</b>	6,144%	6,141%
qx à 45 ans (minimisé à 0)	0,19%	0,19%	0%	<b>0,14%</b>	0,14%	0,14%

Pour des points de départ trop éloignés (notamment pour la composante c), le moteur ne parvient pas à obtenir un résultat cohérent, la méthode de King & Hardy permet donc d'éviter une recherche manuelle consommatrice de temps (mais qui conduirait in fine à un lissage équivalent). Les résultats du lissage selon le modèle de Makeham sont présentés dans le graphique ci-dessous :



Nous avons ainsi obtenu un lissage de notre courbe de mortalité à l'aide du modèle de Makeham vérifiant la relation :  $\mu_x = a + b + c^x$ , ce qui est équivalent à  $q_x = 1 - s \times g^{c^x(c-1)}$ . Pour rechercher les variables s, g et c conduisant au meilleur lissage, nous nous sommes appuyés sur la méthode de King & Hardy, fournissant une solution théorique au modèle que nous avons estimée à partir des données observées. Comme pour le lissage obtenu avec Brass, une première approche graphique semble indiquer la cohérence du lissage effectué, nous confirmerons la qualité de ces deux lissages par des tests statistiques par la suite.

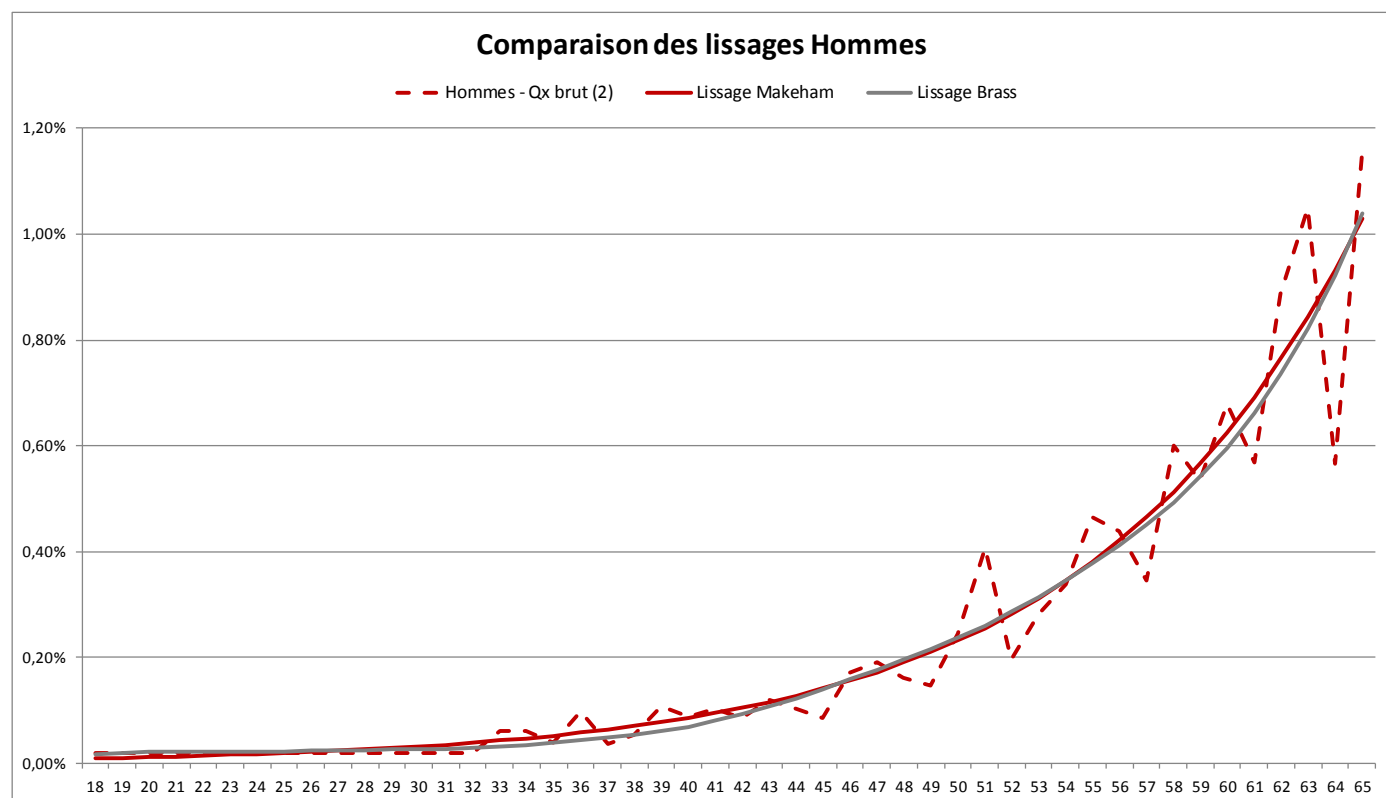


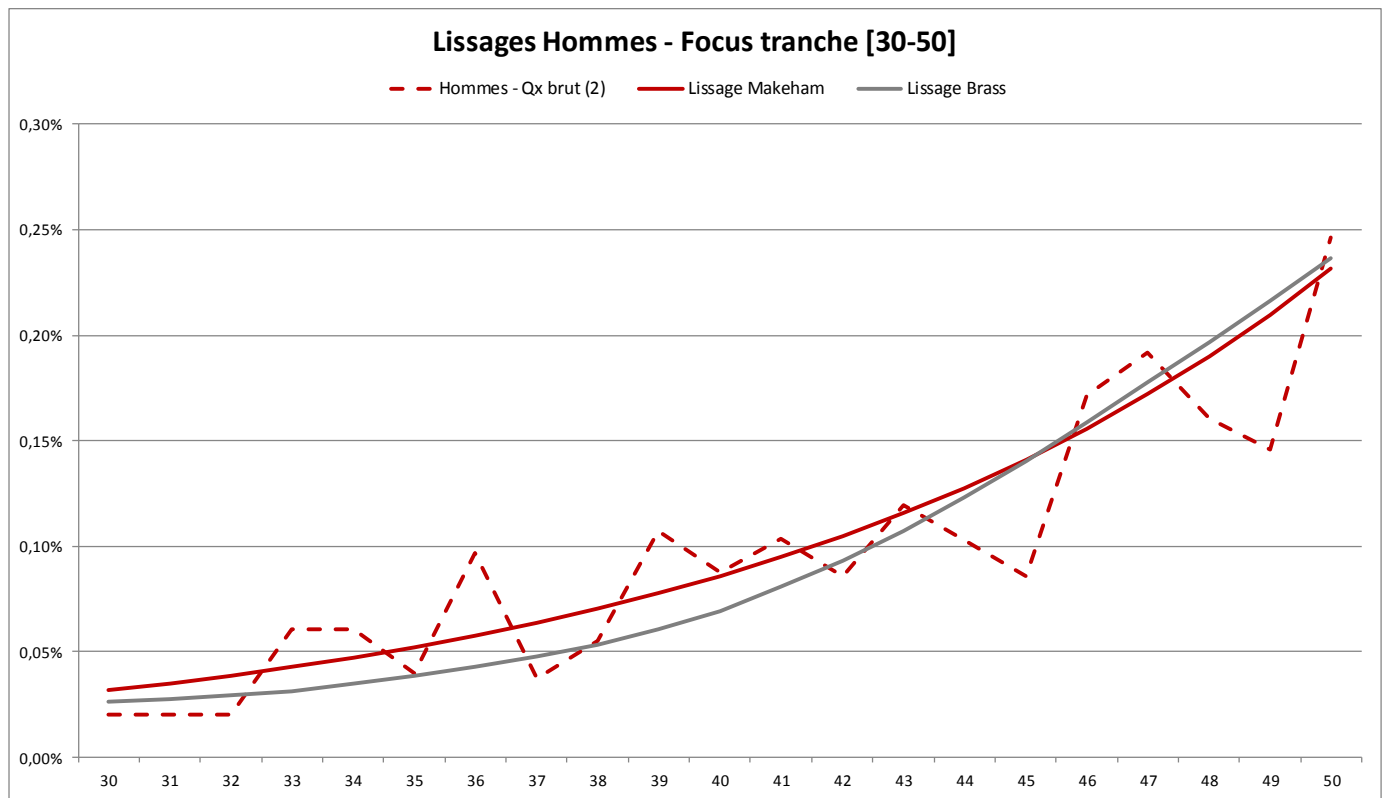
### 3.3. Comparaison graphique des méthodes

Ayant obtenu deux lissages proches de nos données observées par les méthodes éprouvées du modèle relationnel de Brass et du modèle paramétrique de Makeham, il nous reste à comparer les résultats des deux lissages pour choisir celui que nous allons retenir pour notre tarif décès et pour vérifier leur pertinence par rapport à des modèles plus simples.

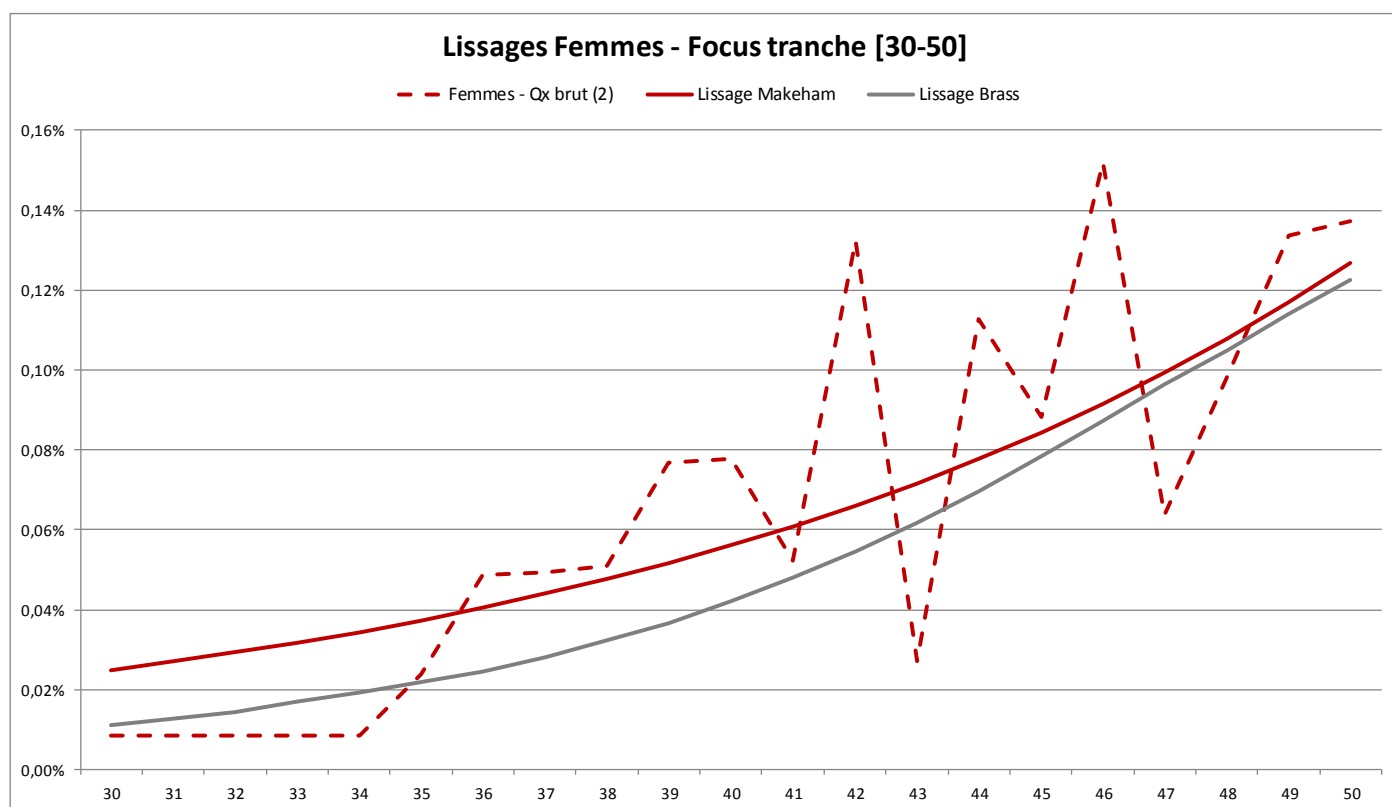
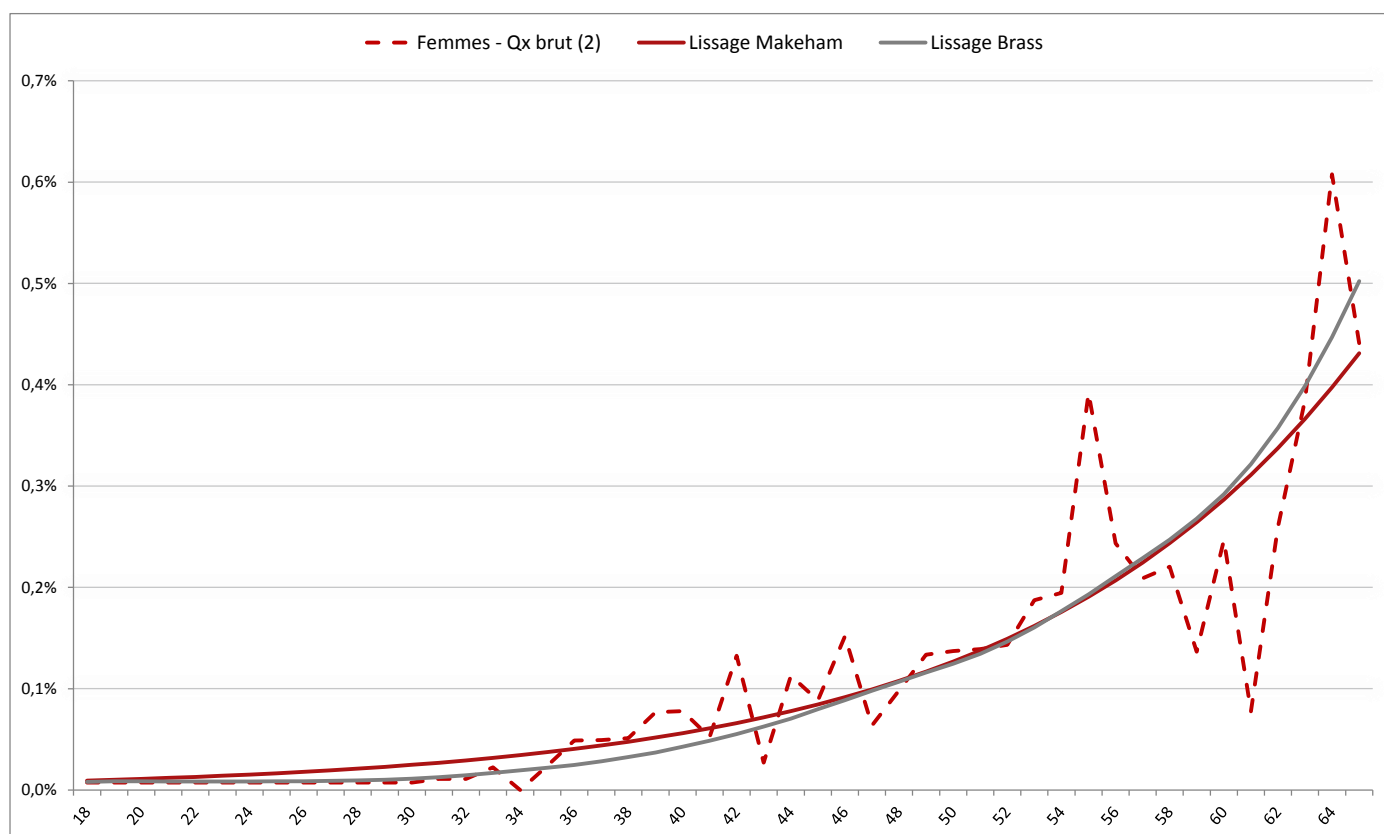
Pour réaliser cette comparaison, nous avons réalisé une analyse graphique pour évaluer la qualité des ajustements.

Dans un premier temps, nous avons comparé les lissages de la courbe des hommes sur l'intervalle [18-65] puis sur l'intervalle [30-50] qui représente la majeure partie de la distribution des âges moyens de notre population assurée. Comme nous le verrons par la suite, la tarification d'un groupe d'assurés étant réalisée à partir de données synthétiques, cet intervalle nous intéresse plus particulièrement dans le cadre de la revue du barème décès.

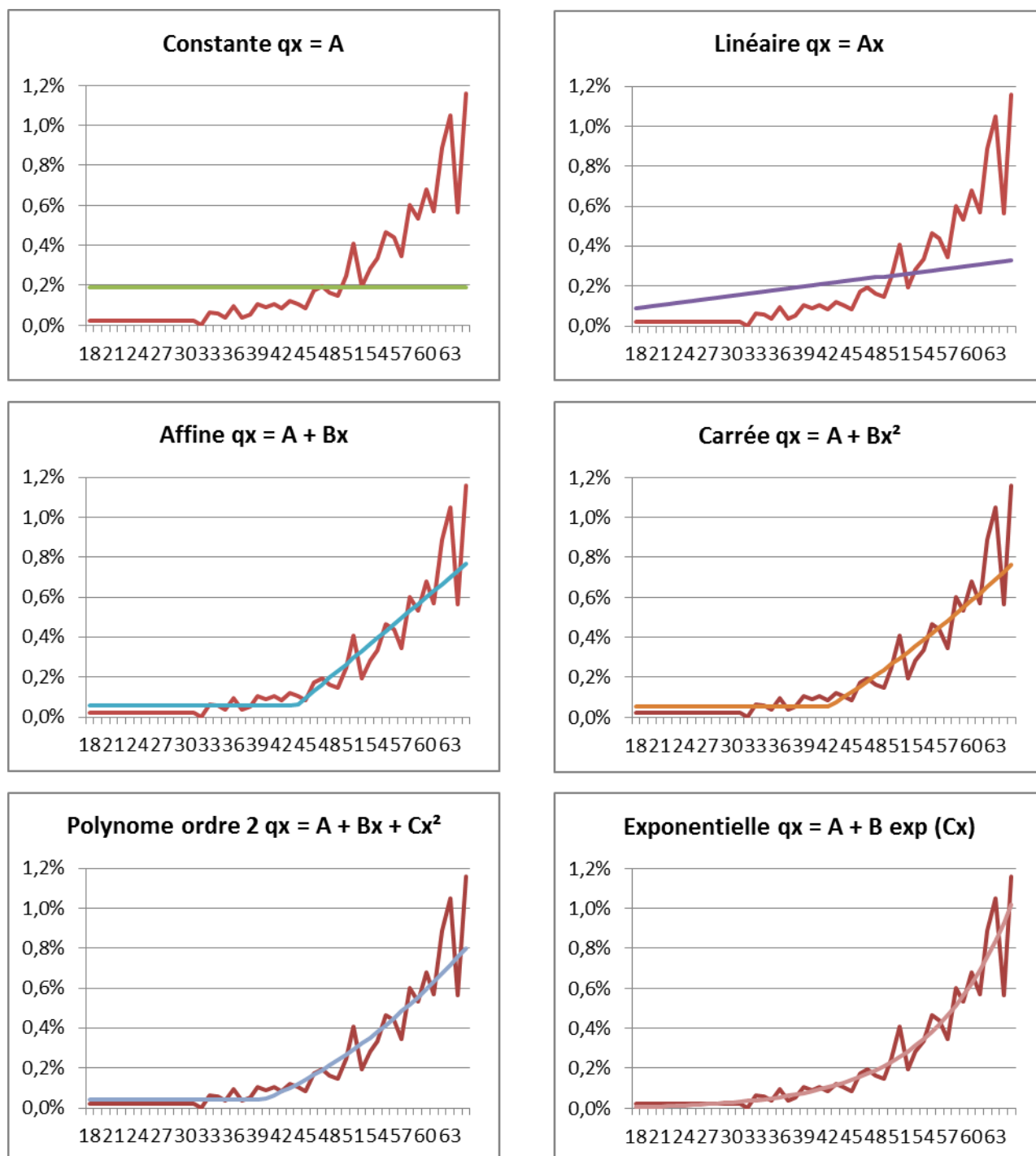




Dans un second temps, nous avons fait le même exercice pour la courbe des femmes :



Pour confirmer la pertinence de ces deux modèles largement utilisés dans la littérature actuarielle pour la modélisation de tables de mortalité, nous avons procédé à des lissages par des méthodes simples :



Si les fonctions extrêmement basiques linéaires et constantes semblent à exclure, on note que les fonctions polynomiales d'ordre 1 et 2, dès lors qu'on leur fixe un plancher pour les âges faibles, peuvent fournir un modèle acceptable sur la majeure partie du spectre étudié.

Pour parvenir à approcher au mieux les données aux âges élevés, seuls les lissages exponentiels permettent d'infléchir assez la courbe.

Pour la suite de notre développement, nous nous concentrerons sur les lissages obtenus à partir des méthodes de Brass et de Makeham.

**De nombreuses méthodes permettent d'obtenir des lissages de nos données observées cohérents. Toutefois, les modèles de Brass et de Makeham semblent graphiquement particulièrement performants sur l'intégralité de la plage d'âges observée. Le lissage obtenu par le modèle de Makeham semble mieux adapté à notre étude : la courbe obtenue est plus proche des données brutes d'origine et la modélisation est plus prudente sur la tranche d'âge 30-50 ans sur laquelle nous sommes particulièrement exposés.**

### 3.4. Réalisation de tests sur l'ajustement

En plus de l'appréciation graphique des tables de mortalité lissées, il nous a paru essentiel de vérifier que les données modélisées par ce lissage étaient bien statistiquement proches des données observées. Pour cela, nous avons réalisé plusieurs tests : un test du Khi deux, un étude du SMR (Standardized mortality ratio) et enfin un test des changements de signes.

#### Test du Khi-deux

Ce test statistique usuel permet de tester l'adéquation des taux de mortalité observés  $\hat{q}_i$  avec  $i \in [18 - 65]$  avec les taux de mortalité  $q_i$  issus du lissage de Makeham.

Pour cela, nous utilisons la statistique de test :

$$Z = \sum_{i=1}^p n_i \frac{(\hat{q}_i - q_i)^2}{q_i(1 - q_i)}$$

$$Z_{hommes} = 29,05$$

$$Z_{femmes} = 28,65$$

$Z$  est un  $\chi^2$  à  $(48-3-1)$  degrés de libertés puisque nous avons trois paramètres dans le modèle de Makeham.

Si  $Z > \chi^2_{5\%}$  on rejette  $H_0$  hypothèse selon laquelle la table estimée et la table brute ont la même loi au  $\chi^2_{5\%} = 61,66$

Pour la table Hommes et Femmes, les statistiques  $Z$  sont largement inférieures à 60,48. Nous ne rejetons donc pas l'hypothèse  $H_0$  et pouvons en conclure qu'il y a bien adéquation entre la loi de la table lissée avec la formule de Makeham et celle de la table brute.

Remarque : dans l'ancien tarif, la table lissée intégrait un seuil plancher de  $q_x$  de 0,10% dès la dix-huitième année. En appliquant le même principe sur notre table de mortalité lissée avec par exemple un seuil plancher de  $q_x$  de 0,08% pour les hommes et 0,04% pour les femmes, nous obtiendrions des statistiques  $Z$  supérieures à 70 ce qui nous conduirait donc à rejeter  $H_0$ . Cela confirme le fait qu'il est nécessaire d'avoir une table avec un point de départ plus bas et croissante dès les premières années pour être fidèle aux données observées.

### Etude du SMR (Standardized mortality ratio)

Ce test consiste à étudier le rapport entre le nombre de décès observés dans la table brute par rapport au nombre de décès estimés avec la table de mortalité lissée. L'objectif est de s'assurer que le rapport est suffisamment proche de 1.

$$SMR = \frac{D}{E} = \frac{\sum_{i=1}^p D_i}{\sum_{i=1}^p n_i q_i}$$

$$SMR_{hommes} = 98,6\% \text{ et } SMR_{femmes} = 97,0\%$$

Nous constatons que le ratio est, pour les deux populations, légèrement inférieur à 1. Notre lissage, tout en présentant une statistique proche des données observées, intègre une légère part de prudence. Au regard des enjeux de l'étude, à savoir la mise en place d'un tarif, cette prudence nous semble tout à fait acceptable.

Remarque : toujours en appliquant un seuil plancher de  $q_x$  de 0,08% pour les hommes et de 0,04% pour les femmes, nous obtiendrions des statistiques SMR légèrement inférieures à 94% pour les deux populations, nettement plus discutables en termes d'adéquation avec les données observées.

### Test des changements de signe

Ce test consiste à mesurer le nombre de changements de signe des écarts entre les taux de mortalité observés  $\hat{q}_i$  avec  $i \in [18 - 65]$  et les taux de mortalité  $q_i$  issus du lissage de Makeham.

Nous ferons pour ce test l'hypothèse que nos résidus  $d_i = q_i - \hat{q}_i$  suivent une loi normale centrée et qu'ils sont indépendants. A ce titre,  $\forall i \in [18 - 65]$  la probabilité pour que  $d_i$  soit positif est de 50%, et la probabilité pour que  $d_i$  et  $d_{i+1}$  soient du même signe est de 50%.

On en déduit que  $n$ , le nombre de changements de signes de  $d_i$  sur l'intervalle  $[18 - 65]$ , suit une loi binomiale d'espérance 50%. On s'attend donc à ce que notre lissage croise 23,5 fois la courbe des données observées.

En utilisant le théorème central limite,  $n$  tend vers une loi normale d'espérance 23,5 et d'écart type  $\sqrt{\frac{23,5}{2}}$ . On en déduit un test statistique : si le nombre de changements de signe n'est pas compris entre 17 et 30, nous rejetons l'hypothèse  $H_0$  que notre lissage correspond au phénomène observé avec un risque d'erreur de 5%.

Application numérique : le lissage obtenu avec le modèle de Makeham croise 23 fois la courbe brute des données observées. Nous conservons donc l'hypothèse  $H_0$

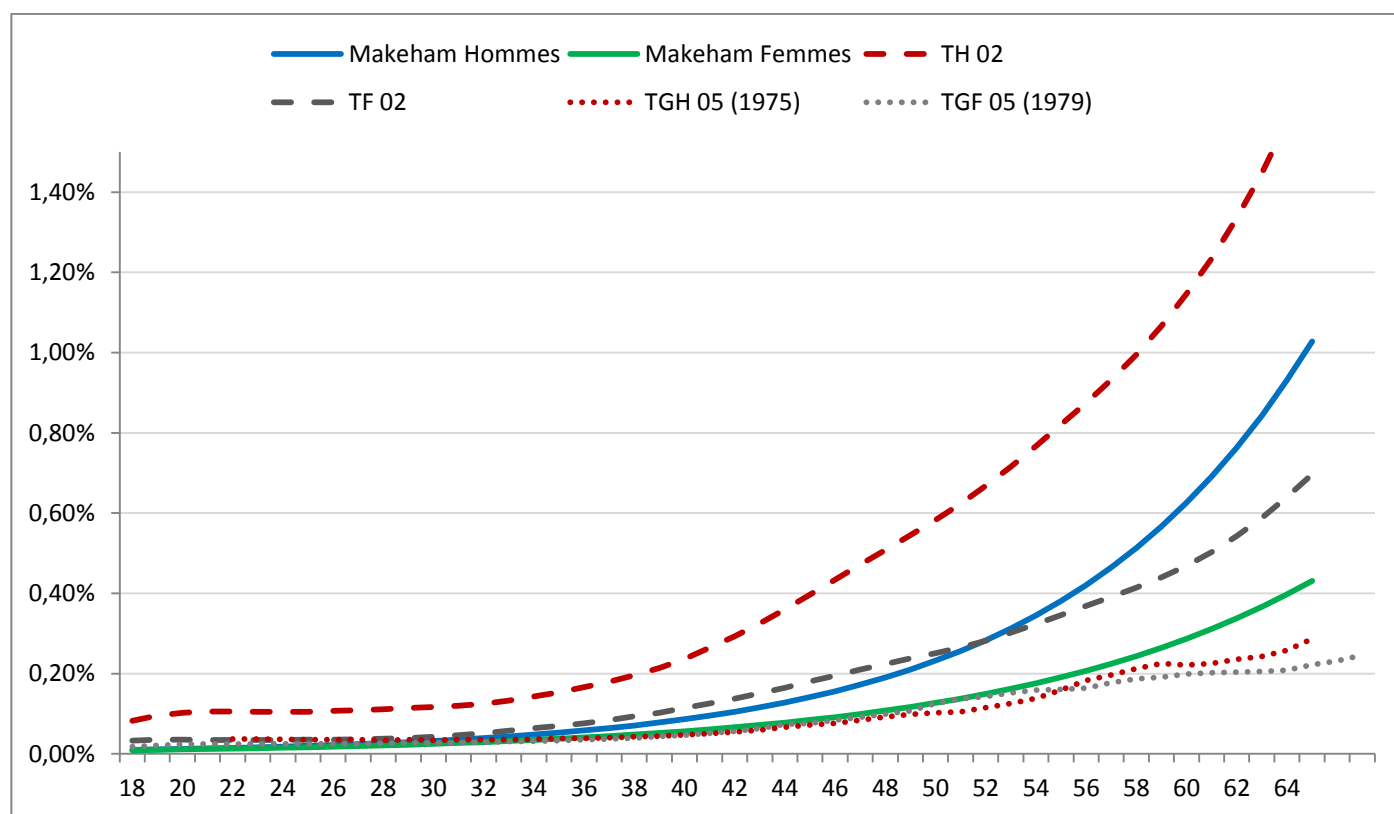
**Les trois tests réalisés ci-dessus confirment bien la qualité de notre lissage et donc l'adéquation entre les  $\hat{q}_x$  observés et les  $q_x$  issus du lissage via le modèle paramétrique de Makeham.**

### 3.5. Analyse de la cohérence des tables de mortalités obtenus

Ayant confirmé la qualité du lissage de notre table de mortalité, nous avons réalisé dans la partie ci-après des analyses complémentaires pour nous assurer de la cohérence des taux de mortalité obtenus.

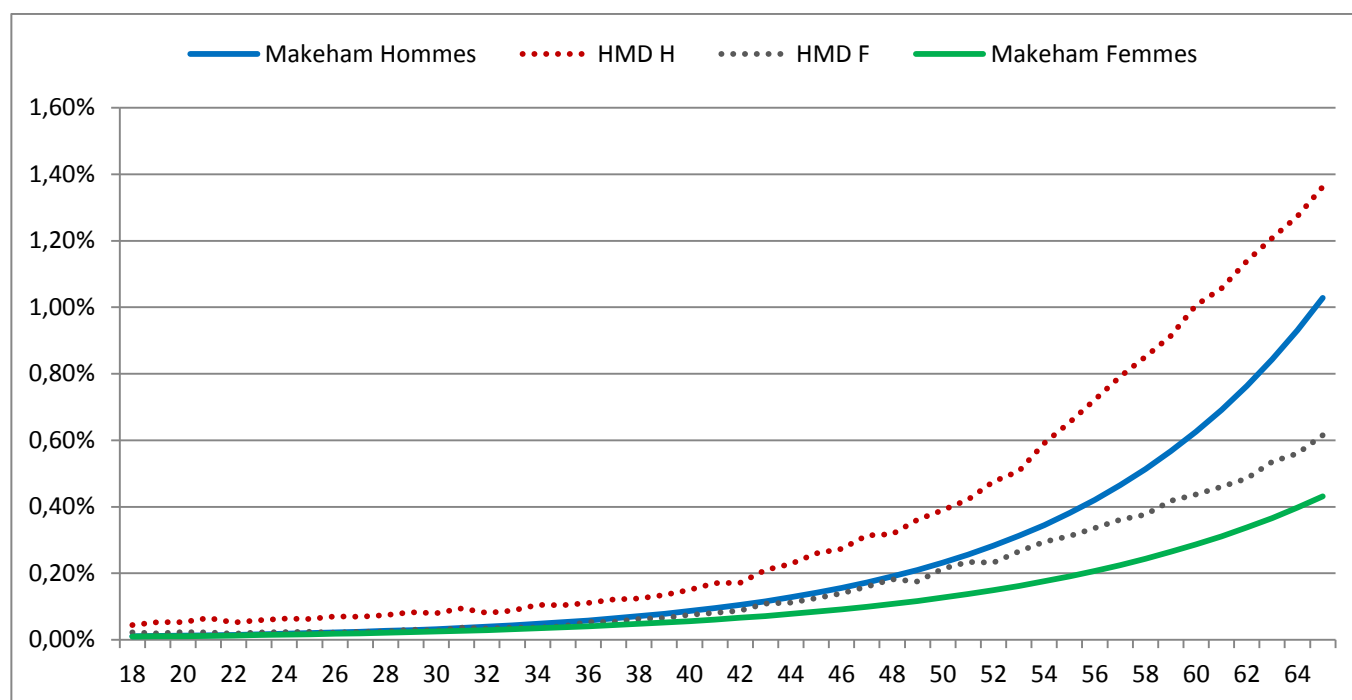
Pour commencer, nous avons comparé les tables obtenues aux tables réglementaires TH 00-02 et TF 00-02, aux tables de rentes TGH 05 et TGF 05 (pour les générations correspondant aux âges moyens de notre population d'affiliés) et aux tables de mortalité issues de la Human Mortality Database.

#### Comparaison des courbes obtenues aux tables TH 00-02, TF 00-02, TGH 05 et TGF 05 :





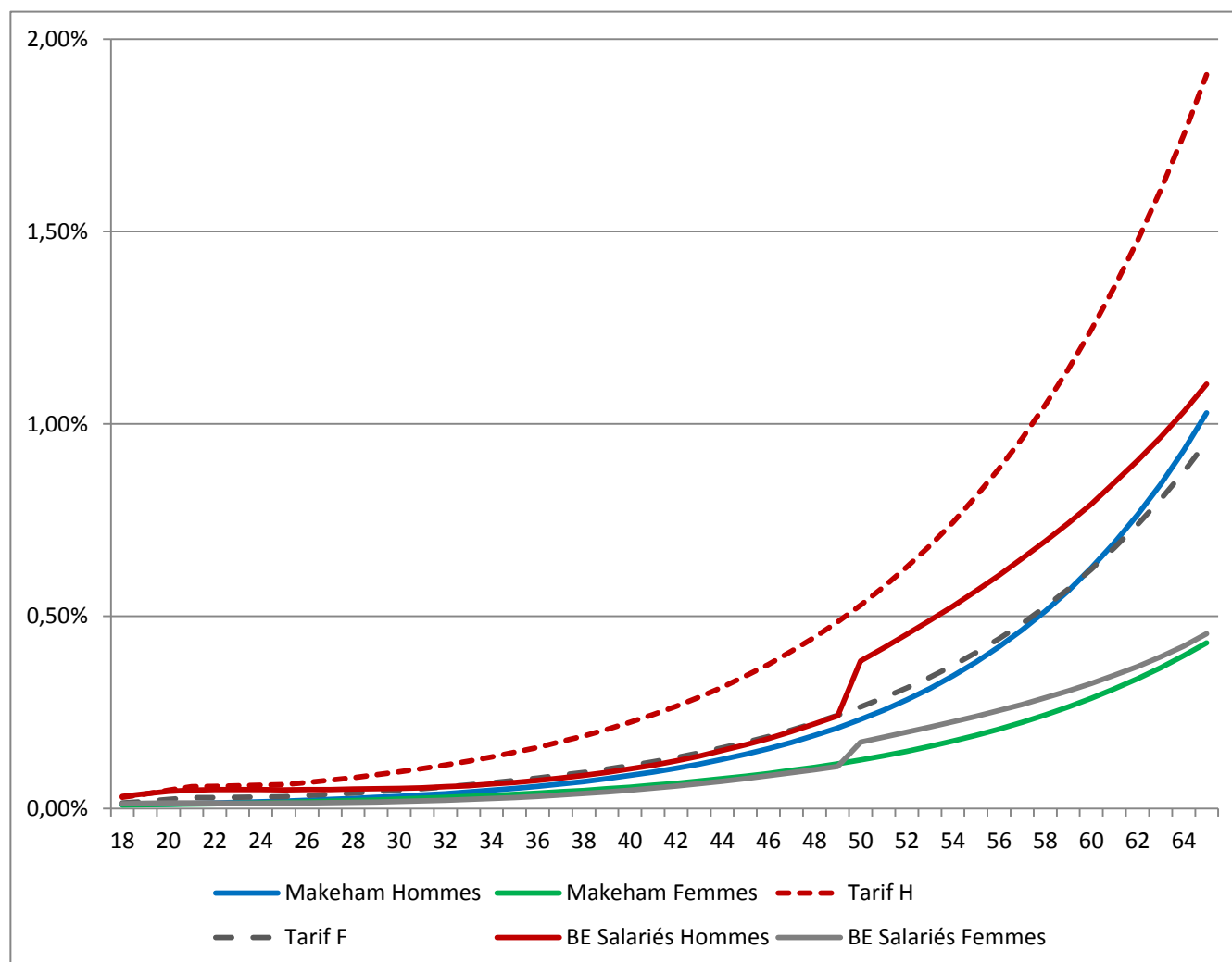
### Comparaison des courbes obtenues aux tables de la HMD :



Nous constatons que notre table d'expérience présente des probabilités de décès inférieures à celles des tables réglementaires TH 00-02 et TF 00-02 et celles issues de la Human Mortality Database. En revanche, elle est au-dessus des tables TGH 05 et TGF 05 pour les âges au-dessus de 30 ans, ce qui s'explique notamment par la destination de ces tables à savoir la tarification et le provisionnement de rentes viagères qui implique une légère tendance à la sous-estimation des  $q_x$  (prudence qui doit notamment couvrir le risque d'anti-sélection des populations s'orientant vers des produits de rentes viagères).

Nous avons par ailleurs comparé ci-dessous les courbes obtenues à celles du tarif actuel et à celles utilisées dans le cadre du provisionnement en Best Estimate.

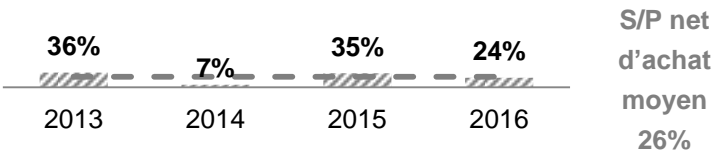
**Comparaison des courbes obtenues aux tables du tarif actuel et à celles utilisées dans le cadre du provisionnement en Best Estimate :**



Dans tous les cas, nous constatons que la courbe issue de nos travaux est en dessous des tables de référence. Dans le dernier cas, les courbes sont toutefois très proches pour les âges avant 50 ans. La modélisation choisie dans le cadre du best estimate implique un saut que nous ne constatons pas dans nos données et qu'il ne nous paraît pas pertinent de retenir dans la suite de notre étude.

Le niveau très bas de nos courbes en comparaison aux références réglementaires nous a conduits à vérifier la pertinence de nos résultats au vu de l'historique des résultats de notre portefeuille, tarifié actuellement via une table d'expérience légèrement plus prudente que la TH-TF :

**S/P décès de première année des contrats tarifiés avec le barème  
retraité de l'abattement tarifaire :**



Le niveau de marge sur cette garantie est très élevé, ce qui confirme que la table d'expérience, élément principal de tarification, n'est plus adaptée à la démographie des affaires souscrites. Tout autre élément égal, l'application de la table de mortalité obtenue ci-dessus sur ces souscriptions passées aurait permis d'obtenir une meilleure adéquation entre le tarif et le risque observé et donc un pilotage plus fin des budgets commerciaux qui servent actuellement de variable d'ajustement pour compenser notre tarif hors marché.

Pour confirmer la pertinence des tables de mortalité retenues dans le cadre de notre tarif, nous les avons comparées aux tables TH 00-02 et TF 00-02, aux tables TGH 05 et TGF 05, aux tables issues de la Human Mortality Database, aux tables du tarif actuel et enfin, à celles utilisées dans le cadre du provisionnement en Best Estimate. Dans tous les cas, à l'exception de la comparaison avec les tables TG05 qui sont des tables de survie, nous constatons que les issues de nos travaux sont en dessous des tables de référence. Néanmoins, les résultats passés sur la garantie décès nous permettent de confirmer la cohérence de notre table avec la mortalité effective de notre portefeuille d'affiliés.

## 4. Calcul des âges actuariels pour la tarification

### 4.1. Calcul du décalage d'âge pour une tarification par âge moyen

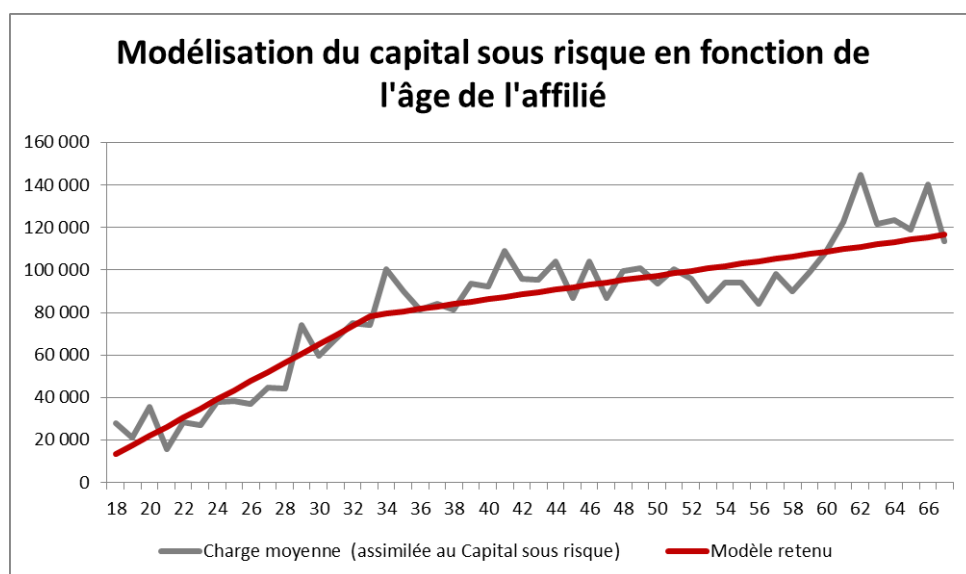
Dans l'outil de tarification, le tarif est calculé à partir de l'âge moyen de la population affiliée du contrat. Il a donc été nécessaire de calculer pour un contrat type, à partir de cette donnée, l'âge actuariel moyen d'un affilié représentatif techniquement de la population assurée.

Le risque de décès d'un individu de 60 ans est exponentiellement plus élevé que celui d'un individu de 30 ans. Afin de déterminer un âge moyen du risque pour un groupe donné, un âge actuariel doit être calculé. En effet, la forte présence de personnes âgées va sensiblement augmenter le risque. Un groupe de 10 personnes de 45 ans aura un âge actuariel sensiblement équivalent à son âge moyen. En revanche, un groupe composé de 5 personnes de 30 ans et de 5 personnes de 60 ans aura un âge actuariel plus élevé.

Le décalage d'âge est la différence entre l'âge actuariel et l'âge moyen classique.

Dans la notion de risque, nous incluons deux facteurs qui augmentent avec l'âge : la probabilité de décès et le salaire. Ce deuxième élément doit être pris en compte puisque le capital versé en cas de décès est proportionnel au salaire.

Nous avons commencé par estimer un capital moyen sous risque par âge via l'ensemble des versements de capitaux décès et rentes. Nous avons lissé ces capitaux de la manière suivante :



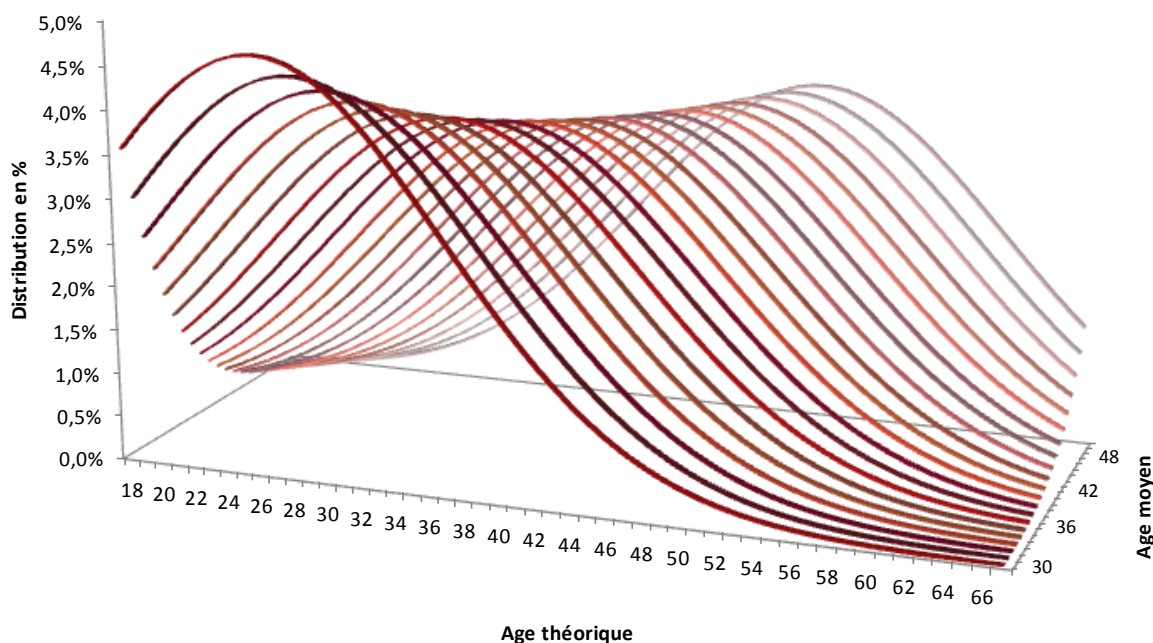
Dans un deuxième temps, nous avons simulé des démographies d'âge moyen entre 18 et 67 ans.

#### Construction de la distribution théorique d'un contrat :

Pour construire la distribution théorique d'un contrat, nous sommes partis du constat que la distribution de notre population affiliée suivait une loi normale d'espérance 42,8 (âge moyen sur la population étudiée) et d'écart-type 10,8 (écart type de l'âge de la population étudiée).

Pour chaque âge moyen  $x \in [18 - 67]$  potentiel d'un contrat, nous avons ensuite réalisé une distribution théorique de notre population  $f_x$  à partir d'une loi normale tronquée (données uniquement entre 18 ans et 67 ans) d'écart-type 10,8 et en jouant sur la moyenne pour atteindre l'âge moyen  $x$  souhaité.

Graphiquement, le résultat est présenté ci-dessous :



Pour une population d'âge moyen 25 ans, on estime que 5,9% des salariés ont 25 ans, avec un capital moyen de 33 880€, et une probabilité de décès calculée comme 60% du  $q_x$  des hommes et 40% du  $q_x$  des femmes, soit 0,02%.

De la même façon, pour cette même population d'âge moyen 25 ans, nous estimons que 3,3% des salariés ont 30 ans, avec un capital moyen de 50 372€ et une probabilité de décès de 0,03%.

Ainsi, nous obtenons un capital sous risque probabilisé pour chaque âge de chaque démographie d'âge moyen  $x$ .

#### Calcul de l'âge moyen actuariel :

Dans un second temps, à partir de cette distribution, nous avons estimé l'âge actuariel moyen théorique d'un contrat en fonction de son âge moyen réel.

Pour chaque âge moyen  $x$ , l'âge actuariel correspondant  $y$  est défini par la formule ci-dessous.

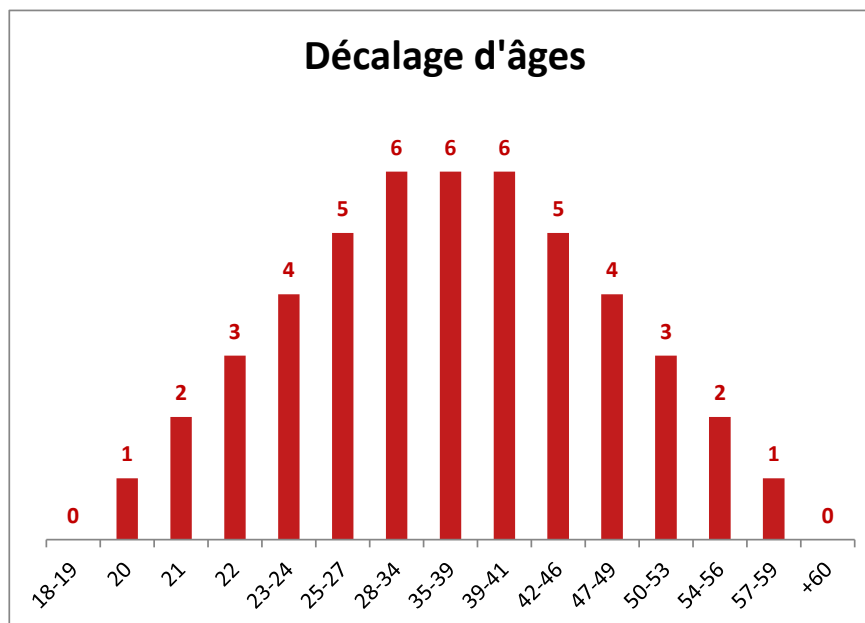
Pour un âge moyen  $x$ , on note  $f_x$  la distribution théorique définie précédemment,  $K(i)$  le capital garanti moyen à l'âge  $i$  et  $q$  les taux de mortalité issus de la table lissée.

$\forall x \in [18; 67]$ :

$PP_x = \sum_{i=18}^{67} i \times f_x(i) \times K(i) \times q_i$  avec  $K(x_i) \times q_i$  correspondant à la prime pure estimée d'un affilié d'âge  $i$ .

Nous avons ensuite cherché pour chaque  $x \in [18; 67]$  l'âge  $y$  d'un affilié correspondant à ce tarif sur la base des mêmes hypothèses de capital garanti et de table de mortalité.

Au vu de ces analyses, nous avons retenu pour notre tarif les décalages d'âge entre l'âge moyen et l'âge actuariel ci-dessous :



	18-19	20	21	22	23-24	25-27	28-34	35-39	39-41	42-46	47-49	50-53	54-56	57-59	+60
Nouveau décalage	0	1	2	3	4	5	6	6	6	5	4	3	2	1	0
Décalage ancien tarif	5	5	5	5	5	5	5	4	3	3	3	3	3	3	3

Nous avons réalisé un décalage d'âge basé sur la distribution de la population, la probabilité de décès à chaque âge et le niveau de capital sous risque. Nous obtenons ainsi des décalages d'âge nettement différents de ceux du précédent tarif. Ces résultats paraissent plus cohérents dans la mesure où le décalage d'âge dans notre modèle est plus important pour les âges moyens situés dans la tranche [25-45]. C'est en effet pour ces âges moyens que la distribution de la population est la plus impactée par une forte densité de la distribution à droite de la moyenne. Pour les âges inférieurs, la population est nettement plus centrée sur les âges faibles et la densité sur les âges élevés est nettement plus faible, le décalage est donc moindre.

#### 4.2. Nombre d'enfants et âge actuariel des enfants

Comme mentionné dans les préliminaires, la majorité des contrats étudiés comportent une garantie « Rente éducation ». Il s'agit d'une rente versée à chaque enfant à charge jusqu'à un âge limite, généralement conditionnée par la poursuite des études, en cas de décès de l'assuré. Pour tarifier cette garantie, il est nécessaire de connaître le nombre et l'âge des enfants ce qui nous a conduits à réaliser, dans cette partie, une étude du nombre et de l'âge actuariel des enfants.

A la souscription, les entreprises envoient une démographie synthétique. Celle-ci inclut généralement le nombre de salariés, l'âge moyen des salariés, le nombre d'enfants, mais pas l'âge moyen des enfants. Il est donc nécessaire d'estimer l'âge moyen des enfants  $z$  en fonction de l'âge moyen  $x$  des salariés pour le calcul des rentes éducation.

Pour estimer l'âge moyen des enfants en fonction de l'âge moyen des salariés, nous avons procédé en trois étapes :

1. Estimation de l'âge moyen d'un enfant (encore étudiant) en fonction de l'âge d'un parent
2. Estimation du nombre moyen d'enfants (encore étudiants) en fonction de l'âge des salariés
3. Estimation de l'âge moyen des enfants (encore étudiants) en fonction de l'âge moyen des salariés

- **Estimation de l'âge moyen d'un enfant (encore étudiant) en fonction de l'âge d'un parent**

Dans un premier temps, nous nous sommes basés sur une étude Insee donnant, par âge de la mère, le nombre d'enfants pour 10 000 femmes pour l'année 2016.

Nous en avons déduit les taux de fécondité par âge de la mère que l'on note  $x$  :

$$\text{taux de fécondité}_{\text{âge } x} = \frac{\text{nombre d'enfants}_{\text{âge } x}}{10\,000}$$



Par exemple, pour 10 000 femmes de 25 ans, l'étude a dénombré 852 enfants, ce qui nous donne un taux de fécondité de 8.52%.

Nous avons ensuite récupéré des données sur la population totale par sexe et âge au 1er janvier 2017 en France en fonction de l'année de naissance et du nombre de naissances en fonction de l'âge des parents (source Insee).

Pour chaque âge, nous avons appliqué les taux de fécondité calculés précédemment pour avoir un nombre de naissances par âge  $x$  :

$$\text{Nombre de naissances}_x = \text{taux de fécondité} \times \text{Nombre de femmes}_x$$

Nous obtenons 784 268 naissances au total pour l'année 2017. Ce chiffre est cohérent au regard de l'historique des naissances : 798 948 en 2015.

Finalement, pour chaque âge, nous avons calculé la proportion de naissances :

Année de naissance	Âge révolu x	Nombre d'hommes	Nombre de femmes	Ensemble	Nombre de naissances	% naissance
2001	15	434 624	414 303	848 927	331	0,0%
2000	16	442 477	421 718	864 195	886	0,1%
1999	17	420 859	399 845	820 704	1 839	0,2%
1998	18	412 130	393 748	805 878	3 307	0,4%
1997	19	398 672	379 913	778 585	6 117	0,8%
1996	20	396 021	378 786	774 807	9 545	1,2%
1995	21	385 668	374 438	760 106	13 218	1,7%
1994	22	371 370	364 912	736 282	16 494	2,1%
1993	23	365 665	361 957	727 622	20 306	2,6%
1992	24	383 622	379 397	763 019	26 292	3,4%
1991	25	384 159	386 886	771 045	32 963	4,2%
...	...	...	...	...	...	...

Dans un second temps, nous avons décomposé pour chaque âge toutes les possibilités d'avoir eu un enfant, ainsi que l'âge qu'aurait alors l'enfant aujourd'hui et la probabilité que celui-ci soit couvert par le contrat collectif.

Nous obtenons donc un tableau à double entrée pour tous les âges entre 15 et 67 ans dont un **extrait** est présenté ci-dessous.

x = âge du parent à la naissance de l'enfant		20	25	30	35	40	âge moyen d'un enfant
âge du parent actuel = y	proba d'avoir eu un enfant à l'âge x	1,2%	4,2%	7,5%	5,3%	1,7%	
25	âge de l'enfant actuel	5	0				2,3
	proba de survie	99%	100%				
30	âge de l'enfant actuel	10	5	0			3,7
	proba de survie	99%	99%	100%			
35	âge de l'enfant actuel	15	10	5	0		6,1
	proba de survie	99%	99%	99%	100%		
40	âge de l'enfant actuel	20	15	10	5	0	9,7
	proba de survie	93%	99%	99%	99%	100%	
45	âge de l'enfant actuel	25	20	15	10	5	14,2
	proba de survie	80%	93%	99%	99%	99%	
50	âge de l'enfant actuel	30	25	20	15	10	18,4
	proba de survie	0%	80%	93%	99%	99%	
55	âge de l'enfant actuel	35	30	25	20	15	21,9
	proba de survie	0%	0%	80%	93%	99%	

Le versement de la rente éducation est doublement conditionnée : avoir 26 ans maximum, et poursuivre ses études. Comme conséquence de la deuxième condition, nous incluons dans la probabilité de survie la probabilité d'être encore étudiant.

La colonne finale « âge moyen d'un enfant » qui permet de déterminer l'âge des enfants en fonction de l'âge des parents est calculée comme suit. On note  $P(E_y)$  la probabilité d'avoir un enfant à l'âge y.

$$\forall x \in [15; 67] : \text{Age moyen enfant}_x = \frac{\sum_{k=15}^x P(E_k) \times \frac{l_{x-k}}{l_0} \times (x - k)}{\sum_{k=15}^x P(E_k) \times \frac{l_{x-k}}{l_0}}$$

$$\text{Age moyen enfant}_x = \frac{\sum_{k=15}^x P(E_k) \times \frac{l_{x-k}}{l_0} \times (x - k)}{\sum_{k=15}^x P(E_k) \times \frac{l_{x-k}}{l_0}}$$

Pour la probabilité de survie des enfants, nous avons utilisé la table TH 00-02.

Pour la probabilité de poursuivre ses études, nous avons utilisé la table de maintien utilisée dans le cadre du calcul du best estimate des provisions liées à la garantie Rente Education.

Ainsi, nous arrivons à la fin de la première étape et obtenons le tableau suivant, présentant l'âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge d'un parent :

âge moyen z des enfants en fonction de l'âge x moyen des parents							
âges x	25	30	35	40	45	50	55
âges z (barème actuel)	1	3	8	13	15	17	21
<b>âges z (nouvelle proposition)</b>	<b>2</b>	<b>4</b>	<b>6</b>	<b>10</b>	<b>14</b>	<b>18</b>	<b>22</b>

Deux effets opposés expliquent l'évolution de cet âge moyen : l'âge moyen de première grossesse augmente mais la durée des études se prolonge. Cela va globalement impacter notre tarif à la hausse, la durée de rente éducation à payer étant plus longue.

Il nous manque dans cette approche, un nombre probable d'enfants par âge. En effet, nous obtenons via cette première partie l'âge moyen de l'ensemble des enfants par âge de parent (par exemple, pour un parent de 40 ans, les 10 ans moyens obtenus peuvent correspondre à un enfant unique de 10 ans, comme à 3 enfants de 5, 8 et 17 ans).

La deuxième partie consiste donc à estimer un nombre d'enfants éligibles à la rente par âge.

- **Estimation du nombre moyen d'enfants (encore étudiants) en fonction de l'âge des salariés**

Dans la première partie, nous avons calculé un nombre de naissances par âge. Nous allons calculer la probabilité d'être parent par âge  $x$  :

$$Proba \text{ être parent}_x = \frac{Nb \text{ naissances}_x}{Nb \text{ personnes}_x} \times 2$$

*Par exemple : il y a 771 045 personnes de 25 ans dont 32 963 enfants, on a donc 8.55% de chance d'être parent à 25 ans.*

Si l'on considère maintenant la somme des probabilités d'être parent à chaque âge, nous obtenons une estimation du nombre d'enfants.

$$Nb\ enfants_x = \sum_{k=15}^x proba\ être\ parent_k$$

Cependant, n'oublions pas qu'il nous faut estimer le nombre d'enfants éligibles à la rente éducation. Pour cela, nous intégrons dans le calcul les probabilités d'être étudiant qui inclut les probabilités de survie.

$$Nb\ enfants\ éligibles_x = \sum_{k=15}^x proba\ être\ parent_k \times proba\ d'être\ étudiant_{x-k}$$

Nous avons calculé le nombre d'enfants par adulte de plus de 15 ans couvert par une garantie rente éducation pour chaque âge  $x$  des parents  $x \geq 15$  :

*Nb enfants éligibles par adulte âge<sub>x</sub>*

$$= \sum_{k=15}^x \left( \frac{Nb\ de\ naissance\ x_k}{\frac{1}{2} \times Population\ x_k} \times \frac{l_{x-k}}{l_0} \right) \times Pr(enfant\ étudiant)_{x-k}$$

*Par exemple, un salarié de 25 ans a en moyenne 0.34 enfant (tous éligibles à la rente éducation).*

- **Estimation de l'âge moyen des enfants (encore étudiants) en fonction de l'âge moyen des salariés**

A partir des travaux des parties précédentes, en reprenant l'exemple d'un salarié de 25 ans, nous obtenons le résultat ci-dessous :

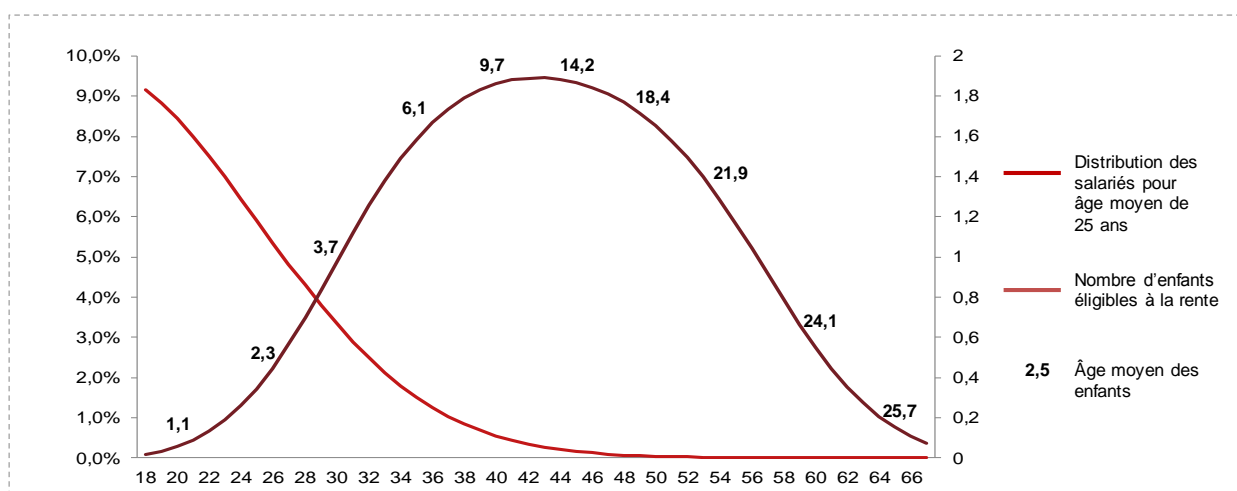
Âge x	Nombre d'enfants éligibles à une rente éducation	Age moyen des enfants éligibles à une rente éducation	Durée moyenne de rente
25	0,34	2,3	25,0

La durée moyenne de rente prend en compte la probabilité de survie de l'enfant et également la probabilité d'être en études.

Pour rappel, à la souscription, nous avons un ensemble de salariés de différents âges que nous ne connaissons pas puisque nous n'avons accès qu'à un âge moyen. Or, dans notre précédent calcul, nous considérons à chaque fois un seul salarié d'un âge connu. La troisième partie consiste donc à simuler des démographies d'âge moyen 25, 30,... 55 ans afin d'être en adéquation avec les données obtenues à la souscription.

Nous avons ensuite, à partir de notre distribution par âge moyen  $f_x$  déterminé l'âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge moyen de nos affiliés. Comme dans les calculs précédents, l'âge moyen de l'enfant est calculé à partir d'une pondération en fonction de la probabilité d'avoir un enfant à chaque âge et de la probabilité de survie de l'enfant.

Exemple de représentation graphique pour une population d'âge moyen 25 ans :



Pour une population d'âge moyen 25 ans, on estime que 5.9% des salariés ont 25 ans. Ces salariés ont 0,34 enfant en moyenne qui ont 2,3 ans. Pour le même âge moyen, nous estimons que 3,3% des salariés ont 30 ans, ils ont 0,98 enfants qui ont 3,7 ans. Ainsi, nous avons, pour un âge moyen donné, une décomposition de la population salariée par âge, avec le nombre d'enfants et leur âge.

En conclusion, nous obtenons les résultats suivants :

Âge x	25	30	35	40	45	50	55
Âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge d'un parent	2	4	6	10	14	18	22
Âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge moyen des affiliés	5	7	9	11	13	16	18

Ainsi, pour obtenir l'âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge moyen des affiliés, nous sommes passés par trois étapes. Dans un premier temps, nous avons estimé l'âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge d'un parent en nous basant sur les taux de fécondité issus de statistiques Insee. Nous en avons ensuite déduit un nombre d'enfants en fonction de l'âge moyen d'un salarié et pour finir, à partir de la distribution de notre population, nous avons déterminé l'âge moyen d'un enfant en fonction de l'âge moyen des affiliés ci-dessus.

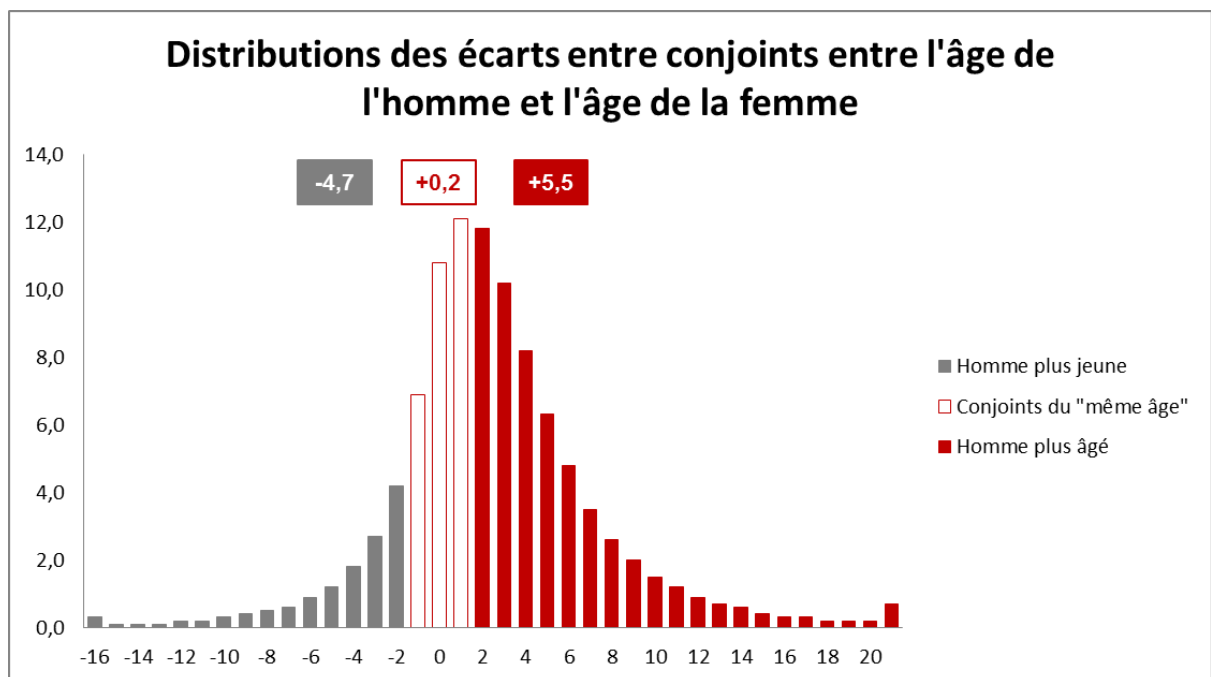
#### 4.3. Révision de l'âge des conjoints

De la même manière que nous calculons un décalage d'âge sur les salariés, il est nécessaire de calculer un âge actuariel pour les conjoints pour la tarification des garanties rente temporaire et rente viagère en cas de décès. Dans cette partie, nous avons donc déterminé l'âge moyen du conjoint en fonction de l'âge moyen du salarié puis en avons déduit l'âge actuariel pour une rente temporaire et pour une rente viagère.

##### ○ Age moyen du conjoint en fonction de l'âge moyen des salariés

Afin d'estimer la différence d'âge entre nos salariés et leurs conjoints, nous nous sommes basés sur une étude Insee utilisant les résultats du recensement de la population française réalisé en 2012. La première donnée mise à disposition par cette étude est la répartition des couples selon l'écart d'âge entre conjoints en 2012. Nous présentons le résultat de cette étude de manière synthétique dans le *graphique 1* ci-dessous :

Graphique 1 :



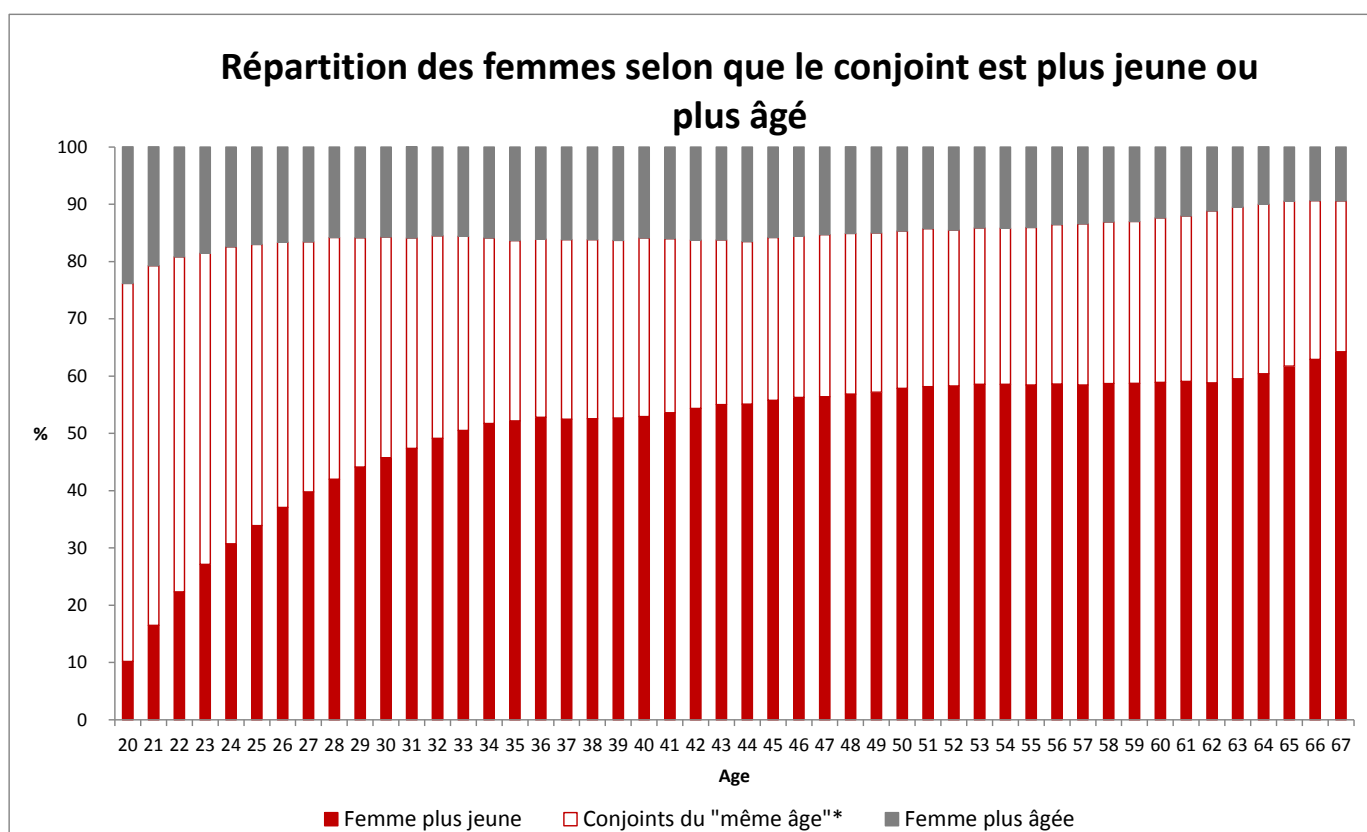
Nous constatons par exemple que dans 12% des couples, l'homme a deux ans de plus que la femme.

En moyenne, lorsque l'homme est le plus jeune du couple, il est plus jeune de 4,7 ans, lorsque c'est la femme qui est la plus jeune, elle est plus jeune de 5,5 ans.

La seconde partie de cette étude Insee nous donne la répartition des hommes et des femmes selon que leur conjoint est plus jeune, plus âgé ou du même âge en 2012 (par exemple, pour la population des hommes de 35 ans, 52% ont une femme plus jeune, 31% du même âge et 16% plus âgée).

Nous présentons ci-dessous le *graphique 2* avec la répartition en pourcentage des femmes entre 20 ans et 67 ans selon que le conjoint est plus jeune, plus âgé ou du même âge.

Graphique 2 :

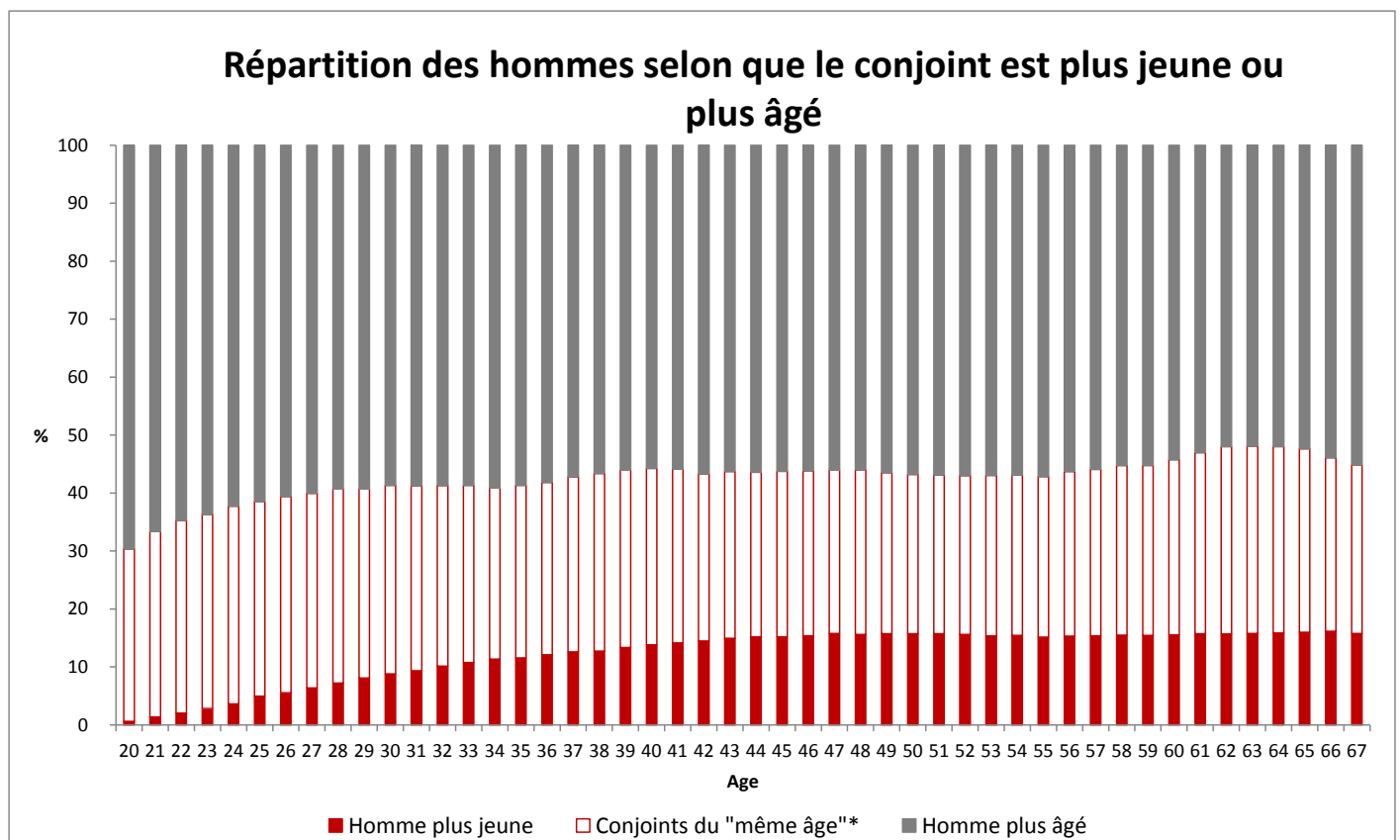


Nous constatons que dans la majorité des cas, les femmes sont plus jeunes ou du même âge.

Nous présentons ensuite dans le *graphique 3* la répartition en pourcentage des hommes entre 20 ans et 67 ans selon que le conjoint est plus jeune, plus âgé ou du même âge.



Graphique 3 :



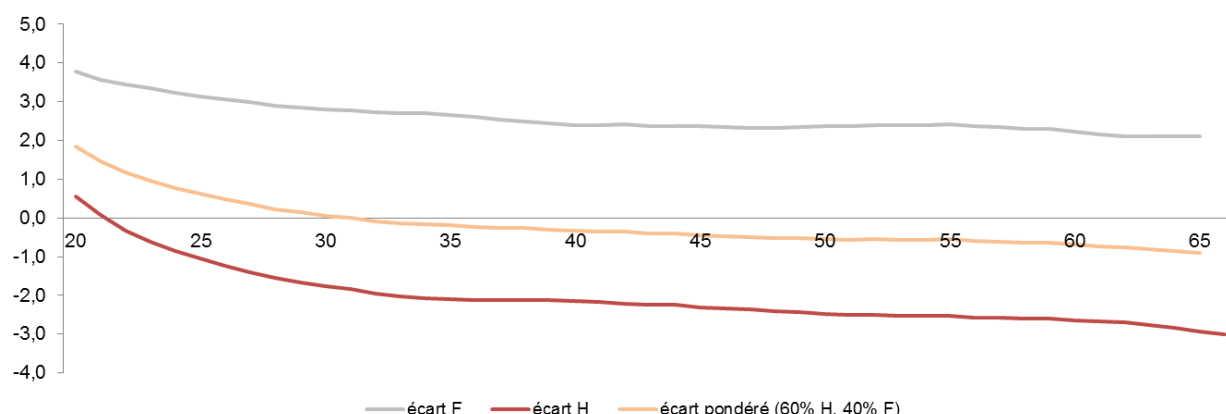
En combinant ces deux séries de données, nous en déduisons pour chaque sexe l'âge moyen du conjoint en fonction de l'âge d'un salarié avec la formule suivante :

On note :

- ▶  $J$  : le conjoint est plus jeune
- ▶  $A$  : le conjoint est plus âgé et
- ▶  $\Delta(J)$  et  $\Delta(A)$  les écarts d'âges moyens associés à ces événements (calculés à partir du graphique 1)

$$\Delta Age_x = \sum P(A) \times \Delta(A) + P(J) \times \Delta(J)$$

Nous estimons ensuite un écart pondéré sur la base de la répartition de notre portefeuille (60% d'hommes et 40% de femmes). Le résultat est représenté par les courbes ci-après.



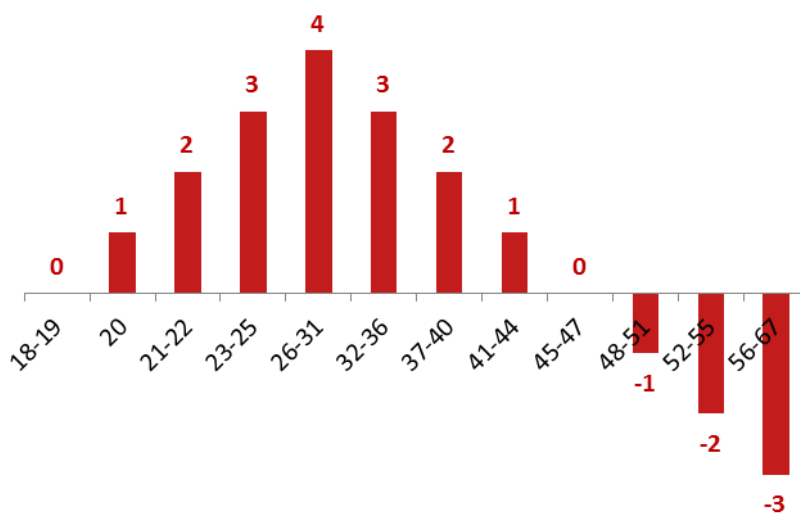
#### ○ Calcul de l'âge actuariel pour une rente temporaire

Le capital sous risque pour une rente temporaire est estimé à partir du capital décès estimé précédemment, multiplié par la durée de la rente<sup>1</sup>. La durée d'indemnisation, dans le cadre de la rente temporaire, est estimée à partir du nombre d'années séparant le bénéficiaire (supposé du même âge que l'assuré décédé) de la retraite, et des probabilités de décès du bénéficiaire jusqu'à sa retraite (estimée avec une table mixte 60%TGF/40%TGH), la rente prenant au plus tôt des deux termes suivants : décès ou retraite du bénéficiaire.

Pour cette garantie, le capital sous risque est croissant jusqu'à 34 ans, puis décroissant (à partir de cet âge, les augmentations de salaires deviennent plus faibles que la diminution de durée de rente avec l'âge des salariés). Les points les plus à risque (fréquence x capital sous risque) sont pour cette garantie les salariés en milieu de carrière.

<sup>1</sup> Ce capital est surestimé mais seule la proportion entre les différents capitaux est utilisée dans le cadre de cette étude.

Par la même méthode que pour le calcul d'âge actuariel détaillé en 4.1 pour le capital décès (nous prenons les mêmes démographies pour décrire la population des bénéficiaires car nous avons vu au paragraphe précédent qu'en moyenne les conjoints ont le même âge que les salariés), nous obtenons les décalages suivants :



	18-19	20	21-22	23-25	26-31	32-36	37-40	41-44	45-47	48-51	52-55	56-67
Nouveau décalage	0	1	2	3	4	3	2	1	0	-1	-2	-3
Décalage ancien tarif	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Comme anticipé, le décalage d'âge pour obtenir l'âge actuariel dévie l'âge moyen de la population vers l'âge des populations les plus « à risque » : les salariés entre 40 et 50 ans.

Par rapport à l'ancien tarif, la revue de ces coefficients aura donc un impact à la hausse pour les tranches de population sur lesquelles nous sommes le plus exposé.

#### ○ Calcul de l'âge actuariel pour une rente viagère

Pour calculer le capital moyen de la rente de conjoint viagère, nous avons calculé l'espérance de vie résiduelle pour chaque âge  $x$  avec la table mixte 60%TGF/40%TGH et avons multiplié le capital calculé dans la partie décalage d'âge des salariés par cette espérance<sup>2</sup>.

Contrairement à la rente temporaire, le risque (fréquence x capital sous risque) est croissant avec l'âge.

<sup>2</sup> Ce capital est surestimé mais seule la proportion entre les différents capitaux est utilisée dans le cadre de cette étude.

Encore une fois, nous appliquons la même méthode : calcul d'un  $q_x^{actuariel}$  puis recherche de l'âge actuariel, l'âge correspondant à cette probabilité de décès.

	18-19	20	21	22-23	24-26	27-38	39-44	45-48	49-53	54-57	58-67
Nouveau décalage	0	1	2	3	4	5	4	3	2	1	0
Décalage ancien tarif	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Dans l'ancien tarif, les décalages d'âge appliqués étaient identiques pour une rente temporaire et une pour rente viagère. Le nouveau tarif permettra une meilleure tarification de ces spécificités.

**Pour estimer l'âge actuariel des conjoints, nous avons dans un premier temps, à partir d'une étude Insee basée sur le recensement de 2012, calculé l'âge théorique des conjoints en fonction de l'âge des salariés. Nous avons ensuite, comme pour les salariés, calculé l'âge actuariel pour une rente viagère et une rente temporaire en prenant en compte l'évolution de la probabilité de survie et du capital sous risque avec l'âge. Nous avons enfin transcrit ces données en décalage d'âge par rapport à l'âge moyen du salarié qui est l'information que nous avons au moment de la tarification.**

## 5. Revue des tables de rentes et du taux technique

**Maintenant que nous avons construit une table de mortalité et que nous avons estimé les décalages d'âge à prendre en compte pour retraiter les données de démographie synthétique, il nous reste deux paramètres importants à mettre à jour : la table de rentes et le taux technique.**

La table de rentes de l'ancien tarif était la TPRV93. Nous avons choisi de la remplacer par les tables réglementaires TGH/TGF05 qui sont plus alignées avec l'espérance de vie actuelle.

Pour prendre en compte le mix hommes / femmes de notre population, nous avons utilisé un prorata des tables hommes et femmes :

- ▶ 60% de la TGF 05
- ▶ 40% de la TGH 05

En effet, notre population assurée se compose à 60% d'hommes et nous partons du principe que le conjoint est généralement de sexe opposé.

Par ailleurs, le taux technique du tarif actuel est de 3,5%, ce qui n'est plus cohérent avec les taux de rendement du marché. Nous le remplaçons par le taux technique Vie maximum réglementaire soit 0,25% à la date de notre mémoire.

**Nous intégrerons donc dans notre tarif décès les tables TGH/TGF05 pour l'estimation du coût de rentes ainsi qu'un taux technique de 0,25%.**

## 6. Recherche de variables discriminantes

Le risque de décès est calculé sur la base des  $qx$  de la table de mortalité d'expérience construite dans le paragraphe 3. Néanmoins, les groupes assurés étant potentiellement hétérogènes, il est pertinent, pour affiner le tarif, d'identifier des variables permettant de segmenter le tarif en fonction du profil des assurés.

Les objectifs de cette étape sont :

- D'identifier des variables (ou modalités) discriminantes, c'est-à-dire pouvant justifier des écarts entre les décès théoriques et ceux observés,
- De déterminer des coefficients multiplicateurs devant ces modalités en fonction de leur influence sur les écarts.

Dans l'outil de tarification, les variables tarifaires s'intègrent de la manière suivante :

**Cotisation** =  $qx \times \text{coeff variable 1} \times \text{coeff variable 2} \times \text{coeff variable 3} \times \text{capital garanti}$

### 6.1. Analyse univariée

Pour réaliser cette étude, nous avons commencé par identifier des variables à exploiter dans notre base de données. Cette première étape a le plus souvent nécessité de nombreux retraitements et manipulations manuelles afin d'enrichir notre base de données pour disposer de ces variables sur un maximum de têtes. Pour chacune de ces variables, nous avons ensuite réalisé une analyse univariée.

Pour cette analyse, nous avons étudié l'indicateur  $\frac{d_x}{d_{x \text{ théorique}}}$  avec  $d_x$  le nombre de décès observés de la modalité étudiée et  $d_{x \text{ théorique}}$  le nombre de décès théoriques issu de la table de mortalité construite dans la partie 3.

#### ► Variable « Collège »

Cet indicateur était absent de la base de données mais indispensable pour notre étude des variables discriminantes. Nous avons donc rapatrié cette information en trois étapes :

- Rapatriement du « code option » du contrat à partir du numéro de contrat de l'entreprise commun à la base de données du grand courtier et à notre outil de gestion.
- Construction d'une table de transcodification entre le code option et le collègue simplifié (cadre, non cadre, ensemble du personnel) : cette étape a nécessité une recherche manuelle dans l'outil de gestion sur une centaine de codes.
- Ajout du collègue simplifié dans la base de données.

Nous avons ensuite pu estimer la statistique  $\frac{d_x}{d_{x \text{ théorique}}}$  :

Variable "collège"	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
Non Cadre	1,30	116 868
Cadres	1,03	65 450
Ensemble du personnel	0,76	149 780
Exclus	n.c	53 606

Conformément à ce que nous pouvions anticiper, le collège « non cadre » est celui qui présente le plus gros risque suivi par les « cadres ». En revanche, le collège « ensemble du personnel » présente un risque inférieur aux deux autres ce qui devra faire l'objet d'une attention particulière dans la suite de notre étude.

#### ► Variable « Activité »

De la même manière, à partir du numéro de contrat de la holding, nous avons pu rapatrier le code NAF (nomenclature d'activité française) pour 98% des têtes présentes dans la base. Nous l'avons ensuite retranscrit en code NAF simplifié. Les statistiques obtenues pour cette variable sont les suivantes :

Variable "activité"	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
Industrie manufacturière, industries extractives et autres	1,22	29 199
Activités immobilières	1,12	9 051
Autres activités de services	1,06	113 234
Activités spécialisées, scientifiques et techniques et activités de services :	1,05	139 292
Activités financières et d'assurance	0,98	34 429
Information et communication	0,85	10 545
Construction	0,82	939
Administration publique, enseignement, santé humaine et action sociale	0,60	7 675
Commerce de gros et de détail, transports, hébergement et restauration	0,59	34 944

Certains résultats sont assez intuitifs comme la présence d'une sinistralité plus marquée dans le secteur de l'industrie (coefficient de 1,2) ou encore le meilleur comportement des populations du secteur de l'information (0,85) et des activités financières (0,98). Les résultats concernant les activités de services (1,06) et ou les activités techniques (1,05) sont plus étonnants. Si cette variable ressort comme significative dans les modélisations à venir, il conviendra de porter une attention particulière à la cohérence des résultats. Nous rappelons par ailleurs que certains secteurs comme la construction ou l'administration publique sont très peu représentés et que les résultats affichés ne sont pas significatifs pour ces populations.

### ► Variable « Région »

Toujours à partir du numéro de contrat de la holding, nous avons pu ajouter le département puis la région correspondante pour 99% des têtes présentes. Nous présentons ci-dessous les résultats obtenus :

Variable "région"	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
Pays de la Loire	2,61	2 300
Occitanie	1,31	10 306
Auvergne-Rhône-Alpes	1,12	20 387
Hauts-de-France	1,11	22 431
Bretagne	1,02	9 470
Grand Est	1,01	17 150
Île-de-France	0,98	260 441
Nouvelle-Aquitaine	0,89	8 501
Normandie	0,82	11 902
Centre-Val de Loire	0,79	8 554
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0,72	10 054
Bourgogne-Franche-Comté	0,45	4 208

Comme évoqué en introduction, la région Ile-de-France est particulièrement représentée dans le portefeuille Generali. Cela s'explique notamment par le fait que les contrats sont souscrits et gérés à la maille Groupe et que l'adresse communiquée correspond généralement à cette du siège social de l'entreprise. Il n'est donc pas pertinent d'exploiter cette données en l'état, les salariés de l'entreprise résidant et travaillant potentiellement dans une région différente de celle du siège social. Nous n'avons malheureusement pas été en mesure d'identifier cette information à la maille entreprise et n'avons donc pas pu l'exploiter dans la suite de notre étude.



► **Variable « Effectif »**

L'indicateur effectif de l'entreprise ou du groupe est estimable dans la base à partir du nombre de têtes par numéro de contrat. Dans le cadre de cette analyse univariée, il n'était pas envisageable de travailler directement sur les effectifs sans réaliser de regroupements. Nous avons donc constitué des classes (ces dernières ont été définies aléatoirement par nos soins mais seront affinées dans la partie suivante à l'aide d'un arbre de classification). Les résultats sont présentés ci-dessous :

►► A la maille Entreprise :

Variable "effectif" à la maille Entreprise	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
[0-20]	2,31	15 056
[21-100]	1,18	44 118
[301-1000]	1,06	116 410
[101-300]	0,85	72 511
[>1000]	0,81	139 783

Nous constatons que le risque est globalement plus élevé dans les entreprises avec de faibles effectifs. Le risque est notamment très élevé pour les entreprises de moins de 20 salariés<sup>3</sup> (coefficient de 2,3) et plutôt faible pour les gros effectifs >1000 (coefficient de 0,81).

►► A la maille Groupe :

Variable "effectif" à la maille Groupe	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
[301-1000]	1,13	81 132
[>1000]	0,99	237 485
[101-300]	0,97	45 246
[0-20]	0,82	5 423
[21-100]	0,59	18 592

Les résultats obtenus à cette maille semblent plus difficiles à exploiter, les résultats n'étant pas corrélés simplement à l'effectif.

---

<sup>3</sup> Les entreprises de 0 à 20 salariés sont théoriquement en dehors du scope de cette étude, il arrive toutefois que ces entreprises soient souscrites comme des entreprises de plus de 20 têtes ce qui explique leur présence dans les bases de données.

### ► Variable « Santé de l'Entreprise »

Nous avons également souhaité étudier une variable en lien avec la santé économique de l'entreprise considérant qu'elle pourrait avoir un impact sur le risque étudié. En effet, dans un contexte de décroissance de l'activité de l'entreprise par exemple, nous pensons que la probabilité de décès pourrait être impactée à la hausse. En l'absence du chiffre d'affaires des entreprises étudiées dans les données à notre disposition, nous avons construit, à partir de la variable effectif, un indicateur en lien avec l'évolution économique de l'entreprise. Pour cela, nous avons comparé l'effectif de fin de période à celui du début et considéré que l'entreprise était en croissance ou décroissance si celui-ci avait varié de plus ou moins 5%.

Les variables retenues sont donc les suivantes :

- Effectif croissant sur la période de couverture
- Effectif décroissant sur la période de couverture
- Effectif stable sur la période de couverture

Variable "tendance effectif"	Coeff. Dx / Dx théorique	Effectif
Décroissance	1,38	71 568
Stable	0,86	132 124
Croissance	0,82	162 585

Les résultats sont intéressants notamment pour la modalité « Décroissance » qui présente un taux plus élevé. Il conviendra néanmoins de s'assurer via des modèles statistiques si cette variable est vraiment pertinente.

**Nous avons ainsi réalisé des premières observations sur les variables à notre disposition. Certaines sont conformes à l'intuition comme la présence d'un risque plus élevé dans le secteur industriel et d'autres plus étonnantes à l'image du très bon résultat des collègues « ensemble du personnel ». Il convient donc dans la suite de notre étude d'approfondir l'analyse et de déterminer quelles variables sont significatives à partir de modèles statistiques plus avancés.**

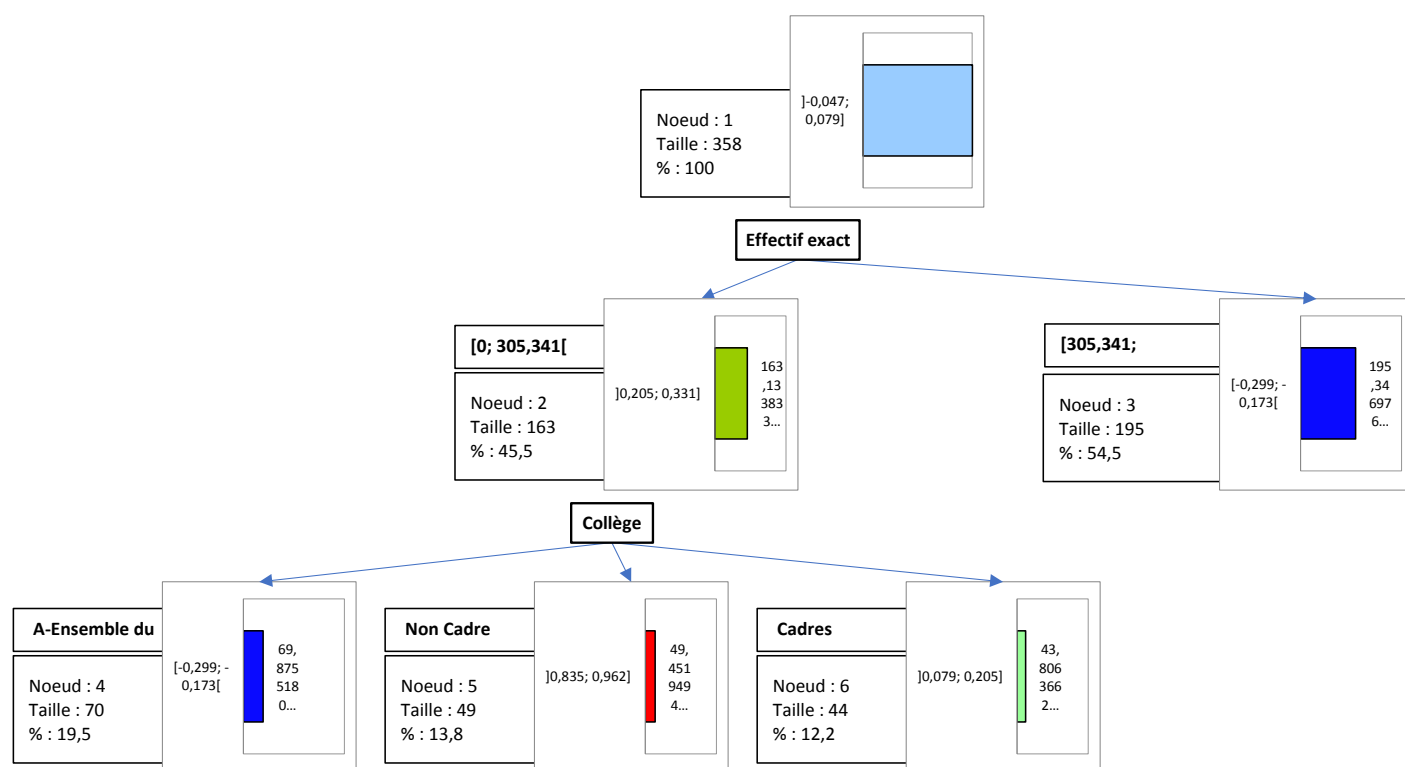
## 6.2. Arbre de classification – effectif par contrat :

Dans un second temps, nous avons réalisé, sur la base des données disponibles à la maille contrat, une analyse à l'aide d'un arbre de classification correspondant à un diagramme regroupant les données selon les variables les plus discriminantes.

L'intérêt d'un arbre de classification est qu'il permet d'intégrer l'ensemble des variables, qualitatives ou quantitatives, et de segmenter à chaque nœud la population entre deux sous-ensembles les plus différenciés en termes de valeurs de la variable à expliquer. Un autre avantage est de ne pas introduire de structure a priori du lien de dépendance entre variable à expliquer et variables explicatives.

Nous avons construit un arbre de classification sur la base des données agrégées à la maille entreprise en intégrant l'ensemble des variables que nous avons identifiées dans les données :

### Arbre de classification sur la base des données contrat entreprise



Noeud	Préd (Dx/Dx Théo)	Effectif	Règles
Noeud1	0,99	358	
Noeud2	1,21	163	Si Effectif exact dans [0; 305,341[ alors Dx/Dx Théo = 1,208 dans 45,5% des cas
Noeud3	0,81	195	Si Effectif exact dans [305,341; 6505[ alors Dx/Dx Théo = 0,809 dans 54,5% des cas
Noeud4	0,70	70	Si Collège IN [A-Ensemble du personnel] et Effectif exact dans [0; 305,341[ alors Dx/Dx Théo = 0,701 dans 19,5% des cas
Noeud5	1,96	49	Si Collège IN [Non Cadre] et Effectif exact dans [0; 305,341[ alors Dx/Dx Théo = 1,962 dans 13,8% des cas
Noeud6	1,16	44	Si Collège IN [Cadres] et Effectif exact dans [0; 305,341[ alors Dx/Dx Théo = 1,164 dans 12,2% des cas

Nous constatons que la variable la plus discriminante est l'effectif exact de l'entreprise avec un regroupement à plus ou moins 300 têtes. Sur les entreprises de plus de 300 têtes, nous constatons que le risque est nettement moins élevé avec un coefficient de 0,81 contre 1,2 sur les effectifs supérieurs à 300.

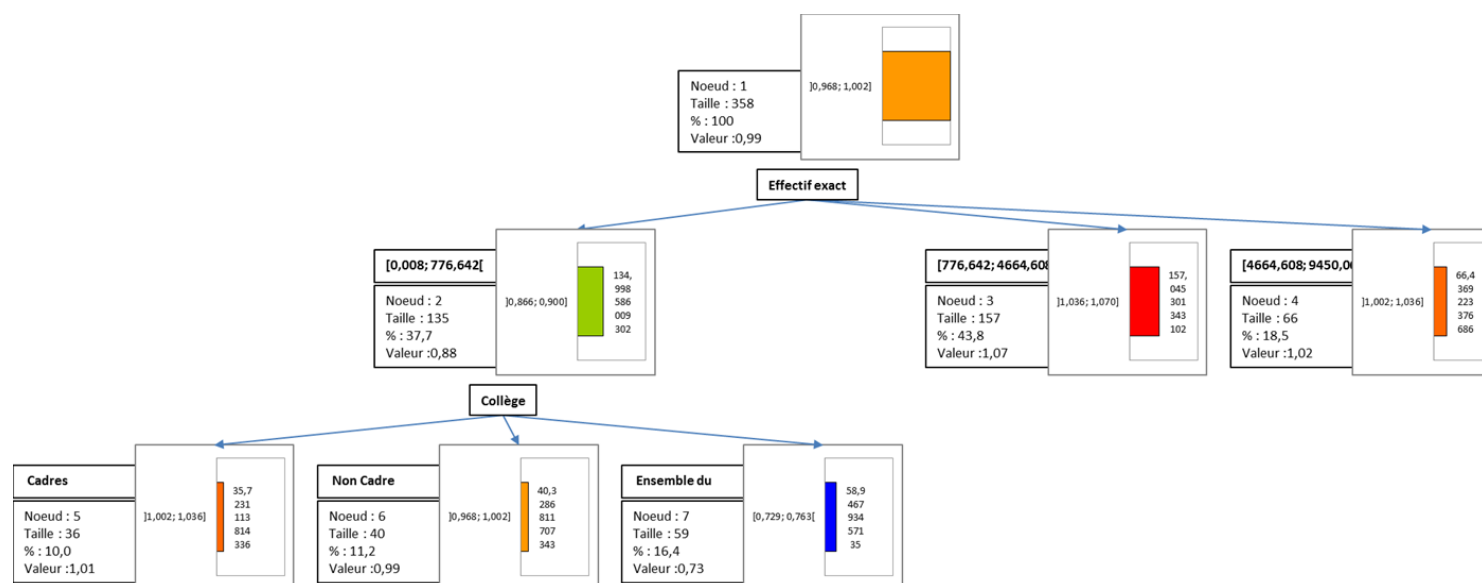
La seconde variable significative est le collège, mais celui-ci ne ressort que pour les entreprises avec un effectif de moins de 300 salariés. Nous constatons que le collège des cadres présente un risque moins élevé que celui des non cadres ce qui est cohérent. De manière moins intuitive, nous constatons que les entreprises avec un regroupement «ensemble du personnel » ont un risque moins élevé que les autres collèges dans notre base.

**Les données disponibles à la maille contrat semblent indiquer des axes de discrimination intéressants pour affiner le tarif. Après avoir échangé avec les équipes Souscription de Generali, ces données ne sont toutefois généralement communiquées qu'à la maille groupe dans les appels d'offres, la systématisation de demandes de données plus détaillées n'est pas envisagée à ce stade.**

### 6.3. Arbre de classification – effectif par groupe :

**Pour être au plus près des données disponibles lors de la souscription, nous avons, dans un second temps, de nouveau réalisé un arbre de classification avec des données regroupées à la maille Groupe.**

## Arbre de classification sur la base des données Groupe



Noeud	Préd(DX/Dx Théor)	Effectif	Règles
Noeud1	99%	358	
Noeud2	88%	135	Si Effectif exact dans [0,008; 776,642] alors DX/Dx Théorique = 0,881 dans 37,7% des cas
Noeud3	107%	157	Si Effectif exact dans [776,642; 4665] alors DX/Dx Théorique = 1,070 dans 43,8% des cas
Noeud4	102%	66	Si Effectif exact dans [4665; 9450] alors DX/Dx Théorique = 1,024 dans 18,5% des cas
Noeud5	101%	36	Si Collège IN [Cadres] et Effectif exact dans [0,008; 776,642] alors DX/Dx Théorique = 1,008 dans 10,0% des cas
Noeud6	99%	40	Si Collège IN [Non Cadre] et Effectif exact dans [0,008; 776,642] alors DX/Dx Théorique = 0,992 dans 11,2% des cas
Noeud7	73%	59	Si Collège IN [Ensemble du personnel] et Effectif exact dans [0,008; 776,642] alors DX/Dx Théorique = 0,729 dans 16,4% des cas

Nous constatons également que la première variable qui ressort est l'effectif exact du Groupe. Néanmoins, intuitivement, ces résultats ne semblent pas pertinents puisque les groupes avec un effectif plus petit ont un risque plus faible que les grands groupes, ce qui est l'opposé des résultats que nous avons obtenus à la maille entreprise. Nous choisissons donc, par la suite, d'approfondir les travaux sur l'effectif à la maille entreprise en proposant si nécessaire une évolution des processus.

La seconde variable significative est le collège, qui ressort seulement pour les groupes avec un effectif inférieur à 777. Nous constatons que les résultats sont contraires à l'attendu avec un risque plus élevé sur les cadres que sur les autres collèges.

**A ce stade, il apparaît nécessaire d'investiguer davantage sur les deux variables « Collège » et « Effectif à la maille entreprise en réalisant d'autres simulations. Concernant la disponibilité des données à la maille entreprise, nous proposerons de faire évoluer le processus.**

#### 6.4. GLM : log-linéaire (poisson)

Pour approfondir nos analyses sur les variables discriminantes, notamment dans la mesure où la segmentation obtenue via un arbre de classification n'est pas nécessairement optimale, nous avons réalisé des régressions linéaires sur les variables explicatives identifiées.

Nous avons dans un premier temps réalisé une régression linéaire et nous avons constaté que ce modèle n'était pas satisfaisant. Nous avons cherché un modèle de régression qui pourrait ajuster au mieux nos données et compte tenu de la faible fréquence observée, nous avons choisi d'utiliser un modèle log-linéaire.

Les résultats sont présentés ci-dessous.

##### 1. GLM sur la variable « Collège »

Dans un premier temps, nous avons réalisé une simulation avec uniquement la variable « collège » :

Paramètres du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :

Source	Valeur	Erreur standard	Khi <sup>2</sup> de Wald	Pr > Khi <sup>2</sup>	Wald Borne inf. (95%)	Wald Borne sup. (95%)	Coefficient
Constante	-0,27	0,015	316,18	< 0,0001	-0,30	-0,24	
Collège-A-Ensemble du personnel	0,00	0,000					0,76
Collège-Cadres	0,30	0,025	144,13	< 0,0001	0,25	0,35	1,03
Collège-Non Cadre	0,53	0,021	656,59	< 0,0001	0,49	0,57	1,30

Equation du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :

$\text{Préd(Dx/Dx Théo)} = \exp(-0,270567489881063 + 0,302016073233287 * \text{Collège-Cadres} + 0,53270567628526 * \text{Collège-Non Cadre})$

Il en ressort que le collège « non cadre » présente le risque le plus important avec un coefficient de 1,3. Les cadres se situent à un niveau intermédiaire avec un coefficient de 1. Et contre intuitivement, le collège « ensemble du personnel » présente un risque moins élevé avec un coefficient de 0,8.

##### 2. GLM sur la variable « Collège » pour le groupe <300

Nous avons dans un second temps réalisé une simulation avec la variable « Collège » uniquement sur le groupe des entreprises <300 salariés étant donné que c'est une variable significative qui ressortait de notre analyse par arbre de classification.

**Paramètres du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :**

Source	Valeur	Erreur standard	Khi <sup>2</sup> de Wald	Pr > Khi <sup>2</sup>	Wald Borne inf. (95%)	Wald Borne sup. (95%)	Coefficient
Constante	-0,36	0,017	431,00	< 0,0001	-0,39	-0,33	
Collège-A-En	0,00	0,000					0,70
Collège-Cadre	0,52	0,024	455,76	< 0,0001	0,47	0,57	1,17
Collège-Non C	1,04	0,021	2 353,64	< 0,0001	0,99	1,08	1,96

**Equation du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :**

Préd(Dx/Dx Théo) =  $\exp(-0,359789329498695 + 0,51797152448393 * \text{Collège-Cadres} + 1,03526074047081 * \text{Collège-Non Cadre})$

Les conclusions sont globalement les mêmes que pour la simulation précédente avec des coefficients encore plus discriminants : « Ensemble du personnel » (coefficient de 0,7), « Cadres » (coefficient de 1,2) et « Non cadres » (coefficient de 2)

### 3. GLM sur la variable « Effectif »

Nous avons ensuite réalisé une simulation avec la variable « Effectif » :

**Paramètres du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :**

Source	Valeur	Erreur standard	Khi <sup>2</sup> de Wald	Pr > Khi <sup>2</sup>	Wald Borne inf. (95%)	Wald Borne sup. (95%)	Coefficient
Constante	0,185	0,013	216,320	< 0,0001	0,160	0,209	
Effectif-<300	0,000	0,000					1,20
Effectif->300	-0,381	0,018	426,639	< 0,0001	-0,418	-0,345	0,82

**Equation du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :**

Préd(Dx/Dx Théo) =  $\exp(0,184632542351283 - 0,381489950386117 * \text{Effectif->300})$

Comme dans l'analyse avec les arbres de classification, nous constatons que le risque est moins élevé sur les effectifs >300 (coefficient de 0,8) et plus élevé pour les effectifs <300 (coefficient de 1,2).

### 4. GLM sur les variables « Collège » & « Effectif »

Enfin, nous avons réalisé une simulation avec les variables « collège » et « effectif ».

Paramètres du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :

Source	Valeur	Erreur standard	Khi² de Wald	Pr > Khi²	Wald Borne inf. (95%)	Wald Borne sup. (95%)	Coeff <300	Coeff >300
Constante	-0,061	0,018	11,785	0,001	-0,096	-0,026		
Collège-A-Ensemble du personnel	0,000	0,000					0,940	0,643
Collège-Cadres	0,233	0,025	84,177	< 0,0001	0,183	0,283	1,187	0,811
Collège-Non Cadre	0,530	0,021	650,431	< 0,0001	0,489	0,571	1,598	1,092
Effectif-<300	0,000	0,000						
Effectif->300	-0,381	0,019	416,071	< 0,0001	-0,417	-0,344		

Equation du modèle pour les composantes (Variable Dx/Dx Théo) :

Préd(Dx/Dx Théo) =  $\exp(-6,13529397400323E-02 + 0,232808348482912 * \text{Collège-Cadres} + 0,530209106158144 * \text{Collège-Non Cadre} - 0,380642125180334 * \text{Effectif->300})$

La conclusion est là aussi cohérente avec les modélisations précédentes : un risque plus élevé pour les effectifs <300 que pour ceux >300 et un risque décroissant en fonction du collège « Non cadres », « Cadres » et « Ensemble du personnel ».

**Compte tenu de contraintes opérationnelles et malgré nos recommandations, la mise en place d'un processus permettant de récupérer les données de tarification à la maille Entreprise n'a pas été retenue. En effet, cela ne correspond pas à la stratégie actuelle de Generali dans le cadre des réponses à appels d'offres. Nous avons donc par la suite, concentré nos analyses sur la variable « Collège ».**

## 6.5. Confirmation des résultats à l'aide de données de marché

**Pour étayer les résultats de nos modélisations sur la variable « collège », nous avons recherché des données de marché sur la mortalité par collège afin de nous assurer que les données observées sur notre base de données n'étaient pas décorrélatées de la réalité de la population active française.**

Pour cela, nous avons exploité le tableau Insee ci-dessous indiquant l'espérance de vie à 35 ans de la population par sexe et par catégorie sociale.

Tableau : Espérance de vie à 35 ans par sexe et catégorie sociale

	Cadres	Professions intermédiaires	Agriculteurs	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	Employés	Ouvriers	Inactifs non retraités	Ensemble	Écart cadres-ouvriers
<b>Homme</b>									
1976-1984	41,7	40,5	40,3	39,6	37,2	35,7	27,7	<b>37,8</b>	6,0
1983-1991	43,7	41,6	41,7	41,0	38,6	37,3	27,5	<b>39,2</b>	6,4
1991-1999	45,8	43,0	43,6	43,1	40,1	38,8	28,4	<b>40,8</b>	7,0
2000-2008	<b>47,2</b>	45,1	44,6	44,8	<b>42,3</b>	40,9	30,4	<b>42,8</b>	6,3
Écart 2000-2008 et 1976-1984	5,5	4,6	4,3	5,2	5,1	5,2	2,7	<b>5,0</b>	
<b>Femme</b>									
1976-1984	47,5	46,4	45,7	46,0	45,6	44,4	44,3	<b>45,0</b>	3,1
1983-1991	49,7	48,1	46,8	47,4	47,4	46,3	45,4	<b>46,4</b>	3,4
1991-1999	49,8	49,5	48,8	48,8	48,7	47,2	47,1	<b>48,0</b>	2,6
2000-2008	<b>51,7</b>	51,2	49,6	50,3	<b>49,9</b>	48,7	47,0	<b>49,4</b>	3,0
Écart 2000-2008 et 1976-1984	4,2	4,8	3,9	4,3	4,3	4,3	2,7	<b>4,4</b>	



A partir de ces données, nous avons estimé l'espérance de vie des cadres et des non cadres de notre population d'affiliés à partir de l'espérance de vie des populations hommes et femmes de nos tables de mortalité selon la méthode ci-dessous :

Hommes	Part	$\ddot{e}_{35}$ Insee	$\ddot{e}_{35}$ Generali
Cadres	34,3%	47,2	52,1 <i>B</i>
Non Cadres	65,7%	42,3	46,7 <i>C</i>
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>44,0 <i>A</i></b>	<b>48,6</b>

Femmes	Part	$\ddot{e}_{35}$ Insee	$\ddot{e}_{35}$ Generali
Cadres	31,4%	51,7	61,6 <i>B</i>
Non Cadres	68,6%	49,9	59,4 <i>C</i>
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>50,5 <i>A</i></b>	<b>60,1</b>

$$A = \% \text{ cadres} \times \ddot{e}_{35} \text{ cadres Insee} + \% \text{ non cadres} \times \ddot{e}_{35} \text{ non cadres Insee}$$

$$B = \frac{\ddot{e}_{35} \text{ Generali} \times \ddot{e}_{35} \text{ cadres Insee}}{\ddot{e}_{35} \text{ Insee}}$$

$$C = \frac{\ddot{e}_{35} \text{ Generali} \times \ddot{e}_{35} \text{ non cadres Insee}}{\ddot{e}_{35} \text{ Insee}}$$

Nous avons ensuite déterminé les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  d'abattement de nos tables de mortalité permettant d'obtenir respectivement les espérances de vie *B* et *C* calculées précédemment.

Hommes :  $\alpha = 0,70$  et  $\beta = 1,21$

Femmes :  $\alpha = 0,86$  et  $\beta = 1,07$

En pondérant les résultats de ce calcul sur les hommes et les femmes, nous obtenons un coefficient de  $\alpha = 0,76$  pour les cadres et de 1,15 pour les non cadres. Soit, sur la base d'un coefficient 1 pour les cadres, un coefficient de 1,5 pour les non cadres.

Comme vu dans la partie 6.3, notre étude sur la variable « Collège » conduirait à retenir les coefficients ci-dessous:

- ▶ Cadres : 1
- ▶ Ensemble du personnel : 0,8
- ▶ Non cadres : 1,3

Les coefficients cadres et non cadres que nous obtenons sont légèrement moins segmentés que ceux de la population générale avec sur la base d'un coefficient de 1 pour les cadres, un coefficient 1,3 pour les non cadres dans notre modèle contre 1,5 dans la population générale. Néanmoins, cet effet peut tenir aux spécificités de nos entreprises assurées et la tendance reste par ailleurs cohérente.

En revanche, le coefficient de la CSP « Ensemble du Personnel » est inférieur à celui de la CSP Cadre ce qui est complexe à appréhender. En effet, opérationnellement, il n'est pas envisageable de laisser les coefficients tels quels compte tenu du risque d'anti-sélection.

Pour éviter l'anti-sélection, nous avons donc proposé l'application du coefficient Cadre à la CSP Ensemble du personnel, avec le risque d'être moins compétitifs sur les entreprises avec un collègue « ensemble du personnel » :

- ▶ Cadres : 1
- ▶ Ensemble du personnel : 1
- ▶ Non cadres : 1,3

Finalement, le choix de l'entreprise a été de retenir un coefficient équivalent entre non cadres et ensemble du personnel, notamment en raison du coût lié à un développement nécessaire dans l'outil de tarification pour séparer les collèges ensemble du personnel et non cadres.

**En conclusion, compte tenu de contraintes informatiques et opérationnelles, nous ne sommes pas en mesure d'intégrer à court terme de variables discriminantes au niveau de la tarification décès. Les simulations de tarif de la partie suivante n'en intègrent donc pas. Il apparaît néanmoins que l'effectif de l'entreprise et le collègue sont bien des variables tarifaires permettant de segmenter le tarif. Elles pourront donc être intégrées lors de futurs projets de refonte de l'outil informatique de tarification.**

## **7. Comparaison aux tarifs actuels**

**La dernière étape pour évaluer l'impact de la mise en place du nouveau barème décès est d'évaluer l'impact potentiel sur le tarif de sa mise en production.**

Pour cela nous avons réalisé les travaux suivants :

- Construction d'un tarificateur simplifié sur Excel permettant de recalculer le tarif avec l'ancienne et la nouvelle table ainsi qu'avec les anciens et nouveaux paramètres proposés dans notre étude (âge actuariel, âge des enfants etc...),
- Estimation de l'impact de nouveau tarif sur un nombre significatif de contrats présentant des caractéristiques différentes,
- Estimation de l'apport de ce nouveau tarif à d'autres applications comme la tarification a posteriori, la surveillance du portefeuille ou l'établissement de comptes de résultat prévisionnels.

### **7.1. Construction du tarificateur simplifié**

**Dans un premier temps, pour comparer le nouveau à l'ancien barème il a été nécessaire de construire un tarificateur simplifié permettant d'estimer le tarif d'une entreprise ou d'un groupe d'entreprises. Cette première sous-partie vise à décrire le fonctionnement de ce tarificateur décès sous Excel pour chaque type de garantie.**

La cotisation prévoyance décès d'une entreprise est principalement la somme des cotisations correspondant :

- Au capital décès
- A la rente conjoint viagère
- A la rente conjoint temporaire
- A la rente éducation
- A l'allocation obsèques

Cette cotisation est basée sur les données transmises par l'entreprise en particulier l'âge moyen de chaque catégorie socio professionnelle (csp), les salaires de chaque csp, le nombre de salariés dans chaque csp, le nombre d'hommes et de femmes, la situation matrimoniale et le nombre d'enfants.

Nous présentons ci-dessous pour chaque type de garantie le modèle de tarification.

A noter, pour tous les calculs, nous avons retenu les tables validées dans cette étude ainsi qu'un taux technique de 0.25%.

### ○ **Capital décès**

Pour construire notre tarificateur simplifié, nous avons dans un premier temps construit un modèle permettant de calculer le niveau de capital décès garanti en fonction de la situation de famille du salarié :

$$\text{Capital moyen} = \left[ \begin{array}{l} P_{CVD0} \times G_{CVD0} \\ + P_{MO} \times G_{MO} \\ + P_{CVD1} \times G_{CVD1} \\ + P_{M1} \times G_{M1} \\ + NbEnfSup \times G_{EnfSup} \end{array} \right]$$

$P_{CVD0}$  = proportion de célibataires, veufs, divorcés sans enfant

$P_{MO}$  = proportion de mariés sans enfant

$P_{CVD1}$  = proportion de célibataires, veufs, divorcés avec au moins un enfant

$P_{M1}$  = proportion de mariés avec au moins un enfant

$NbEnfSup$  = proportion d'enfants à charge, par assuré, au-delà du premier

$G_{CVD0}, G_{CVD1}, G_{MO}, G_{M1}$  = garantie décès associée à chacune des populations

Le capital moyen est un pourcentage calculé pour un euro de rémunération. Il est calculé pour chaque tranche de rémunération ( TA, TB, TC, TD) et dépend également du collège de l'assuré.

Nous présentons ci-dessous un exemple de niveau de garanties :

		Capital DC			
		TRA	TRB	TRC	TRD
CADRES   CVD0	CVD0	300%	300%	300%	0%
CADRES   M0	M0	300%	300%	300%	0%
CADRES   CVD1	CVD1	400%	400%	400%	0%
CADRES   M1	M1	400%	400%	400%	0%
CADRES   EnfSup	EnfSup	100%	100%	100%	0%

Pour construire notre tarificateur sur la partie capital décès, nous avons donc ensuite listé les inputs à intégrer pour chaque société à tarifier :

- Les taux correspondant au niveau de garantie par tranche (cf exemple ci-dessus)
- L'âge moyen par collègue
- Le nombre de salariés par catégorie (CVD0, M0 etc...)
- Le pourcentage d'hommes et de femmes
- Le nombre d'enfants

En utilisant la table de mortalité d'expérience et les décalages d'âges estimés dans la première partie de notre étude, nous avons ainsi pu construire un moteur de calcul.

La cotisation annuelle pour la garantie capital décès est égale au produit de la probabilité de décès moyenne par le capital moyen garanti. Ce calcul est réalisé pour chaque collègue et pour chaque tranche de salaire. La probabilité de décès est pondérée en fonction de la csp avec le coefficient calculé dans la partie 6.

Nous avons donc pour chaque csp et pour chaque tranche :

**Cotisation globale Capital décès** =  $qx \times coeff\ csp \times garantie \times salaires\ tranche$  avec le  $qx$  de l'âge actuariel moyen de la csp.

avec  $tranche = Tranches\ A, B, C, D\ du\ salaire\ annuel$

Pour avoir la cotisation globale, le simulateur fait ensuite la somme des cotisations des quatre tranches et de toutes les catégories socio professionnelles.

- **Rente conjoint viagère**

Nous nous sommes ensuite intéressés à la rente viagère du conjoint. Il s'agit de la rente immédiate versée de manière viagère au moment du décès de l'assuré.

Le modèle de calcul que nous avons mis en place est le suivant :

**Base garantie** =  $k\% \times (65 - x)$  (montant = 0 si  $x \geq 65$ ans)

*Exemple :*

		<b>Rente Conjoint viagère</b>			
		TRA	TRB	TRC	TRD
CADRES RCJTV ageRef	RCJTV ageRef	65	65	65	65
CADRES RCJTV %sal	RCJTV %sal	1,0%	1,0%	1,0%	0,0%

**Cotisation Rente pour 1 euro** =  $proportion\ couples \times qx \times coeff\ csp \times a_y \times (1 + 3\%)$

- Avec  $x$  âge de l'assuré et  $y$  âge du conjoint,
- Avec *arrerage*  $a_y$  basé sur la table de rente revue dans la partie 5 et l'âge du conjoint actuariel revu en partie 4.3,
- Les chargements sont de 3% sur le paiement des rentes.

Au final on a pour chaque csp et pour chaque tranche :

**Cotisation rente conjoint viagère** =  $base\ garantie \times cotisation\ rente\ pour\ 1\ euro \times$   
*salairer tranche*

*avec tranche = Tranches A, B, C, D du salaire annuel*

Pour avoir la cotisation globale, le simulateur fait ensuite la somme des cotisations des quatre tranches et de toutes les catégories socio professionnelles.

- **Rente conjoint temporaire**

Il s'agit de la rente immédiate versée de manière temporaire au moment du décès de l'assuré. La rente est généralement versée jusqu'à 65 ans (âge du conjoint).

**Base garantie** =  $k\% \times (x - 25 \text{ ans})$  (montant = 0 si  $x \leq 25 \text{ ans}$ )

Exemple :

		Rente conjoint Temporaire			
		TRA	TRB	TRC	TRD
CADRES   RCJTT   ageRef	RCJTT   ageRef	25	25	25	25
CADRES   RCJTT   %sal	RCJTT   %sal	0,5%	0,5%	0,0%	0,0%

**Cotisation Rente pour 1 euro** =  $\text{proportion couples} \times qx \times \text{coeff csp} \times a_{y:n} \times (1 + 3\%)$

- Avec  $x$  âge de l'assuré,  $y$  âge du conjoint et  $n = 65 - y$
- Avec *arrerage*  $a_{y:n}$  basé sur la table de rente revue dans la partie 5 et l'âge du conjoint actuariel.
- Les chargements sont de 3% sur le paiement des rentes.

Au final on a pour chaque csp et pour chaque tranche :

**Cotisation rente conjoint temporaire** =  $\text{base garantie} \times \text{cotisation rente pour 1 euro} \times \text{salairer tranche}$

avec *tranche* = Tranches A, B, C, D du salaire annuel

Pour avoir la cotisation globale, le simulateur fait ensuite la somme des cotisations des quatre tranches et de toutes les catégories socio professionnelles.

#### ○ Rente éducation

La rente éducation a pour objet d'assurer au profit des enfants à charge de l'assuré décédé le versement d'une rente. Elle est généralement égale à un pourcentage du dernier salaire d'activité de l'assuré.

La rente est servie jusqu'à un âge limite technique qui est souvent de 26 ans.

L'âge des enfants utilisé est celui qui a été modélisé dans la partie 4.2.

Les taux des garanties sont comme pour les autres garanties définis par csp et par tranche de salaire. Ils sont par ailleurs variables par tranche d'âge de l'enfant :

*Exemple :*

- Garantie TR1 de 0 à 12 ans inclus
- Garantie TR2 de 12 à 18 ans inclus
- Garantie TR3 de 18 à 26 ans inclus

	Borne supérieure	Rente education				Borne inf
		TRA	TRB	TRC	TRD	
CADRES TR1	10	10%	10%	0	0	1
CADRES TR2	18	15%	15%	0	0	10
CADRES TR3	26	20%	20%	0	0	18

On note  $k_i$  = taux de garantie de la  $TR_i$  et  $\alpha_i$  l'âge de la borne supérieure de la  $TR_i$

$$\text{Base garantie} = \sum_{i=1}^3 k_i \times m_i | a_{z:ni}$$

$m_i | a_{z:ni}$  : arrerage de la  $TR_i$  avec :

- $z$  : âge de l'enfant
- $ni$  = durée de la rente pour la  $TR_i$  = Borne sup – max (borne inf;  $z$ )
- $m_i$  = différé de la rente = 0 pour la  $TR1$  et born inf –  $z$  pour les  $TR2$  et  $TR3$

A noter : nous considérons que l'âge implicite moyen de fin d'étude est de 24 ans.

$$\text{Cotisation Rente éducation pour 1 euro} = nb \text{ enfants moyen par salarié} \times qx \times coeff \text{ csp} \times (1 + 3\%)$$

- Avec  $x$  âge de l'assuré,
- Les chargements sont de 3% sur le paiement des rentes.

Au final on a pour chaque csp et pour chaque tranche :

$$\text{Cotisation rente éducation} = base \text{ garantie} \times cotisation \text{ rente pour 1 euro} \times salaire$$



Pour avoir la cotisation globale, le simulateur fait ensuite la somme des cotisations des quatre tranches et de toutes les catégories socio professionnelles.

- **Allocation obsèques**

Un capital est versé au moment du décès de l'assuré pour faire face aux frais d'obsèques.

Le capital est défini contractuellement.

**Cotisation obsèques** = *nb salariés* × *capital garanti* × *qx* × *coeff csp*

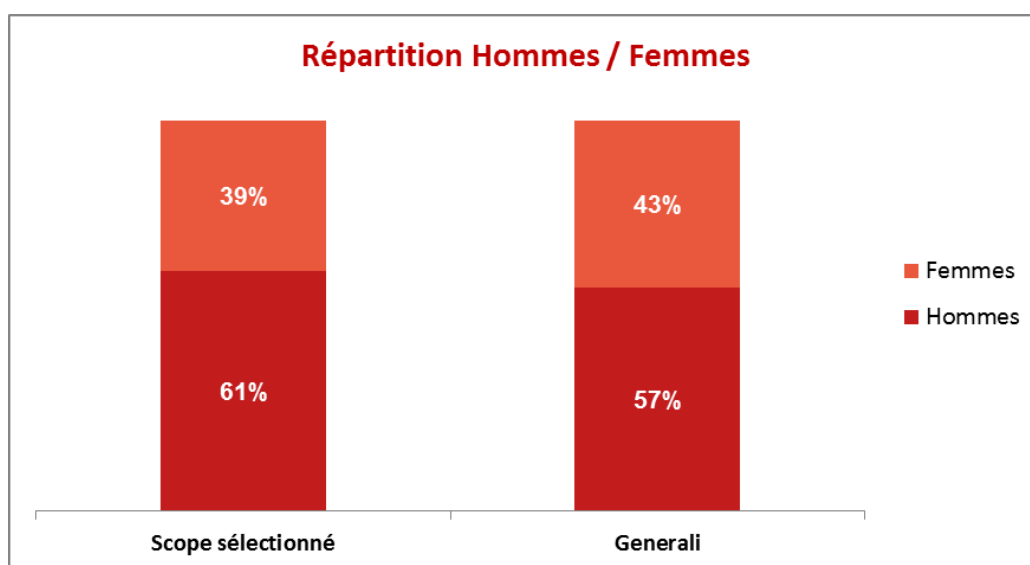
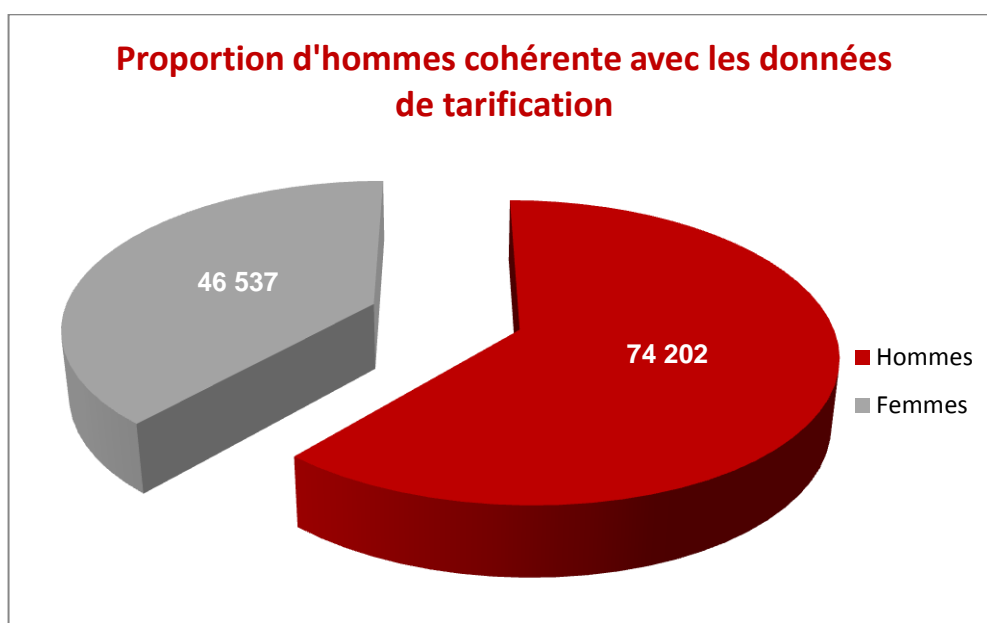
**Ainsi, nous avons construit un outil permettant de recalculer le tarif décès avec l'ancienne et la nouvelle table ainsi qu'avec les anciens et nouveaux paramètres proposés dans notre étude (âge actuariel, âge des enfants etc...). Ce tarificateur fonctionne à partir des données démographiques d'une ou plusieurs entreprises.**

## 7.2. Estimation de l'impact tarifaire lié au changement de barème

Pour estimer l'impact du changement de barème, nous avons choisi de sélectionner un scope d'entreprises représentatives de notre portefeuille et d'évaluer l'impact que représenterait un changement de tarif sur ces dernières. Pour cela, nous avons, à partir de notre tarificateur simplifié Excel, comparé le nouveau à l'ancien tarif.

Nous avons réalisé une simulation à partir d'un scope significatif de 1 330 entreprises pour 2308 collègues à assurer et un total de 120 739 têtes.

Nous présentons ci-dessous des statistiques sur le scope retenu :



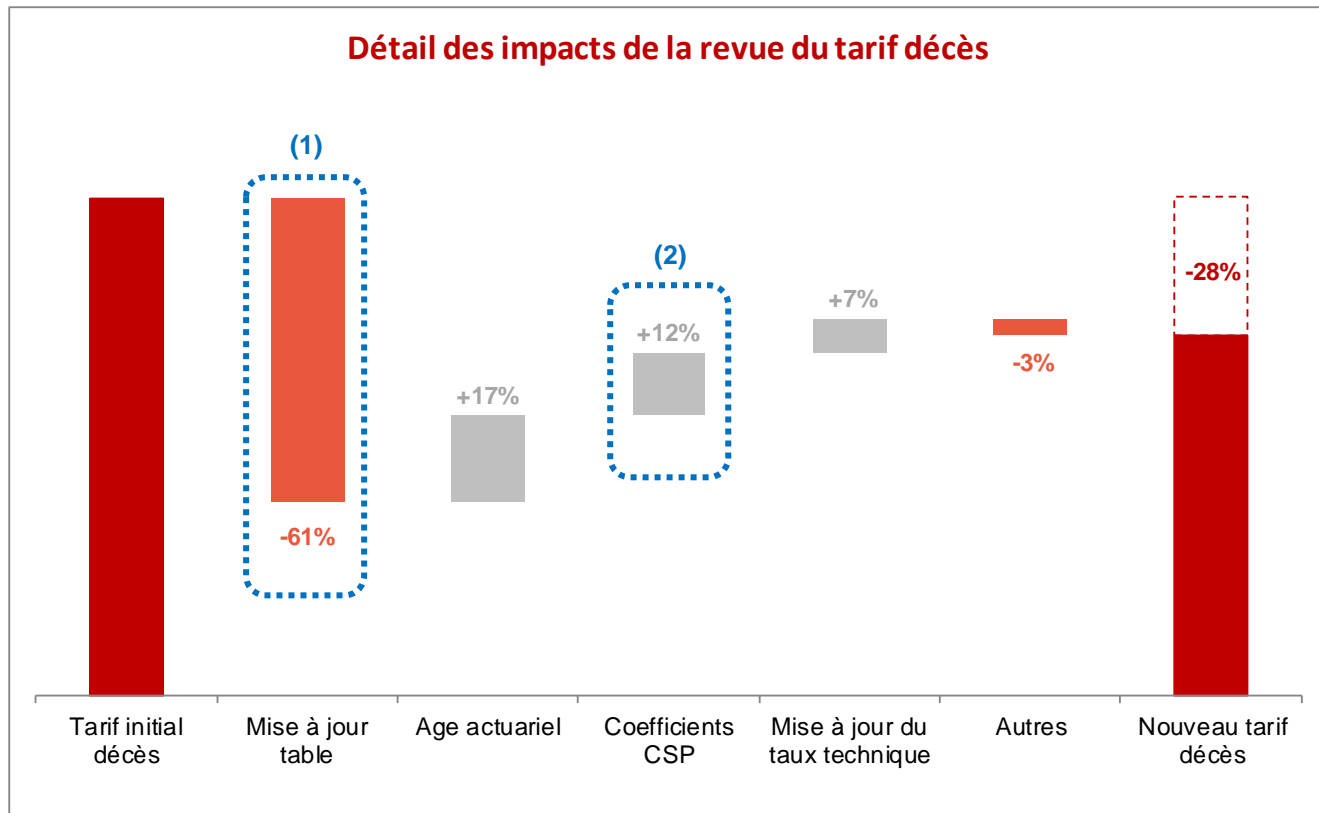
La répartition est de 57% d'hommes et de 43% de femmes dans la population Generali contre 61% d'hommes et 39% de femmes dans le scope sélectionné pour l'étude de l'impact tarifaire. Ces deux répartitions sont suffisamment proches pour notre étude tarifaire.

La proportion de cadres et de non cadres est par ailleurs équivalente à celle de la population Generali soit 36% de cadres. Cet élément est essentiel dans la mesure où le tarif est fortement impacté par la revue des coefficient CSP.

Par ailleurs, l'âge moyen de notre scope est de 41 ans ce qui est relativement cohérent avec les données du portefeuille.

Ces données étant suffisamment représentatives, nous avons donc réalisé les simulations à partir de nos simulateurs Excel.

Pour la partie décès, l'impact du changement de barème représente une baisse tarifaire estimée à -28% sur le scope sélectionné. Nous présentons ci-dessous la décomposition des impacts pour chacun des principaux paramètres revus :



(1) Le principal impact tarifaire concerne la mise à jour de la table décès avec une baisse estimée à -61%. Cela confirme notre intuition initiale qui était que la table décès était trop prudente et qu'elle nécessitait une revue sur la base de données statistiques récentes. Cela nous conforte par ailleurs dans le choix qui a été fait de passer un temps important de notre étude à retraiter, en partie manuellement, les données brutes issues des délégataires (cf. partie 2.2).

(2) Le changement des coefficients CSP représente quant à lui une hausse tarifaire de +12%. Cela s'explique par le fait que nous ayons retenu le même coefficient pour les « cadres », les « non cadres » et les « ensemble du personnel » quand l'ancien tarif avait un coefficient plus faible pour les cadres qui sont fortement représentés dans notre portefeuille (cf. 6.4). C'est une faiblesse dans la mesure où la variable significative qui explique le bon comportement des collègues « ensemble du personnel » n'a pas été identifiée et incorporée dans le tarif.

Quelles sont les caractéristiques de ces entreprises assurant leur personnel sur un même collège qui font que le risque décès y est moins important ?

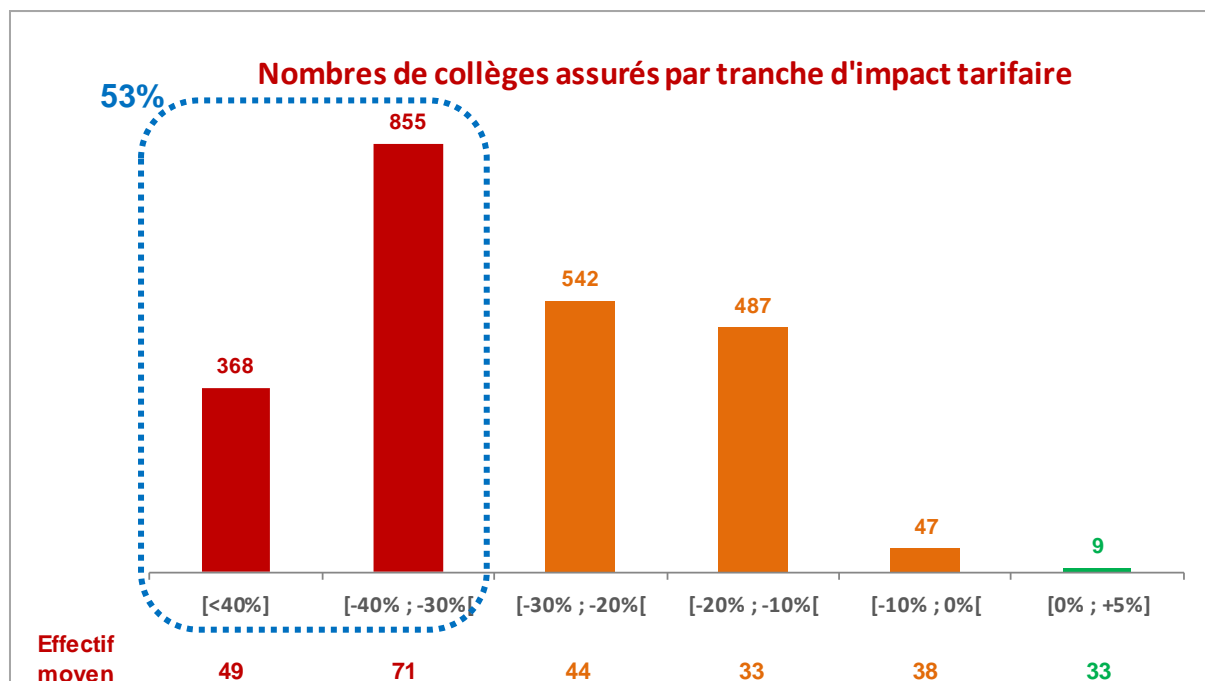
Le traitement des variables activité et localisation à la maille groupe s'est révélé insuffisamment précis pour être exploitable. La santé de l'entreprise, qui laissait entrevoir des perspectives intéressantes dans le cadre de l'analyse univariée, n'est pas ressortie de manière significative dans les études suivantes, tout comme les autres données étudiées. Faute d'avoir pu identifier les variables sous-jacentes au constat, les tarifs des collègues cadre et ensemble du personnel ont été alignés pour éviter tout risque d'anti-sélection (mais en assumant un risque de non compétitivité).

Un autre item significatif correspond à la revue de l'âge actuariel avec une hausse tarifaire de +17%. Cela s'explique par le fait que le décalage d'âge nouvellement estimé est plus important sur les tranches les plus exposées (âge moyen dans l'entreprise compris entre 35 et 45 ans). Nous avons notamment ici corrigé un biais qui était que le décalage d'âge par rapport à l'âge moyen des entreprises était décroissant dans l'ancien tarif.

Enfin, la baisse du taux technique de 3,5% à 0,25% impacte le tarif à la hausse de +7% en lien avec la revalorisation de la valeur actuelle des engagements tarifiés.

Nous avons également estimé l'impact individuel de ce changement sur un échantillon d'entreprises pour nous assurer qu'il n'y avait pas d'anomalie significative.

Une analyse du nombre de contrats en fonction de la tranche tarifaire montre par ailleurs que 53% des contrats étudiés seraient impactés d'une baisse tarifaire d'au moins -30% :



Cela illustre l'amélioration de la segmentation et de la compétitivité qui sera apportée par ce nouveau tarif.

Les tests réalisés sur un échantillon significatif de 1300 souscriptions montrent que le nouveau tarif étudié est significativement moins élevé que le tarif actuel, mais plus élevé que le niveau attendu au vu des marges de rentabilité sur la garantie décès constatées sur le portefeuille existant. Ce tarif aurait pu être plus compétitif en identifiant les variables sous-jacentes aux mortalités faibles observées sur les collègues « ensemble du personnel ». La qualité des données, ainsi que la maille à laquelle elles étaient disponibles, utilisées dans le cadre de cette étude s'est révélée insuffisante pour pouvoir les mettre en évidence. Les travaux futurs pourront s'appuyer sur des données qui commencent à s'enrichir grâce notamment à la montée en volume des données communiquées dans les flux liés à la Déclaration Sociale Nominative (DSN).

### 7.3. Apport du nouveau tarif a priori à d'autres applications

**Ce nouveau tarif a pour but principal d'améliorer l'estimation du risque en cas de tarification a priori. Il sera intéressant d'étudier son apport dans d'autres applications comme la tarification a posteriori, la surveillance du portefeuille ou l'établissement de comptes de résultat prévisionnels.**

#### ○ **Tarification a posteriori**

Lorsque les données historiques des portefeuilles sont fournies dans le cadre des appels d'offre, la souscription utilise peu le barème actuel et s'appuie principalement sur ces données historiques. Il pourra être intéressant de s'appuyer sur la théorie de la crédibilité et fournir un tarif final combinant les approches a priori et a posteriori de la forme :

$$\boxed{Tarif_{final} = (1 - \alpha)Tarif_{a\ priori} + \alpha Tarif_{a\ posteriori}}$$

Avec  $\alpha$  variable croissante avec la crédibilité des données historiques.

On peut anticiper que  $\alpha$  sera notamment croissante avec la taille de l'entreprise et décroissante avec la volatilité des données observées.

#### ○ **Surveillance du portefeuille**

Dans le cadre du renouvellement annuel du portefeuille de prévoyance collective, la rentabilité future de l'entreprise cliente est une rentabilité crédibilisée sur la base d'une part des rentabilités passées et d'autre part de la rentabilité moyenne du portefeuille. Il pourra être intéressant d'envisager de remplacer dans l'équation la rentabilité moyenne du portefeuille par le tarif a priori de l'entreprise concernée.

Cela aurait notamment pour avantage d'anticiper les évolutions démographiques du collège assuré.

#### ○ **Comptes de résultat prévisionnels**

Le contrôle de gestion produit annuellement des comptes de résultats prévisionnels à 3 ans prenant en compte les derniers résultats connus et les hypothèses de production, majorations, résiliations et évolutions règlementaires.

Il pourra être intéressant de prendre en compte dans ces résultats futurs la déviation de la rentabilité prévisionnelle à partir des évolutions démographiques prévisionnelles et de leur impact sur le tarif a priori.

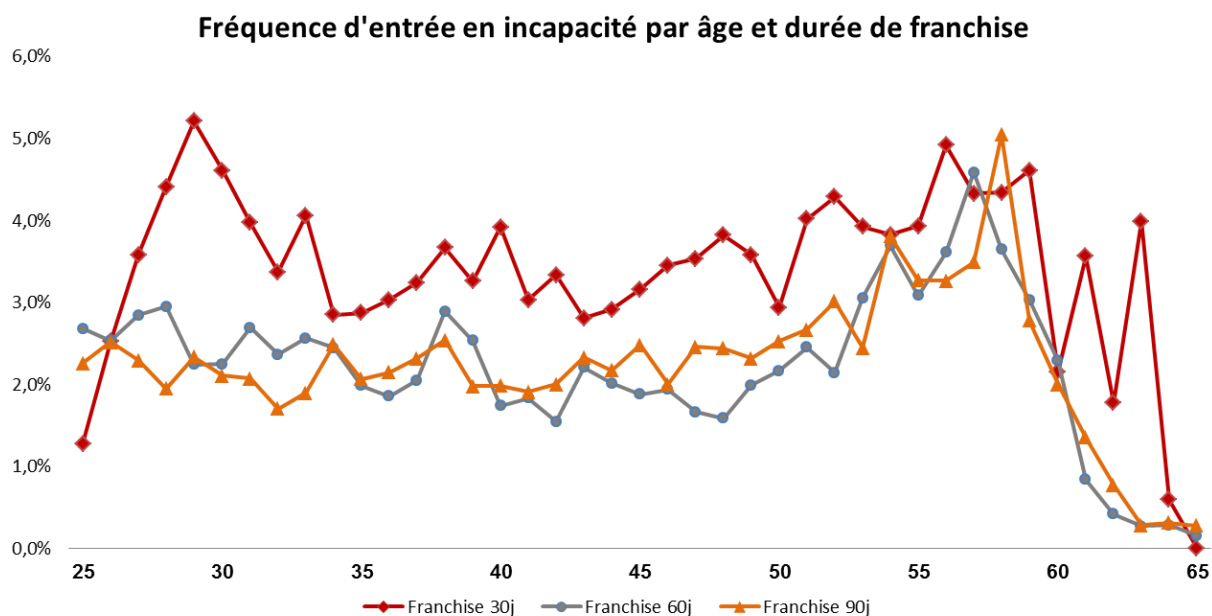
**Pour chacun de ces cas d'utilisation potentiels, de nouvelles études devront être menées pour vérifier la pertinence de la prise en compte du nouveau tarif a priori.**

## 8. Revue de la tarification Incapacité / Invalidité

Le risque décès est très rarement souscrit sans garantie arrêt de travail, le périmètre général des travaux était donc la refonte globale du barème de Prévoyance Collective, y compris les risques Incapacité et Invalidité. Les données d'indemnisation étant de meilleure qualité sur la garantie Décès (car non déléguée), nous avons détaillé dans les parties précédentes les travaux menés pour la refonte du barème Décès des contrats de prévoyance collective. Les travaux sur la refonte du barème Incapacité-Invalidité ont principalement été portés par les équipes Produit en charge de la Prévoyance Collective, nous présentons dans cette partie les principaux travaux et conclusions.

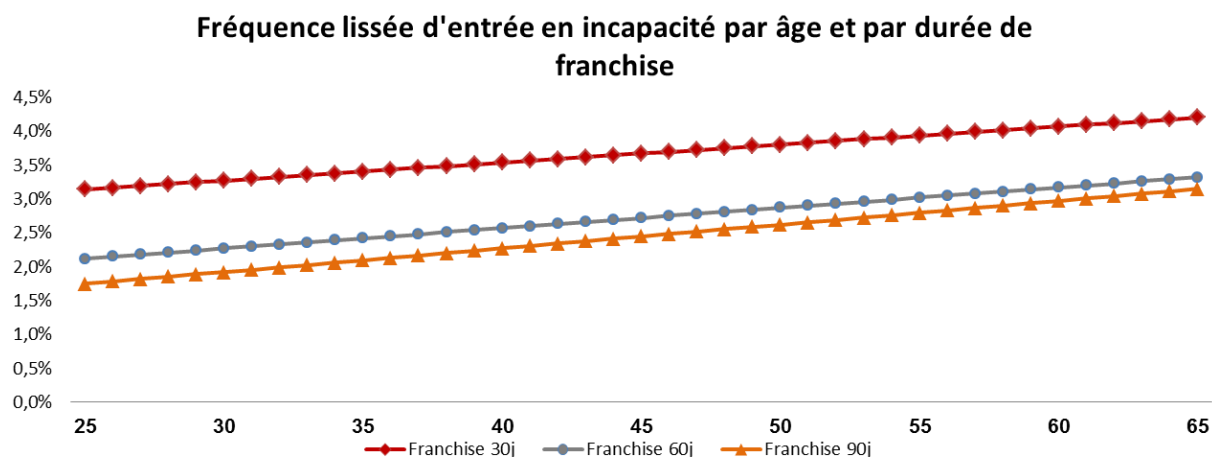
### ○ Création d'une table d'entrée en Incapacité

Comme pour la garantie décès, un long travail d'utilisation et retraitement des données a permis d'établir une table de fréquence d'entrée en incapacité brute par durée de franchise :





Après lissage, les tables suivantes ont été retenues (en retraitant les données aberrantes aux âges élevés) :



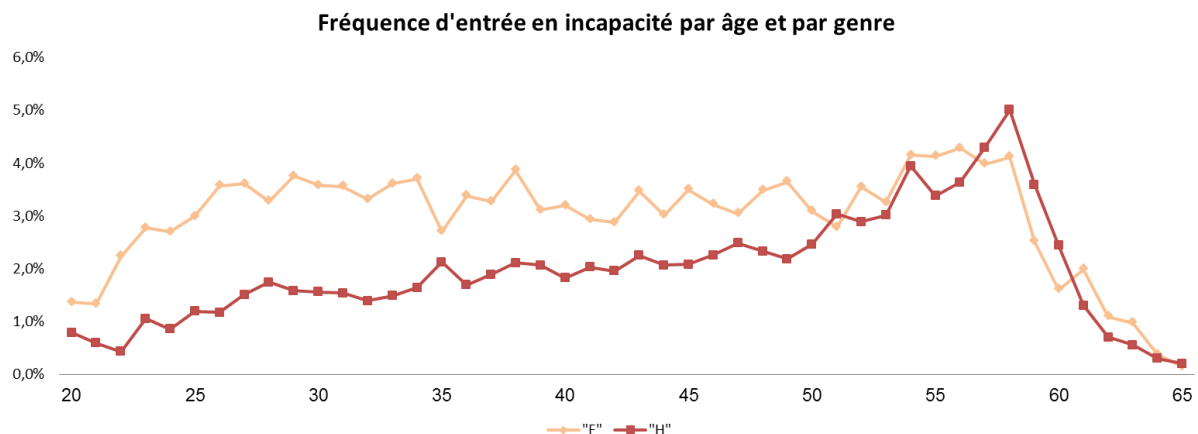
- **Mise à jour des tables de maintien et passage, ainsi que du taux technique**

Les tables de maintien utilisées dans l'ancien barème sont les tables réglementaires du BCAC qui datent de 1993. Ces tables ont été remplacées par les tables d'expérience utilisées dans le cadre du provisionnement de l'arrêt de travail et basées sur les nouvelles tables du BCAC de 2013.

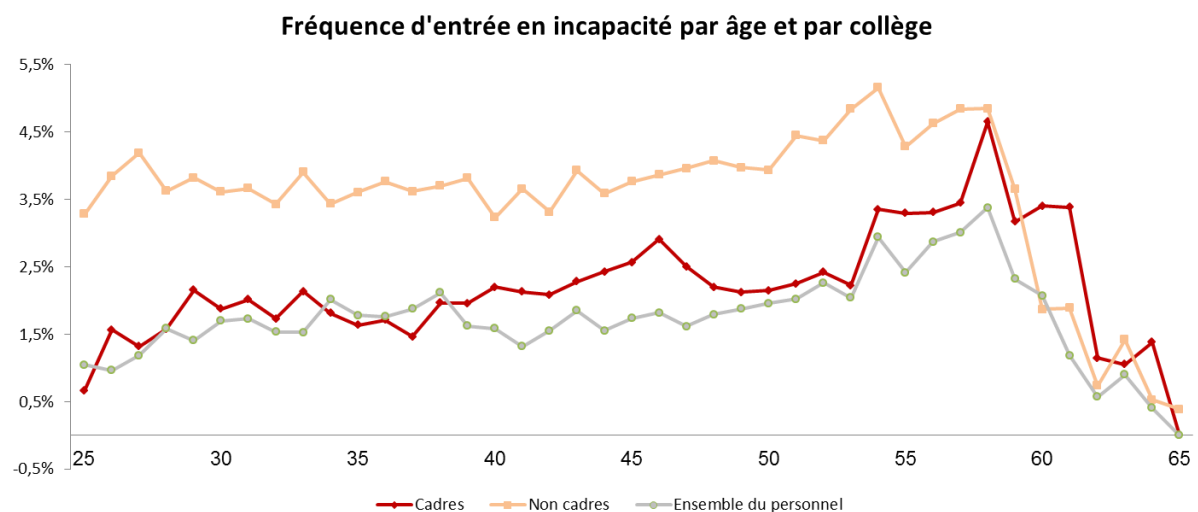
Le taux technique utilisé de 3,5% a quant à lui été mis à jour au dernier taux technique non vie réglementaire (0,5%).

- **Mise à jour des coefficients correctifs par CSP et par sexe avec les données d'expérience**

Les données brutes ont également permis de mettre en évidence des différences de comportement significatives entre hommes et femmes :



Ainsi que des différences entre collègues :

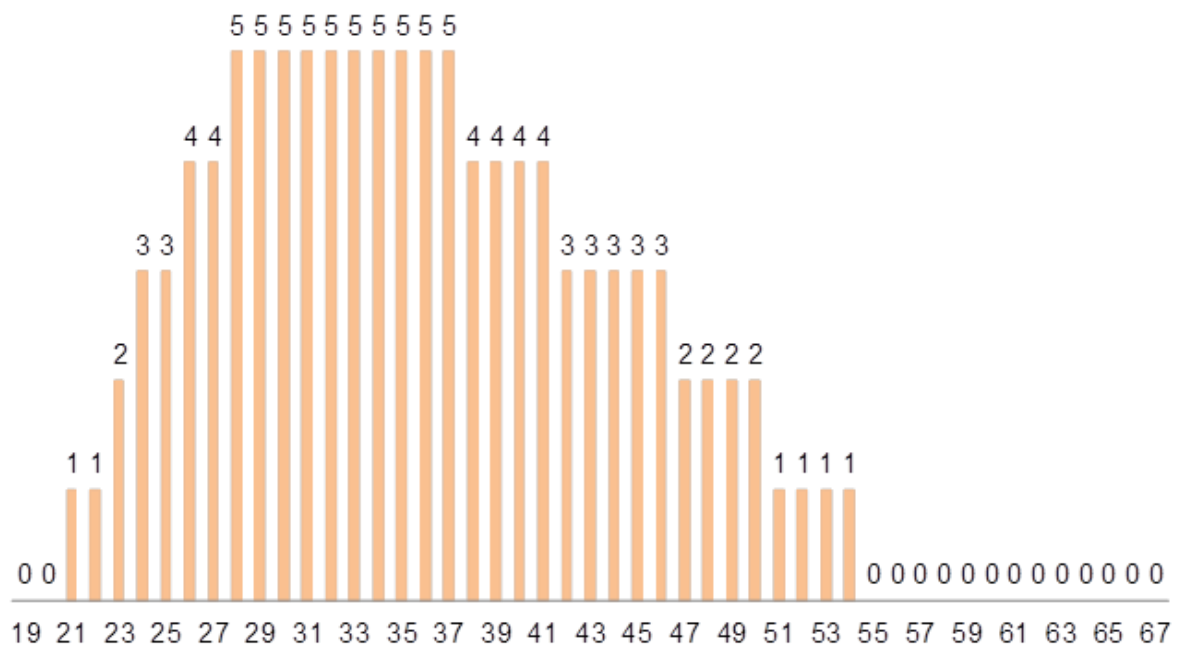


Ces constats ont conduit à une revue des coefficients correctifs Homme/Femme et Cadre/Non Cadre/Ensemble du personnel du tarif initial.

Les travaux menés sur les autres variables (localisation, activité) n'ont, comme pour le décès, pas mené à mettre en évidence de nouvelles variables discriminantes pertinentes.

- **Mise à jour des décalages d'âge actuariels**

Comme pour les garanties décès, le tarif est établi à partir d'un âge moyen du portefeuille alors que le risque est triplement croissant avec l'âge (fréquence d'entrée, salaire et durée de maintien). Les décalages d'âge actuariels suivants ont donc été calculés et implémentés dans le nouveau tarif :



La création d'une table d'expérience d'entrée en incapacité par durée de franchise, la mise à jour des décalages d'âge actuariels, des tables de maintien et de passage, du taux technique ainsi que des coefficients correctifs par genre et par catégorie socio-professionnelle ont permis d'établir un nouveau tarif majoré significativement par rapport au tarif existant. Il existait en effet un décalage dans le tarif existant qui sous-tarifait fortement les garanties liées à l'arrêt de travail tout en sur-tarifant les garanties liées au décès. En moyenne et au total des deux garanties, le tarif mis à jour est 7% plus bas que le tarif existant. Il permet aussi d'être concurrentiel sur les deux risques pris séparément, alors qu'il était hors marché sur le décès et que les souscriptions de contrats d'arrêt de travail seuls étaient interdites par la politique de souscription de l'entreprise faute de rentabilité de la garantie.

## CONCLUSION

Dans le cadre de cette étude, constatant certaines incohérences dans le tarif de Prévoyance Collective de Generali, nous nous étions fixé comme objectif de réaliser une refonte du barème de tarification sur la base des données observées du portefeuille. Cet objectif a été atteint avec la mise en production du nouveau tarif courant 2019.

Les enjeux de notre point de vue étaient principalement de construire un tarif en adéquation avec le comportement des affiliés de Generali et segmenté au mieux en fonction du sexe, de l'âge, de la situation familiale et encore d'autres variables que nous avons cherché à déterminer. Enfin, ce tarif devait être plus pertinent d'un point de vue commercial afin d'améliorer le positionnement de Generali sur le marché de la Prévoyance collective : en cela, il doit devenir un outil central pour soutenir la stratégie de développement commercial de l'entreprise.

Pour répondre à ces enjeux, nous avons dans un premier temps réalisé un travail de collecte de données auprès des délégataires de gestion. A ce stade, nous avons été confronté à une première problématique liée à la qualité et à disparité des données. Un certain nombre d'indicateurs indispensables à la tarification étaient partiellement manquants ou incohérents (date de naissance, sexe, survenance du décès, années de présence, activité etc...). Par ailleurs, les contrôles que nous avons mis en place nous ont permis d'identifier des anomalies comme la présence dans la base d'assurés non couverts par une garantie Prévoyance. Ces anomalies nous ont conduit à mettre en place un plan d'action fort consommateur de temps dans le projet mais indispensable à l'exploitation des données. Nous avons notamment défini des algorithmes de recherche manuelle permettant de rapatrier un indicateur comme le sexe à partir des données présentes dans la base ou encore la survenance d'un décès en réalisant une recherche multicritères dans notre base de données des sinistres issue de l'outil de gestion interne.

Une fois notre base de données fiabilisée, nous avons commencé par étudier le tarif décès en construisant une table de mortalité basée sur nos données brutes. Les premiers résultats nous ont interpellé et nous avons une fois de plus identifié des anomalies. Premièrement, les  $q_x$  étaient décroissants entre 60 et 65 ans et un contrôle nous a permis de constater que certains affiliés étaient toujours présents dans les bases alors qu'étant partis à la retraite, ils n'étaient plus couverts par un contrat de prévoyance. Nous avons donc retraité la démographie de cette population à partir de statistiques nationales de départ à la retraite. En

second lieu, nous avons constaté, dans une moindre proportion, un phénomène similaire concernant d'autres affiliés qui n'avaient plus de couverture décès suite à d'autres motifs de sortie. Nous avons retraité ce biais via un abattement sur des  $l_x$  sur la base d'un contrôle par échantillonnage.

Nous avons ensuite pu procéder au lissage des tables de mortalités. Pour cela, nous avons utilisé deux modèles, la méthode relationnelle de Brass et le modèle de Makeham. Constatant que la courbe obtenue avec le modèle de Makeham était graphiquement plus fidèle aux données brutes d'origine et légèrement plus prudente sur la tranche d'âge 30-50 ans sur laquelle nous sommes particulièrement exposés, c'est ce modèle que nous avons retenu, non sans avoir réalisé plusieurs tests pour confirmer l'adéquation des tables lissées aux données observées.

Les données sur la démographie des entreprises récupérées au moment de la tarification ne sont pas exhaustives. En effet, nous n'avons à disposition que des données synthétiques, à savoir, un âge moyen, un nombre de célibataires et de personnes en couple ainsi qu'un nombre d'enfants. Notre quatrième partie a donc consisté à estimer l'âge actuariel des assurés et des conjoints à partir de la distribution théorique de la population en fonction de l'âge moyen. Nous avons ainsi pu déterminer un décalage d'âge à appliquer au moment de la tarification. De la même manière, à partir des taux de fécondité issus de statistiques Insee et de la distribution théorique de notre population, nous avons déterminé le nombre et l'âge moyen des enfants encore étudiants en fonction de l'âge moyen des affiliés. Nous avons pour finir estimé, toujours à partir de statistiques Insee, l'âge moyen des conjoints en fonction de celui des affiliés et avons ensuite pu en déduire l'âge actuariel des conjoints dans le cadre des garanties rentes temporaires et viagères.

La suite de notre étude nous a amené remplacer les tables de rentes TPRV93 par les tables réglementaires TGH/TGF05 et le taux technique de 3,5% par un taux de 0,25%.

La dernière étape de la revue de la tarification décès a consisté à rechercher des variables discriminantes pour segmenter au mieux notre tarif. Nous avons pour cela utilisé des arbres de classification sur l'ensemble des variables disponibles et des GLM sur les variables significatives c'est-à-dire la catégorie socio-professionnelle du salarié et l'effectif de l'entreprise. Compte tenu de contraintes opérationnelles, nous n'avons pas été en mesure d'intégrer à court terme ces deux variables discriminantes au niveau de la tarification décès. Néanmoins, une évolution des process de souscription pourrait permettre leur intégration dans le futur.

Pour terminer, nous avons réalisé une comparaison du nouveau tarif par rapport à l'ancien via la construction d'un tarificateur simplifié sous Excel. Il en ressort notamment que le principal impact du changement de tarif concerne la mise à jour de la table de mortalité avec une baisse estimée à -61% par rapport au tarif initial. Cela a confirmé l'intérêt du choix que nous avons fait de dédier une part importante de cette étude au retraitement des bases de données brutes, la construction d'une table basée sur des statistiques fiables étant un enjeu essentiel pour ce tarif. De manière moins intuitive, le second impact le plus significatif correspond à la revue de l'âge actuariel avec une hausse tarifaire de +17%. Cela s'explique par le fait que le décalage d'âge que nous avons estimé est plus important sur les tranches d'âges moyens les plus représentés dans notre population (entre 35 et 45 ans). Nous corrigeons ainsi un biais important. Dans une moindre mesure, les autres mises à jour que nous avons réalisées ont également eu un impact sur le tarif et nous arrivons ainsi à la conclusion que cette étude a permis de mettre en production un tarif plus proche du risque et qui répond ainsi à la stratégie de développement commercial de Generali.

### **Pour aller plus loin**

A la suite de cette étude, nous étudierons si ce nouveau tarif peut être utilisé dans le cadre de l'établissement de comptes de résultats prévisionnels, notamment pour prévoir de manière plus précise les impacts de l'évolution de la démographie de la population assurée sur notre résultat technique.

Par exemple, une entreprise gelant les embauches verra mécaniquement l'âge moyen de sa population augmenter ; les résultats attendus sur ce contrat devraient se détériorer (sauf revue de la prime correspondante) et les primes devront faire l'objet d'un redressement pour conserver la rentabilité actuelle du client. Actuellement, ce redressement n'est envisageable qu' a posteriori après constat du résultat dégradé. Cet outil pourrait permettre de réaliser des ajustements de manière prévisionnelle.

## **BIBLIOGRAPHIE**

### **Articles et autres publications**

- » La protection sociale complémentaire en France - Marie-Odile Safon - IRDES Institut de Recherche et Documentation en Economie de la Santé
- » Note de travail - II1291-12 v1.5 I – Institut des actuaires - Julien Tomas et Frédéric Planchet.
- » Support de cours (ISFA) - Les modèles de durée - Frédéric Planchet.
- » Construction de table de mortalité par génération pour la population française - Jean MODRY
- » Construction de tables de mortalité prospectives sur un groupe restreint : mesure du risque d'estimation - Frédéric PLANCHET et Aymric KAMEGA
- » Arbres de régression et de classification – L'actuariel N° 15 - Janvier 2015 - Olivier Lopez et Xavier Milhaud
- » La lettre du COR – Conseil d'Orientation des Retraites - N° 13 – mars 2016
- » Guide BCAC de l'assurance de groupe
- » Guide de tarification pour le barème sur mesure TPFM – Cabinet MOEGLIN – 2010

### **Liens internet**

- » [www.legifrance.gouv.fr](http://www.legifrance.gouv.fr)
- » <https://www.insee.fr/fr/statistiques>
- » <https://www.institutionnel.generali.fr>
- » <https://www.mortality.org/> - Human Mortality Database
- » <http://www.cor-retraites.fr/> - Conseil d'orientation des retraites
- » Tables de mortalité et courbes de taux sans risques : <http://www.ressources-actuarielles.net>

### **Mémoires**

- » Elaboration d'une table d'expérience : comparaison de méthodes de lissage analytique et d'ajustement statistique - Olivier CLEMENT – 2003
- » Construction de tables de mortalité par ajustements dans le cadre d'un régime de retraite en point – Salomon WERTEL – 2015
- » Influence de la conjoncture économique sur la fréquence d'entrée en arrêt de travail – Matthieu PEROL et Olivier DELLA SANTINA – 2012