IRM | institut du risk management

Mémoire présenté devant l'Institut du Risk Management pour la validation du cursus à la Formation d'Actuaire de l'Institut du Risk Management et l'admission à l'Institut des actuaires le

Par : Aude LE GAL

Titre : Analyse du risque dépendance en France :
calibration de lois biométriques et influence des caractéristiques des contrats sur la sinistralité

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 actuaires :

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

Secrétariat :

Bibliothèque :

Entreprise :

Nom : SCOR

Signature et Cachet :

SCOR SE
5, avenue Kléber
F - 75795 PARIS CEDEX 16
Tél. : + 33 (0)1 58 44 70 00

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Nicolas HEINRICH

Signature :

Invité :

Nom :

Signature :

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

Signature du responsable entreprise

Signature(s) du candidat(s)

Analyse du risque dépendance en France : Calibration de lois biométriques et influence des caractéristiques des contrats sur la sinistralité

Mémoire d'actuariat

Par Aude LE GAL

Directeur de mémoire en Entreprise : Nicolas HEINRICH

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Nicolas HEINRICH, *Head of Experience Analysis* au sein du macro *market* WELA de SCOR Global Life, pour avoir inspiré ce sujet de mémoire, sa disponibilité, son enthousiasme ainsi que le partage de son expertise.

Je remercie également l'ensemble de mes collègues avec qui j'ai pu travailler de près ou de loin sur le sujet de la dépendance, notamment l'équipe *Experience Analysis*, les équipes du marché français de SCOR Global Life ainsi que l'équipe *Knowledge*, pour tous nos échanges. En particulier, merci à Léonie LE BASTARD et Stéphanie PIASTA-LAATAR pour leurs contributions.

Plus spécifiquement, je remercie Gauthier AIT BRAHAM, Sophie MARTIN et Lucie ROYER, pour leurs conseils, leurs relectures et leur bonne humeur au quotidien qui fut une source de motivation incontestable.

Un merci particulier à Laetitia, Lucille et Marie pour leurs relectures.

Enfin, je remercie particulièrement et sincèrement ma famille et mes amis pour leurs encouragements ainsi que Nicolas pour son soutien inconditionnel.

Résumé

Mots clés : Dépendance, Marché français, Lois biométriques, Modèle trois états, Prévalence, Mortalité, Lissage, Extrapolation, AGGIR, AVQ

Le vieillissement de la population est inéluctable, conséquence de la sortie des baby-boomers de la vie active, d'une diminution de la natalité et de l'augmentation de l'espérance de vie. Avec lui la proportion d'individus en situation de perte d'autonomie s'agrandit. A l'aube de la révolution de la gestion du grand âge par les pouvoirs publics, quelles conclusions peuvent être tirées du marché de l'assurance dépendance existant ? Une diversité incontestable des produits constituant le marché français de la dépendance est engendrée par leurs multiples caractéristiques. SCOR est un acteur majeur sur ce marché depuis son apparition. Afin d'exploiter l'historique de données disponible, treize portefeuilles ont tout d'abord été agrégés. A partir de populations homogènes, des lois de probabilité de transition ont été calibrées selon un modèle à trois états. Ces dernières reflètent le risque dépendance défini selon la grille AGGIR dans le cadre d'un produit d'assurance individuelle. Elles permettent de comparer les niveaux de sinistralité en dépendance totale et en dépendance partielle. Un point d'attention particulier a ensuite été apporté aux portefeuilles définissant la dépendance totale par le 3AVQ4. Enfin, une comparaison de la sinistralité observée sur les portefeuilles individuels et collectifs a été effectuée.

Abstract

Key words : Long-term care, French market, Biometric laws, Three-states model, Prevalence, Mortality, Smoothing, Extrapolation, AGGIR, ADL

The baby boomers leaving the labor market, the falling birth rate and the increase of the life expectancy is bringing an inescapable ageing of the population. Therefore, the proportion of individuals with reduced autonomy is increasing. At the dawn of the revolution in the management of the third age by public authorities, what conclusions can be drawn from the existing long-term care insurance market ? A wide diversity of the French long-term care products appeared because of their multiple characteristics. SCOR has been ubiquitous on this market since its birth. To get the most out of the available data historic, thirteen portfolios have been aggregated. Based on homogeneous populations, transition probability laws were calibrated according to a three-states model : these reflect the long-term care risk defined according to the AGGIR grid within the framework of an individual insurance product. They enable a comparison of the levels of claims in total and partial long-term care. Then, attention has been set to the portfolios defining total long-term care by the 3ADL4. Finally, a comparison of the claims experience observed on the individual and collective portfolios has been carried out.

Table des matières

Remerciements **2**

Résumé **4**

Abstract **6**

Introduction **12**

PARTIE 1 : Contexte et définitions **14**

1.1. La dépendance, enjeu de société et potentiel de croissance pour les assureurs . **14**

1.2. Le risque dépendance, un risque évolutif et de long terme **14**

1.3. Modélisation de la dépendance **15**

1.4. Dépendance : définitions et pathologies **15**

1.4.1. Qu'est-ce que la dépendance ? 15
1.4.2. Les définitions de la dépendance 15
1.4.3. Comparaison des définitions 18
1.4.4. Pathologies 20

1.5. Le marché français de la dépendance **20**

1.5.1. Aide de l'Etat : l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) 20
1.5.2. Etat des lieux de l'assurance dépendance 21
1.5.3. Les offres dépendance du marché français 21
1.5.4. Quelques chiffres 22
1.5.5. Actualité 23

PARTIE 2 : Le portefeuille dépendance **28**

2.1. Agrégation de 13 portefeuilles **28**

2.1.1. Présentation de la base de données 28
2.1.2. Création du portefeuille de l'étude 28
2.1.3. Préparation des données de chacun des portefeuilles 29
2.1.4. Structure des données 30
2.1.5. Précisions des traitements en cas de franchise 33
2.1.6. Fusion des données 35

2.2. Présentation du portefeuille et statistiques descriptives **35**

2.2.1. Années de souscription 35
2.2.2. Répartition des assurés 36
2.2.3. Le portefeuille des rentiers vivants ou décédés 40
2.2.4. Etude des décès 44

PARTIE 3 : Calibration de lois biométriques de référence **45**

3.1. Choix du périmètre de données de référence **45**

3.2. Méthodes de calibration **45**

3.2.1. Modélisation du risque et introduction des notations ... 45
3.2.2. Les intensités de transition ... 47
3.2.3. Modèle à risques concurrents ... 50
3.2.4. Extraction de populations homogènes ... 51
3.2.5. Gestion des franchises ... 53

3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence 55
3.3.1. Objectif et Méthode ... 55
3.3.2. GIR12 ... 58
3.3.3. GIR123 ... 62
3.3.4. GIR1234 ... 64

3.4. Mortalité des dépendants ... 66
3.4.1. Modèle de mélange ... 67
3.4.2. Calibration des lois de décès en dépendance ... 69

3.5. Incidence et mortalité autonome ... 73
3.5.1. Définition des tranches d'âge d'observation ... 73
3.5.2. Méthode de Lissage ... 75
3.5.3. Calibration des lois d'incidence et de mortalité en état d'autonomie ... 76

3.6. Finalisation des lois ... 78
3.6.1. Extrapolation des lois d'intensité aux âges élevés ... 78
3.6.2. Obtention des lois de probabilité finales ... 85
3.6.3. Backtesting final des lois ... 87

PARTIE 4 : Influence des caractéristiques des contrats sur la sinistralité ... 91

4.1. Analyse des différents niveaux de GIR ... 91
4.1.1. Incidence de la perte d'autonomie ... 92
4.1.2. Mortalité autonome ... 93
4.1.3. Mortalité des dépendants ... 94
4.1.4. Projection d'une population ... 98

4.2. Analyse des portefeuilles 3AVQ4 ... 100
4.2.1. Comparaison des portefeuilles 3AVQ4 entre eux ... 101
4.2.2. Comparaison des portefeuilles 3AVQ4 au référentiel GIR12 ... 102
4.2.3. Simulation de la sinistralité d'un portefeuille couvert en 3AVQ4 ... 104

4.3. Analyse des portefeuilles collectifs ... 107
4.3.1. Comparaison du portefeuille collectif au référentiel individuel ... 107
4.3.2. Simulation de la sinistralité d'un portefeuille couvert en collectif ... 109

Conclusion ... 113

Bibliographie ... 116

Annexes ... 117

Annexe 1 : Prétesting, exemple de démarche suivie ... 117

Annexe 2 : Comparaison des niveaux de sinistralité des portefeuilles ... 123
GIR123 ... 123

GIR1234 124

Annexe 3 : Mortalité des dépendants 125

Coefficients de surmortalité 125

Intensités de décès issues du modèle de mélange 126

Annexe 4 : Incidence et mortalité en état d'autonomie 127

Lois d'intensité de transition à partir de l'état d'autonomie lissées 127

Qualité du lissage : résidus de Pearson 128

Annexe 5 : Table de correspondance Pathologie / ALD 130

Annexe 6 : Backesting des lois obtenues 131

GIR123 131

GIR1234 132

Annexe 7 : Prévalence en dépendance GIR123 134

Annexe 8 : Comparaison des portefeuilles AVQ 134

Annexe 9 : Mortalité des dépendants 3AVQ4 par rapport au référentiel GIR12 135

Annexe 10 : Prévalence en dépendance 3AVQ4 136

Introduction

Le vieillissement de la population est inéluctable, conséquence de la sortie des baby-boomers de la vie active, d'une diminution de la natalité et de l'augmentation de l'espérance de vie. Si la transition démographique était jusqu'alors à l'état latent, la préoccupation autour de ses répercussions économiques et sociales s'accentue. En effet, selon les analyses de la population française établies par l'Insee, la part des personnes âgées de 65 ans ou plus progresserait fortement d'ici 2040 pour atteindre environ 25%[1]. Elle continuerait ensuite de croître mais plus modérément d'ici 2070. A cette date, une personne adulte[2] sur trois serait âgée de plus de 65 ans.

Le troisième âge s'accompagne souvent de l'apparition de maladies, pouvant entraîner une perte de mobilité ou des déficiences psychiques, et en conséquence de ces dernières une perte d'autonomie. La personne ne peut alors plus effectuer seule certains actes de la vie courante. Elle peut cependant bénéficier d'aides financières afin de prendre en charge une aide à domicile ou le coût d'un hébergement adapté. Ces aides publiques restent néanmoins faibles et le reste à charge des ménages est considérable. En effet, selon la DREES, celui-ci atteint 1850 euros[3] par mois en moyenne en établissement, en variant du simple au double d'un département à l'autre. C'est alors que le rôle de l'assurance privée prend tout son sens : les contrats proposés permettent le versement d'une aide financière que la personne dépendante peut cumuler aux précédentes.

D'une part, le nombre de personnes accédant au grand âge s'accroît, et d'autre part l'espérance de vie augmente. Ainsi, la cohorte d'individus susceptibles de perdre leur autonomie est de plus en plus dense chaque année, et l'espérance de vie en état de dépendance ne fait que s'allonger. Il est indispensable pour notre société de prévoir pour ses aînés un maintien en bonne santé aussi longtemps que possible. Alors, à l'aube de la révolution de la gestion du grand âge par les pouvoirs publics, quelles conclusions peuvent être tirées du marché de l'assurance dépendance privée existant ?

Apparus dans les années 80, toutes sortes de contrats dépendance co-existent à ce jour. Ils peuvent être à adhésion individuelle ou collective. La prise en charge de la dépendance partielle en supplément de la totale peut être prévue, ou non. L'évaluation de la perte d'autonomie peut se faire selon une définition propre au produit ou à l'aide du référentiel AGGIR[4]… Tant de caractéristiques qui engendrent une diversité incontestable des produits constituant le marché français de la dépendance. A ce jour, aucune table réglementaire ne traduit les risques biométriques relatifs à la dépendance. Il est du ressort de l'assureur de retenir des hypothèses pertinentes, essentielles à la tarification et au pilotage du risque.

L'objet de ce mémoire est donc, à partir d'un historique de données consistant, d'analyser les risques biométriques inhérents à la dépendance et d'observer l'influence des caractéristiques d'un contrat sur sa sinistralité.

---

[1] Au 1er janvier 2018, les personnes âgées d'au moins 65 ans représentent 19,6% de la population.
[2] De plus de 20 ans.
[3] Reste à charge moyen en établissement après aides et réduction d'impôt.
[4] Grille AGGIR : outil de référence national français pour évaluer le degré de dépendance des personnes âgées, apparus dans les années 2000.

Dans un premier temps, le contexte démographique, économique et assurantiel de la perte d'autonomie sera détaillé. L'ensemble des spécificités caractérisant l'assurance dépendance sera présenté. La chronologie des contrats apparus sur le marché français de la dépendance met en lumière l'existence de plusieurs familles de contrats et notamment de deux modèles de définition, dont les différences seront décrites. Un point d'attention sera apporté à l'actualité riche autour des évolutions prévues par les pouvoirs publics pour faire face à la transition démographique.

Ensuite, treize portefeuilles, correspondant à des produits différents, seront agrégés afin de constituer la base de données sur laquelle sera établi l'ensemble des travaux. Les traitements et contrôles opérés sur ces données seront détaillés, et des statistiques descriptives présentées.

A partir d'un échantillon constitué des portefeuilles correspondant à des contrats individuels et définissant la perte d'autonomie selon la grille AGGIR, des lois biométriques de référence seront calibrées. Sur les niveaux de dépendance totale GIR12, et partielle GIR3 et GIR4, les différentes étapes de l'élaboration des lois de probabilité suivantes seront détaillées :

- Lois d'entrée en dépendance,
- Lois de décès en état d'autonomie,
- Lois de décès en état de dépendance.

Enfin, à partir des tables statistiques de référence établies en troisième partie, les différents niveaux de sinistralité seront mis en exergue en fonction des couvertures prévues au contrat, dépendance partielle incluse ou non, de ses critères d'évaluation de la perte d'autonomie, et enfin de son caractère collectif ou individuel.

Par souci de confidentialité, les données exprimées dans ce mémoire ont été anonymisées.

PARTIE 1 : Contexte et définitions

1.1. La dépendance, enjeu de société et potentiel de croissance pour les assureurs

L'allongement de la durée de vie, l'augmentation de la proportion des personnes âgées au sein de la population et la perte d'autonomie sont au cœur du débat français. Que ce soit pour des raisons économiques (coûts supplémentaires engendrés après la retraite pour les contribuables et l'Etat), ou pour des raisons d'intérêt public, un certain nombre de questions se lève au sujet de demain et vient confirmer la nécessité d'un positionnement des organismes assureurs sur le marché de la dépendance.

Les estimations de l'INSEE prévoient que la part des 65 ans et plus, représentant 20% de la population en 2018, approchera 30% de la population d'ici 2070. Parmi eux, 4,8 millions de personnes auront 85 ans et plus en 2050, ce qui revient à plus que tripler le nombre de personnes ayant plus de 85 ans entre 2017 et 2050. Le phénomène de dépendance touche aujourd'hui en France plus d'1,3 million de personnes. D'ici 2050, ce nombre atteindra 2,2 millions de personnes, soit deux fois plus qu'en 2010. Le coût total de prise en charge de la dépendance s'élevait à 30 milliards d'euros en 2014, dont 80% pris en charge par les pouvoirs publics et 20% par les ménages, si l'on répertorie toutes les dépenses liées à la santé (12 Mds), la perte d'autonomie (11 Mds) et l'hébergement (7 Mds).

1.2. Le risque dépendance, un risque évolutif et de long terme

Apparus il y a 35 ans, les contrats dépendance sont aujourd'hui peu répandus car encore trop méconnus de la population française, faisant de ce risque un risque encore considéré comme nouveau pour les assureurs. Leur particularité réside dans le fait que les assurés se prémunissent contre un risque qui surviendra -ou non- probablement plusieurs dizaines d'années plus tard. Les assureurs ont depuis quelques années décidé de porter leur attention sur ces derniers : malgré la faible part de contrats dépendance au sein de leur portefeuille global, cette dernière tend à devenir de plus en plus importante. En effet, les français vont davantage se tourner vers ce genre de contrats, l'espérance de vie s'allongeant : la probabilité d'être un jour dépendant n'a jamais été aussi élevée que pour les prochaines générations. Si l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance ralentit, en 2070 elle devrait cependant atteindre 90 ans pour les hommes et 93 ans pour les femmes, au lieu de respectivement 79,5 ans et 85,4 ans en 2018[5]. Ce phénomène reste néanmoins à nuancer par l'avancée des progrès médicaux, constituant une variable difficilement quantifiable.

De plus, le risque de dépendance étant un risque de long terme, il est directement corrélé au risque de taux. Les paramètres économiques et biométriques de modélisation ayant une forte sensibilité sur le tarif et le provisionnement, il est indispensable de suivre le risque régulièrement et attentivement.

---

[5] Source : INSEE

1.3. Modélisation de la dépendance

Les assureurs doivent trouver un tarif permettant de couvrir le risque et répondre à leur exigence de marge pour qu'ils puissent faire face à leurs engagements. Au cours de la vie du contrat, si l'équilibre technique le nécessite, la prime nivelée périodique payée par l'assuré peut être amenée à être revalorisée.

La dépendance est un risque de long terme, et les organismes assureurs français disposent d'un recul encore limité sur l'incidence et le comportement des assurés dépendants.

Il n'existe pas, à ce jour, de tables réglementaires pour les différents risques biométriques relatifs à la dépendance. Il est du ressort de l'assureur de retenir des hypothèses pertinentes, essentielles à la tarification et au pilotage du risque. Solvabilité II, avec une approche économique, est une réglementation assurantielle coûteuse en capital pour les risques long terme, ce qui renforce le besoin de l'assureur de disposer de lois biométriques reflétant au plus juste le risque porté par le portefeuille.

Ainsi, le manque d'historique et l'avenir indécis des contrats dépendance complexifient un travail nécessaire et indispensable à la bonne maîtrise des risques de l'assureur. Néanmoins, la connaissance du risque évolue chaque année et permet aujourd'hui d'analyser en quoi les caractéristiques d'un contrat dépendance influe sur sa sinistralité.

1.4. Dépendance : définitions et pathologies

1.4.1. Qu'est-ce que la dépendance ?

La dépendance peut être définie comme l'impossibilité partielle ou totale pour un individu d'effectuer sans aide d'une tierce personne les actes de la vie quotidienne. L'état de dépendance peut être provoqué par une déficience physique, comme par exemple avec la maladie de Parkinson, et/ou psychique, comme avec des démences telles qu'Alzheimer. Cet état est à bien différencier du handicap, de la maladie, ou de l'invalidité, puisque la dépendance est directement liée à un besoin de prise en charge par des tierces personnes pour compenser le manque d'autonomie.

1.4.2. Les définitions de la dépendance

La question fondamentale est de savoir évaluer le niveau de dépendance d'une personne. A partir de quand peut-on considérer qu'un individu est dépendant ?
De manière à objectiver l'entrée en dépendance à l'aide de critères précis, les différents produits se divisent autour de deux familles de définitions :

- La définition selon les Actes de la Vie Quotidienne (AVQ),
- La grille AGGIR (Autonomie Gérontologie Groupes Iso-Ressources).

Si la grille AVQ permet de mesurer la capacité d'une personne dépendante à effectuer les actes élémentaires du quotidien, la grille AGGIR est quant à elle utilisée pour estimer le degré de perte d'autonomie d'une personne.

Les Actes de la Vie Quotidienne

La définition de la dépendance selon le référentiel AVQ correspond à l'évaluation du nombre d'activités de la vie quotidienne dont la réalisation ne peut être effectuée même avec l'aide d'équipement adapté et nécessite l'aide d'une tierce personne de manière permanente pour l'effectuer. La perte d'autonomie doit être irréversible pour l'assurance.
Les définitions sont basées sur quatre, cinq ou six actes de vie quotidienne parmi les suivants :

- Faire sa toilette,
- S'habiller,
- S'alimenter,
- Être continent,
- Se déplacer,
- Effectuer ses transferts.

Les AVQ ne sont pas réglementaires : chaque acteur du marché peut les définir comme il le souhaite.

Notons *i*AVQ*j*, l'incapacité pour un individu d'effectuer i sur j des actes de la vie quotidienne. La définition peut être basée sur quatre, cinq ou six AVQ. Un exemple de définition de dépendance totale très courante est le 3AVQ4, c'est-à-dire lorsqu'un individu est incapable d'effectuer trois actes sur quatre de la liste définie ci-dessus. Voici d'autres définitions de dépendance totale ou partielle :

- Dépendance totale : 3AVQ4, 3AVQ5, 4AVQ5, 4AVQ6, 5AVQ6,
- Dépendance partielle : 2AVQ4, 2AVQ5, 2AVQ6, 3AVQ6.

Ces définitions sont souvent utilisées seules ou en complément de la définition selon la grille AGGIR. Pour les dépendances d'origine neuropsychiatrique, un test complémentaire est pratiqué par un médecin (par exemple le test MMSE[6] de Folstein ou le test de Blessed[7]).

Le modèle AGGIR et sa grille d'évaluation

La grille AGGIR est une grille d'évaluation qui permet de déterminer le niveau de dépendance d'une personne âgée selon son degré de dépendance ou d'autonomie dans l'accomplissement des actes de la vie quotidienne. En fonction du niveau de dépendance, la personne pourra bénéficier, ou non, de l'APA (détaillée en partie « 1.5.1. Aide de l'Etat : l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) »).

Il existe six niveaux de GIR, le GIR 6 correspondant au niveau de perte d'autonomie le plus faible et le GIR 1 correspondant à celui le plus fort. Seules les personnes évaluées en GIR 1 à 4 peuvent bénéficier de l'APA.

---

[6] Le Mini-Mental State Examination (MMSE) ou Mini-Mental State (MMS) ou test de Folstein, élaboré en 1975, est un test d'évaluation des fonctions cognitives et de la capacité mnésique d'une personne, noté sur 30 points.
[7] L'échelle de Blessed établit un score de 0 à 28. Il consiste à interroger tout d'abord l'entourage sur les modifications des habitudes et du comportement de la personne, puis au patient lui-même sur l'orientation, l'apprentissage, l'attention, le calcul et le langage.
Les deux tests précédents permettent de mesurer le déclin des fonctions cognitives du patient et de juger la sévérité de l'évolution. Ils sont employés à visée d'orientation diagnostique devant une suspicion de démence, type Alzheimer.

Le modèle AGGIR comporte dix variables d'activités corporelles et mentales, dites discriminantes :

- Six variables se rapportant à la perte d'autonomie physique,
- Deux variables psychiques : cohérence et orientation,
- Deux variables instrumentales non prises en compte dans la détermination du GIR : se déplacer à l'extérieur et alerter.

Il comporte également sept variables d'activités domestiques et sociales, dites illustratives, visant à évaluer le contexte environnemental et social de la personne (gestion, cuisine, ménage, transport, achats, suivi du traitement et activités de temps libre). Ces dernières n'interviennent pas dans le calcul du GIR.

L'utilisation du modèle implique que chacune des dix-sept activités soit évaluée. En revanche, seules les huit premières variables d'activités corporelles et mentales sont considérées pour le calcul des groupes iso-ressources, déterminant des besoins en soin de base.
Parmi elles, certaines sont codées sur plusieurs « sous-variables ». Chaque variable est évaluée selon une échelle comportant trois niveaux :

- A : fait seul,
- B : fait seul mais non spontanément, et/ou partiellement, et/ou non habituellement, et/ou non correctement,
- C : ne fait pas seul.

Sur la base de ces cotations, c'est un algorithme de calcul qui détermine le GIR. Lors de l'évaluation, l'observation porte sur les activités effectuées par la personne seule, c'est-à-dire en excluant l'aide d'une tierce personne. Cependant, les aides matérielles et techniques sont considérées comme faisant partie intégrante de la personne (par exemple, un fauteuil roulant).

Variables discriminantes			A	B	C
1	Cohérence	Converser et/ou se comporter de façon logique et sensée par rapport aux normes admises			
2	Orientation	Se repérer dans le temps, les moments de la journée, dans les lieux			
3	Toilette	Hygiène corporelle du haut et du bas du corps			
4	Habillage	Habillage, déshabillage et présentation			
5	Alimentation	Se servir et manger			
6	Elimination	Hygiène de l'élimination urinaire et anale			
7	Transferts	Se lever, se coucher, s'asseoir			
8	Déplacements intérieurs	Déplacements à l'intérieur de la maison (pièces habituelles + locaux de service)			

Figure 1 : Grille AGGIR et calcul du GIR

Focus sur les AVQ Label

Mis en place en 2013 par la Fédération Française des Sociétés d'Assurances (FFSA, devenue la Fédération Française de l'Assurance, FFA, en 2016), le label GAD (Garantie Assurance Dépendance) a pour objectif de standardiser les contrats d'assurance jugés jusqu'alors

difficilement lisibles et comparables, en proposant un socle commun minimum de garanties aux assurés.
Ce label concerne uniquement la dépendance totale définie selon les cinq AVQ suivants : transfert, déplacement, alimentation, toilette et habillage. Les modalités des AVQ Label sont différentes de celles des AVQ existants sur le marché, celles-ci sont plus restrictives. Pour la partie cognitive, ces dernières sont couplées au test MMSE.
Les conditions principales de labellisation d'un produit dépendance sont les suivantes :

- L'utilisation d'un vocabulaire permettant une grande clarté des garanties,
- Respect de la définition par la grille AVQ,
- Le format de la garantie doit être viager,
- Proposition d'un montant minimal de rente de 500 € par mois,
- La franchise doit être de 3 mois maximum,
- Aucune sélection médicale ne doit avoir lieu avant 50 ans,
- Le maintien des droits en cas de suspension du paiement de la cotisation doit être possible.

L'assuré est considéré en dépendance totale « Label » si à minima l'une des conditions suivantes est remplie :

- 4AVQ5,
- 3AVQ5 et MMSE ≤ 15,
- 2AVQ5 et MMSE ≤10.

1.4.3. Comparaison des définitions

Comparaison des grilles AVQ et GIR

Les différents produits de dépendance existants aujourd'hui sur le marché se divisent en deux catégories principales : ceux utilisant les AVQ et ceux utilisant la grille AGGIR. Certains produits peuvent croiser les deux modèles de définition. Les produits les plus anciens se basent uniquement sur une définition en AVQ, compte tenu de la mise en place relativement récente de la grille AGGIR (autour des années 2000).

Les deux modèles possèdent des différences notables, synthétisées dans le tableau ci-dessous :

Grilles AVQ/AGGIR	AVQ	GIR
Niveau d'évaluation par variable	Système binaire : Soit la personne peut effectuer l'acte selon sa définition, soit elle ne peut pas et doit être aidée. L'acte doit être complètement perdu. Une capacité à effectuer un acte est évaluée.	Chaque variable, parfois découpée en sous-variable, possède 3 modalités. La personne peut effectuer l'acte, ou être aidée partiellement, ou ne peut pas effectuer l'acte. Un niveau de performance dans la réalisation de l'acte est évalué.
Pondération des actes	Actes équipondérés : chaque acte à la même « valeur ».	Pondération des actes non équitable : certains actes sont plus forts que d'autres dans l'algorithme.
Contribution de l'assureur dans la définition	Stabilité dans le temps : les garanties définies dans le contrat par l'assureur sont immuables. Elles peuvent varier d'un assureur à l'autre.	Algorithme intransposable dans une notice : il s'agit d'un instrument national de mesure de l'état de dépendance sur lequel l'assureur n'a aucune contribution. La grille AGGIR a été pensée par un groupe pluridisciplinaire de chercheurs français.
Evaluation des fonctions cognitives	Aucune évaluation des fonctions cognitives n'est prévue, un test neuropsychologique tel que le MMS est nécessaire pour compléter l'appréhension de dépendance d'origine neuropsychiatrique.	Bonne complétude : l'évaluation des fonctions cognitives est prévue par les variables « Cohérence » et « Orientation ».

Figure 2 : Comparaison des définitions en GIR et AVQ

Outre ces divergences, peu importe la définition observée, une part de subjectivité dans l'évaluation de la dépendance est induite compte tenu de la réalisation de l'examen par une personne physique.

Critères d'évaluation selon les définitions

Selon les grilles de définition explicitées en paragraphe « 1.4.2. Les définitions de la dépendance », les critères d'évaluation peuvent varier. Lorsqu'un produit est défini en AVQ, la définition précise de la variable est construite par l'assureur. Entre deux produits pour lesquels l'évaluation de la dépendance se fait grâce aux critères AVQ, pour une même variable (par exemple : « Toilette »), la définition peut sensiblement varier (par exemple : « se baigner » ou « se laver »). En revanche, la grille AGGIR est un instrument national sur lequel l'assureur n'a aucune contribution, elle est donc commune à tous les produits utilisant cette définition.
Les variables observées lors de l'évaluation de la dépendance en fonction de la définition utilisée sont les suivantes :

	Variables	GIR	AVQ4	AVQ5	Label GAD	AVQ6
1	Cohérence	×				
2	Orientation	×				
3	Toilette	×	×	×	×	×
4	Habillage	×	×	×	×	×
5	Alimentation	×	×	×	×	×
6	Elimination	×		×		×
7	Transferts	×			×	×
8	Déplacements intérieurs	×	×	×	×	×

Figure 3 : Critères d'évaluation selon les définitions

1.4.4. Pathologies

Les pathologies les plus fréquentes à l'origine de la perte d'autonomie sont les suivantes :

Pathologie	Répartition des sinistres	Durée
Démence sénile	40 %	7 ans
Maladie cardio-vasculaire	20 %	4 ans
Cancer	20 %	1 an
Troubles neurologiques	15 %	5 ans
Rhumatisme	5 %	3 ans

Figure 4 : Répartition des sinistres par pathologie à l'origine (chiffres communiqués par un médecin conseil SCOR)

En premier lieu, les démences sont les affections les plus à craindre pour l'assureur : elles sont la première cause de dépendance et évoluent sur de très longues périodes. Elles intègrent notamment la maladie d'Alzheimer.
Viennent ensuite les maladies cardio-vasculaires, qui sont susceptibles d'engendrer des états de dépendances partielles avec un maintien dans l'état prolongé, ainsi que les cancers qui, quant à eux, génèrent des durées de dépendance plutôt courtes.

Finalement, nous pouvons distinguer les cancers, pathologie conduisant à une espérance de vie en dépendance relativement courte, des autres pathologies, intégrant notamment les maladies neurodégénératives y compris les démences, qui conduisent à un maintien en état de dépendance sur une durée longue.

1.5. Le marché français de la dépendance

1.5.1. Aide de l'Etat : l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA)

L'APA est une aide sociale versée par le conseil départemental aux personnes âgées de 60 ans et plus, résidant en France et en perte d'autonomie. Cette allocation peut servir à payer les dépenses nécessaires pour rester vivre à domicile malgré la perte d'autonomie (APA à domicile) ou une partie du tarif de l'EHPAD[8] dans le cas où la personne vit en établissement (APA en établissement). L'APA à domicile et l'APA en établissement ont des règles d'attribution et de calcul différentes.

Le niveau de perte d'autonomie est évalué à l'aide de la grille AGGIR. Pour bénéficier de l'APA, la personne doit avoir un degré de perte d'autonomie évalué comme relevant du GIR 1, 2, 3 ou 4 par une équipe de professionnels du conseil départemental.

A noter que la méthode d'analyse de la dépendance par la grille AGGIR est critiquable. Dans le rapport du comité scientifique pour l'adaptation des outils d'évaluation de l'autonomie, émis en 2003, il est notamment indiqué que la grille AGGIR ne permet pas d'apprécier l'environnement de la personne, que cet outil mesure davantage des degrés d'incapacité et non des niveaux de dépendance, que la frontière entre les GIR est floue, et que l'identification des personnes atteintes par des difficultés intellectuelles et psychiques s'avère problématique. Malgré ses limites, le comité scientifique avait recommandé de confirmer l'utilisation de la grille AGGIR, « faute de mieux ».

[8] Etablissement d'Hébergement pour Personnes Agées Dépendantes

Le montant mensuel maximum que l'on peut percevoir de l'APA est de 674,27 euros pour une personne en GIR 4, et 1 742,34 euros pour une personne en GIR 1 en 2020.

A fin 2017, 1,3 million de personnes bénéficiaient d'une prise en charge de la perte d'autonomie par les pouvoirs publics par le biais du versement de l'APA. Le coût total de la dépendance est de 30 milliards d'euros en 2014 (1,40% du PIB[9]) dont 23,7 milliards sont financés par les pouvoirs publics, et 6,3 milliards d'euros par les ménages.
A horizon 2060, les dépenses publiques en faveur des personnes âgées dépendantes vont croitre jusqu'à plus de 35 milliards d'euros (2,07% du PIB). Le plus fort accroissement de la dépense devrait avoir lieu entre 2030 et 2045. D'ici 2060, la dépense totale devrait doubler à 2,78% de PIB.

1.5.2. Etat des lieux de l'assurance dépendance

Différentes familles de contrats dépendance existent en France :

- Les polices individuelles souscrites via des réseaux bancaires, agences, institutions de prévoyance et mutuelles en prime viagère nivelée,
- Les contrats collectifs proposés en inclusion de contrats frais de santé par certaines grandes mutuelles. Ces derniers connaissent un fort développement cette dernière décennie,
- Les contrats collectifs proposés par les institutions de prévoyance pour les salariés d'entreprise du secteur privé.

Les ventes individuelles s'essoufflent depuis plus de 10 ans compte tenu de multiples causes. En effet, les français pensent souvent être correctement protégés par la puissance publique, et ils sont en attente d'une réforme annoncée mais repoussée à plusieurs reprises. De plus, le produit dépendance leur parait onéreux, et les contrats les plus anciens ont subi des augmentations tarifaires parfois mal perçues par les assurés (revalorisations liées à l'évolution des paramètres biométriques et/ou à la baisse des taux). De même, la coexistence de plusieurs définitions sur le marché rend les polices difficilement lisibles pour les assurés.

Cependant, cette couverture d'assurance correspond à un besoin réel et grandissant unanimement reconnu.

1.5.3. Les offres dépendance du marché français

Les différentes générations de produits

Les produits de dépendance proposés par les assureurs et mutuelles ont évolué depuis leur création :

- Génération 1 (1985 – 1997) : les produits étaient individuels, ne couvraient que la dépendance totale, étaient à cotisations nivelées, avec une définition en AVQ et une garantie en rente pour un âge d'adhésion maximum de 70 ans,
- Génération 2 (1997 – 2000) : apparition des produits groupe, de la définition selon la grille AGGIR, de garanties en capital, de l'assistance et d'un âge d'adhésion maximum de 75 ans,
- Génération 3 (2000 – 2012) : apparition de garanties dépendance partielle et développement de l'assistance,

[9] PIB : Produit Intérieur Brut

- Génération 4 (depuis 2012) : apparition d'un produit labellisé (AVQ label), prise en considération des aidants, allègement de la sélection médicale, développement des couvertures groupes.

Les caractéristiques des produits à la souscription

Les produits peuvent différer les uns des autres, en fonction de leurs caractéristiques à la souscription :

- Limite d'âge à l'adhésion : entre 70 et 75 ans. Aucune limite n'est prévue pour les produits collectifs à caractère obligatoire.
- Carences : celle-ci permet d'éviter les phénomènes d'anti-sélection. Elle est en général de trois ans en cas de démence ou en présence de la maladie d'Alzheimer, et d'un an dans les autres cas de maladies. Aucun délai de carence n'est appliqué en cas d'accident. Elle est généralement inexistante dans le cas des produits obligatoires.
- Franchises : l'objectif est d'éviter la dépendance de courte durée et de réduire le coût de la garantie. Elle n'est pas systématique, mais si elle existe, elle est en général de 3 mois et peut aller jusqu'à 6 mois.
- Sélection médicale : les questionnaires médicaux sont plus ou moins précis en fonction des contrats et peuvent être complétés à la suite de la souscription par un questionnaire plus complet en fonction des réponses données au premier questionnaire. Les personnes identifiées en risque aggravé de santé seront refusées par l'assurance, ou seront acceptées avec l'ajout d'une surprime au tarif de base.

L'effet combiné des caractéristiques précédentes permettent d'éviter les passages en dépendance les premières années des contrats.

1.5.4. Quelques chiffres

Le marché français de la dépendance[10], à fin 2017, représente 7,1 millions d'assurés pour 783 millions d'euros de chiffre d'affaires, dont respectivement 2,7 millions d'assurés et 650 millions d'euros de chiffre d'affaires correspondant aux seules sociétés d'assurance. Les sociétés d'assurance regroupent donc 38% du nombre d'assurés total pour 83% du chiffre d'affaires total. Les 4,4 millions d'assurés restants sont couverts par les mutuelles principalement (46% de la population assurée totale pour 13% de chiffre d'affaires en 2015) ainsi que les institutions de prévoyance (4% de la population couverte totale pour 5% de chiffre d'affaires en 2015).

La suite de ce paragraphe se concentre sur les contrats des sociétés d'assurance[11].

Parmi les 2,7 millions d'assurés correspondant aux sociétés d'assurance, 1,6 million sont assurés avec une garantie principale unique et 1,1 million ont souscrit à d'autres types de contrats, tels qu'une garantie en inclusion d'un contrat santé, ou encore en plus faible nombre des contrats d'épargne transformables en rente dépendance, des garanties dépendance couplées à une autre garantie (décès, incapacité-invalidité ou épargne) et des garanties dépendance complémentaires et facultatives à une autre garantie (principalement décès ou invalidité). A fin 2017, 79% des personnes sont couvertes par des contrats à adhésion individuelle et facultative et 21% par des contrats collectifs obligatoires, souscrits dans le cadre d'une entreprise, d'une association ou d'un groupe professionnel.

---

[10] Source : FFA

[11] Les contrats des sociétés d'assurances régies par le Code des assurances

A fin 2018, 166,1 milliers de contrats labellisés GAD ont été souscrits, en hausse de 3,5% par rapport à 2017, pour un montant de cotisations de 90 millions d'euros, en hausse de 9,1% par rapport à 2017.

Les contrats garantie principale et unique dépendance représentent à fin 2018, 603,7 millions d'euros de chiffre d'affaires, en hausse de +0,9% en un an face à une hausse des prestations versées de +5,2% pour un montant de 272,6 millions d'euros et 36,8 milliers de rentes en cours. Compte tenu d'un net recul des souscriptions nouvelles (-25,2% entre 2017 et 2018), les contrats GAD représentent 43% de l'ensemble des affaires nouvelles des contrats garantie principale (contre 49 % en 2017 et 59 % en 2016).

Les cotisations des garanties en inclusion obligatoire d'un contrat de santé sont plus faibles, représentant 32,3 millions d'euros en 2016, en baisse de 8% sur un an par rapport à des prestations en hausse d'un million d'euros, passant de 1,7 million d'euros en 2015 à un montant de 2,7 millions d'euros en 2016.

1.5.5. **Actualité**

Engagements pris lors des précédents quinquennats

Le défi de l'avancée en âge n'est toujours pas relevé malgré les engagements pris lors des précédents quinquennats.
En 2007, Nicolas Sarkozy annonçait sa volonté de créer une cinquième branche de la protection sociale pour consacrer suffisamment de moyens à la perte d'autonomie et garantir à tous les français qu'ils pourront rester à domicile s'ils le souhaitent. Début 2012, la réforme a été reportée compte tenu d'un manque de moyen résultant de la crise économique de 2008.
En 2015, sous la présidence de François Hollande, une loi sur l'adaptation de la société au vieillissement a été promulguée. Celle-ci inclut :

- Une revalorisation des plafonds de l'APA,
- Une reconnaissance officielle et un soutien des proches aidants se traduisant par la mise en place d'une définition du proche aidant, de la possibilité de prendre un congé de trois mois renouvelable dans le cas d'une aide indispensable et du droit au répit (financement à 500 euros en plus de l'APA du placement de la personne aidée dans un accueil de jour - soit 7 jours).
- L'adoption d'un programme coordonné de financement des actions de prévention pour les 60 ans et plus,
- Un renforcement de la transparence des prix pratiqués en EHPAD,
- Une réaffirmation des droits et libertés des personnes âgées,
- Un financement assuré par la solidarité nationale (contribution additionnelle de solidarité pour l'autonomie, Casa).

La concertation « Grand âge et autonomie »

Calendrier de la concertation

En mai 2018, Agnès Buzyn, Ministre des Solidarités et de la Santé, fixe une feuille de route pour apporter des réponses immédiates au secteur du grand âge et lancer une réflexion pour assurer une réponse durable au risque de perte d'autonomie lié à l'âge. Le mois suivant, le Président de la République Emmanuel Macron annonce l'organisation d'un débat public et d'une loi sur le grand âge et l'autonomie. En septembre 2018, le Premier ministre Edouard Philippe confie à Dominique

Libault la mission de mener à bien une concertation avec l'ensemble des acteurs du grand âge et de faire des propositions de réforme.

Le 1er octobre 2018, la concertation nationale « Grand âge et autonomie » est lancée afin de préparer un projet de loi sur la prise en charge de la perte d'autonomie pour 2019. Les dix ateliers de la concertation « Grand âge et autonomie », réunissant experts et référents, rendent leurs travaux nourris des forums régionaux de la consultation citoyenne, de la parole des personnes âgées, des aidants et des professionnels en février 2019. En mars 2019, Dominique Libault remet 175 propositions à la ministre des Solidarités et de la Santé pour une politique forte et nouvelle du grand âge en France.

Le projet de loi devait être présenté au Conseil des Ministres en fin d'année 2019. Reporté compte tenu du conflit social autour de la réforme des retraites et de la pandémie de coronavirus, il est finalement intervenu en 2020.

Contenu de la concertation

La concertation a été orchestrée autour de plusieurs moyens d'échange et a permis de recueillir les propositions des différents acteurs : élus locaux, élus nationaux, représentants d'association, professionnels de la santé, du social, du médico-social, des métiers du grand âge, des personnes directement concernées comme des aidants, des séniors, des personnes en perte d'autonomie, et enfin, tous les citoyens français.

Les comités scientifique et d'orientation, composés d'acteurs du « grand âge », ont piloté les travaux, formulé des analyses, des propositions et des recommandations. Des entretiens et groupes d'expression ont permis de donner la parole à 140 participants. 100 rencontres bilatérales ont eu lieu entre partenaires sociaux et professionnels de la santé. Cinq forums régionaux regroupant 500 acteurs locaux ont eu lieu en Hauts-de-France, Martinique, Normandie, Nouvelle-Aquitaine et PACA. Ces forums se sont articulés autour de quatre thèmes :

- Mieux travailler ensemble,
- Optimiser l'organisation territoriale,
- Innover,
- Co-construire avec les personnes âgées et les aidants.

Dix ateliers thématiques regroupant 150 contributeurs ont eu lieu :

- Gouvernance et pilotage,
- Panier de biens et services et reste à charge,
- Nouveaux financements,
- Parcours des personnes âgées,
- Prévention et bien vieillir,
- Métiers,
- Aidants, famille et bénévolat,
- Offre de demain pour les personnes en perte d'autonomie,
- Cadre de vie et inclusion sociale,
- L'hôpital et la personne âgée.

Enfin, la consultation citoyenne autour du thème « Comment mieux prendre soin de nos aînés ? » ayant recueilli plus de 1,7 million de votes pour 414 000 participants et 18 000 propositions a été réalisée. Les quatre priorités suivantes en sont ressorties :

- Améliorer les conditions de travail et de vie des professionnels et des proches aidants,

- Accroître la qualité et la variété de l'offre de lieux de vie,
- Réduire le coût de la prise en charge en établissement et à domicile,
- Renforcer l'accès à la santé pour les personnes âgées.

Rapport Libault

Le rapport Libault est la traduction des concertations qui ont eu lieu. L'ambition de ce rapport est de créer un cercle vertueux entre l'attractivité des métiers, l'amélioration de la qualité du service en Ehpad comme à domicile, la transformation de l'offre, un cadre de vie plus adapté, la diminution du reste à charge pour les familles et la prévention de la perte d'autonomie.
Il en résulte dix propositions clés pour « passer de la gestion de la dépendance au soutien à l'autonomie » :

- La création d'un guichet unique pour les personnes âgées et les aidants dans chaque département,
- Un plan national pour les métiers du grand âge,
- Un soutien financier de 550 millions d'euros pour les services d'aide et d'accompagnement à domicile,
- Une hausse de 25 % du taux d'encadrement en Ehpad d'ici 2024 par rapport à 2015, soit 80 000 postes supplémentaires,
- Un plan de rénovation de 3 milliards d'euros sur 10 ans pour les Ehpad et les résidences,
- Améliorer la qualité de l'accompagnement et amorcer une restructuration de l'offre, en y consacrant 300 millions d'euros par an, vers une plus forte intégration entre domicile et établissement,
- Une baisse du reste à charge mensuel de 300 euros en établissement pour les personnes aux ressources modestes gagnant entre 1000 et 1600 euros par mois,
- Une mobilisation nationale pour la prévention de la perte d'autonomie, avec la sensibilisation de l'ensemble des professionnels et la mise en place de rendez-vous de prévention pour les publics fragiles,
- L'indemnisation du congé de proche aidant et la négociation obligatoire dans les branches professionnelles pour mieux concilier sa vie professionnelle avec le rôle de proche aidant,
- La mobilisation renforcée du service civique et, demain, du service national universel, pour rompre l'isolement des personnes âgées et favoriser les liens intergénérationnels.

Les propositions en chiffres clés

Il est proposé qu'1,6% de la richesse nationale (part du PIB) soit consacré aux dépenses publiques en faveur des personnes âgées en perte d'autonomie en 2030 contre 1,2% actuellement. L'évolution de la part des dépenses consacrées à la perte d'autonomie des personnes âgées dans la richesse nationale entre 2018 et 2030 serait de 35%.
En 2024, 6,2 milliards de dépenses publiques sont proposés par rapport à 2018, dont 4,8 milliards d'euros de mesures nouvelles, affectés à la qualité de prise en charge à domicile et en établissement (2,3 milliards d'euros respectivement), ainsi que la baisse du reste à charge des ménages (1,6 milliard d'euros). En 2030, ces montants passent à 9,2 milliards d'euros de dépenses publiques supplémentaires par rapport à 2018 dont 6,1 milliards d'euros de mesures nouvelles.

Financement

Finalement, le rapport Libault propose d'intégrer le risque de perte d'autonomie dans le champ des lois de financement de la sécurité sociale, en reconnaissant la perte d'autonomie comme un risque de protection sociale à part entière. Chaque année, le vote d'un objectif de dépenses et un débat autour des priorités de la politique du grand âge par le Parlement auraient lieu. Cela permettrait d'avoir une vision exhaustive des dépenses publiques en faveur de l'autonomie de la

personne âgée ainsi qu'un financement des dépenses supplémentaires à parité entre la Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie et les Conseils départementaux.

Le recours à un financement public reposerait sur la solidarité nationale, incluant :

- La mobilisation de prélèvements obligatoires existants :
    - Avant 2024, mobilisation des excédents du régime général et priorisation des mesures à financer,
    - Ensuite, basculement de la CRDS[12] éteinte à fin 2024 sur un prélèvement affecté à la perte d'autonomie.
- Deux sources nouvelles de prélèvements :
    - L'institution d'une nouvelle journée de solidarité,
    - Une augmentation des droits sur les donations et les successions.

Un recours à de nouveaux outils de mobilisation du patrimoine financier et immobilier est également proposé :

- Prêt viager-dépendance à des taux intéressants,
- Labellisation de produits viagers innovants,
- Création d'un observatoire du viager pour rendre le viager attractif, avec plus de transparence sur les mécanismes et les prix.

Le rapport Libault prône un financement essentiellement public couplé à la mobilisation du patrimoine des personnes dépendantes. La mise en place d'une assurance privée obligatoire n'a pas été retenue, jugée comme de l'épargne forcée. Un modèle par répartition impliquerait un transfert intergénérationnel massif des plus jeunes vers les plus âgés, des cotisations non indexées aux revenus et une nécessité d'intervention publique d'encadrement.

Création d'une cinquième branche de la Sécurité Sociale

La crise sanitaire ayant mis en lumière les limites du système français de prise en charge des personnes âgées, le gouvernement a finalement annoncé en août dernier que la création d'une cinquième branche de la Sécurité sociale consacrée à la perte d'autonomie est au programme du projet de loi de financement de la Sécurité sociale (PLFSS) pour 2021. Le rapport remis le 14 septembre 2020 par l'inspecteur général des finances Laurent Vachey a pour but de délimiter le périmètre, la gouvernance et le financement de cette nouvelle branche. Les réflexions autour de son financement sont en cours, afin de la doter d'un premier budget dès 2021, puis de le faire évoluer dans les années à venir compte tenu de besoins estimés de plus en plus importants. La proposition se base sur des mesures de transferts, d'économie ainsi qu'une réallocation des prélèvements et financements existants. Les assureurs complémentaires ne sont, pour le moment, pas impliqués.

Proposition de la FFA et FNMF

Les professionnels de l'assurance réfléchissent activement à des propositions. La FFA et la FNMF proposent de compléter les contrats responsables santé par un volet dépendance permettant une prise en charge en cas de dépendance totale (GIR 12, aligné sur l'APA) à hauteur de 400 ou 500 € par mois en garantie annuelle. Une offre complémentaire facultative pourrait être ajoutée par les

[12] La contribution pour le remboursement de la dette sociale (CRDS) est un impôt français créé en 1996 dans le but de résorber l'endettement de la Sécurité sociale.

assureurs. Par ailleurs, un groupement de coassurance serait chargé de la gestion et du suivi technique du régime mis en place. Ce dernier pourrait se réassurer sur le risque dépendance.

La proposition FFA/FNMF présente les avantages suivants :

- Prise de conscience collective des besoins en matière de dépendance,
- Mise en place d'un cadre règlementaire et fiscal pour la couverture de la dépendance lourde,
- Mise en place d'une référence en termes de définition, pour une homogénéisation des contrats,
- Soulagement de l'Etat au sujet du financement de cette garantie et réduction des aléas liés aux évolutions et aux contraintes des finances publiques,
- Développement possible de garanties complémentaires individuelles car la garantie proposée est limitée à la fois en montant et en niveaux de dépendance couverte,
- Une couverture dépendance plus accessible avec un coût moindre par rapport à un contrat dépendance individuel à la prime viagère,
- Un niveau de mutualisation très élevé compte tenu d'une inclusion à la couverture santé dont bénéficie 95 % de la population française,
- Un renouvellement régulier de la population couverte.

Cependant, créer ainsi un nouveau mécanisme de répartition obligatoire en garantie annuelle, avec des flux allant essentiellement des populations jeunes vers les populations âgées (en sus de la santé et de la retraite) peut alourdir le fossé entre les générations. Il sera ainsi peut être difficile d'emporter l'adhésion des jeunes générations qui n'ont pas de risque de dépendance à court et moyen terme. De plus, cette cotisation supplémentaire va alourdir le coût des contrats santé. En outre, les assurés pourraient estimer être suffisamment couverts par cette garantie obligatoire et délaisser les couvertures individuelles.

Enfin, le projet laisse plusieurs questions en suspens à ce stade :

- Comment sera traité le stock de dépendants ?
- Comment seront traitées les périodes de ruptures de couverture ?
- Quel sera le fonctionnement et les pouvoirs précis du groupement de coassurance ?

PARTIE 2 : Le portefeuille dépendance

2.1. Agrégation de 13 portefeuilles

2.1.1. Présentation de la base de données

SCOR est un réassureur omniprésent sur le marché de la dépendance en France depuis son apparition. La première étape de cette étude a donc été de centraliser et d'uniformiser le maximum de données exploitables disponibles. Treize portefeuilles ont été sélectionnés. Par souci de confidentialité, ils seront cités dans ce mémoire à l'aide des lettres de l'alphabet. L'agrégation de ces treize portefeuilles permet l'obtention d'une base de données :

- Exhaustive car illustrant l'ensemble des produits que l'on peut rencontrer sur le marché français d'une part,
- Robuste en termes d'expérience compte tenu de l'ancienneté des portefeuilles d'autre part.

L'exploitation de ces données est à la fois intéressante par l'hétérogénéité de leurs définitions, niveaux de sélection médicale, générations de souscription, etc., mais également par l'homogénéité de certains portefeuilles dont les caractéristiques sont comparables. Finalement, les statistiques autour du risque dépendance pourront refléter les spécificités des différents produits, qui se trouveront être soit intrinsèquement différentes, soit très relativement similaires.

2.1.2. Création du portefeuille de l'étude

Les trois étapes conduisant à la création de la base de données de l'étude sont les suivantes :

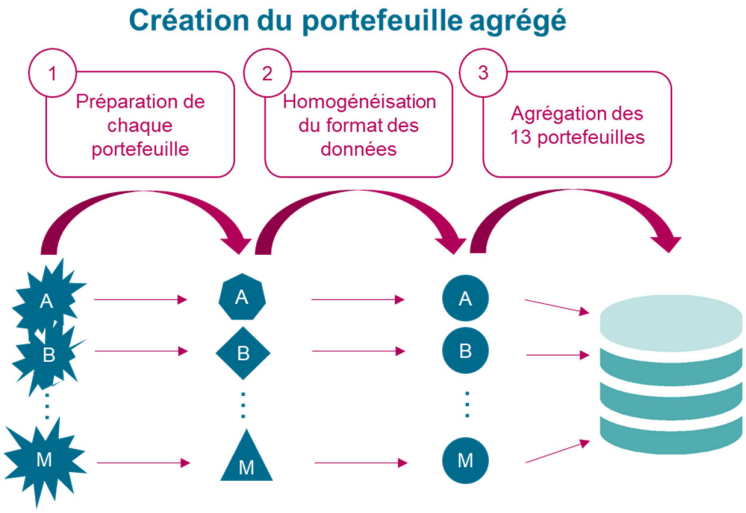


Figure 5 : Les étapes de la création du portefeuille

Tout d'abord, les treize bases de données correspondant aux treize portefeuilles agrégés ont dû être préparées, puis mises sous une même structure de données avant d'être concaténées. Le logiciel R a été utilisé pour la manipulation des données, ce dernier étant propice à la manipulation de bases de données dont le volume est important.

2.1.3. Préparation des données de chacun des portefeuilles

Chacune des bases de données doit être dans un premier temps soigneusement mise en forme. C'est-à-dire qu'il est impératif de disposer de données qui ne présentent aucune anomalie ou incohérence, sans quoi la robustesse des résultats obtenus au cours de cette étude pourrait être remise en cause.

C'est pourquoi cette étape initiale, bien que chronophage, mérite un point d'attention particulier : elle est le fondement de toute l'étude. Le traitement des données de chacun des portefeuilles ne peut être détaillé dans ce mémoire, compte tenu de l'ampleur des travaux effectués et par souci de confidentialité. Chaque base de données, communiquée par chaque cédante respective, présente un format et une qualité des données qui lui sont propres. Les points essentiels sont résumés dans ce paragraphe.

Les principaux traitements peuvent être dissociés en deux catégories, bien qu'ils soient effectués conjointement : un travail de synthèse et un processus d'analyse et de contrôles.

Synthèse des informations pour un même assuré

Tout d'abord, un travail de synthèse est nécessaire dans chacun des cas. Structurellement, les bases de données peuvent être initialement divisées en deux populations, l'une cotisante et l'autre rentière. Une distinction peut également avoir été faite en fonction des niveaux de garantie. Dans d'autres cas, plusieurs lignes peuvent être observées pour un même assuré, une ligne ayant été créée par changement d'état (souscription ou résiliation d'une garantie optionnelle, acte de gestion comme la revalorisation d'une rente, entrée en dépendance, etc.). L'objectif est donc de synthétiser les informations issues d'un même assuré, de comprendre son parcours et de s'assurer de sa cohérence. Finalement, seules les informations relatives au risque biométrique, ou encore au contrat, au paiement des cotisations et au versement des rentes sont retenues. Les « détails » de gestion ne sont pas conservés car non pertinents pour cette étude.

Comme précisé ci-dessus, les données reçues sont fréquemment séparées entre une base « portefeuille » qui contient l'intégralité des contrats en cours ou clos et une base « sinistres » qui contient l'historique des sinistres survenus. Pour un même assuré, lorsque les informations issues des deux sources diffèrent, l'information issue de la base des sinistres est retenue : les données sont supposées être plus récentes compte tenu d'une mise à jour au moment de la survenance du sinistre. En cas d'incertitude trop importante, la cédante a été contactée pour éclaircissement.

Processus d'analyse et de contrôles

Parallèlement, un processus d'analyse et de correction des anomalies constatées est mis en place pour chaque base de données. Celui-ci, non exhaustif, est présenté ci-dessous. Il a pu être complété par d'autres contrôles jugés nécessaires en fonction de la qualité et du format des données reçues.

Les variables, qu'elles soient catégorielles ou quantitatives, ainsi que les dates, doivent faire l'objet d'une inspection permettant de détecter d'éventuelles valeurs aberrantes. Il est notamment possible de repérer les valeurs anormales grâce à l'évaluation des valeurs moyennes, maximales, minimales ou encore grâce à l'analyse de la distribution des données.

Par ailleurs, les contrôles suivants, a minima, sont réalisés :

- Les données indispensables à la réalisation de l'étude doivent être renseignées, à savoir :
    - Une clé anonymisée permettant d'identifier un assuré de manière unique,

    - Le sexe de l'assuré,
    - Sa date de naissance,
    - Les garanties qu'il a souscrites si le produit en propose plusieurs,
    - La date de début de couverture des garanties souscrites,
    - La date de fin de couverture des garanties souscrites avec l'information si le contrat est résilié ou réduit,
    - La date d'entrée en dépendance de l'assuré le cas échéant,
    - La date de décès de l'assuré le cas échéant.
- Les dates ne doivent pas être aberrantes,
- Aucun doublon ne doit être constaté,
- Tout sinistre reporté sur une couverture n'est possible qu'en cas de souscription du niveau de couverture correspondant,
- Des contrôles de cohérence entre les dates doivent être effectués :
    - Les dates de naissance doivent être cohérentes et donc notamment antérieures aux dates de souscription,
    - Les dates de souscription doivent être antérieures à toutes les autres dates relatives à la vie du contrat, comme la date de résiliation, la date d'entrée en dépendance ou la date de décès,
    - Si l'assuré est passé en dépendance et est décédé, sa date d'entrée en dépendance doit être antérieure à sa date de décès,
    - Si une date de résiliation est antérieure à une date d'entrée en dépendance, alors celle-ci doit correspondre à une mise en réduction,
    - Etc.

Lorsque la complétude des données n'était pas satisfaisante et en cas de données manquantes en grand nombre, des échanges avec les cédantes concernées ont permis d'éclaircir ou de préciser les informations.

Malgré ces échanges, certains tests ont pu rester non concluants. Il convenait alors de traiter les anomalies. Dans ce cas, deux options sont envisageables :

- Supprimer les lignes concernées de la base de données, ce qui limite la quantité d'information disponible mais en assure sa qualité,
- Corriger les anomalies à l'aide d'hypothèses, ce qui peut biaiser l'information mais permet de conserver la quantité d'information initiale.

Afin de conserver un volume de données propice à la robustesse des résultats qui seront obtenus, la correction des anomalies est en général l'option qui a été retenue en premier lieu. La déformation de l'information est alors minimisée autant que possible. Si la prise d'hypothèses s'avère risquée compte tenu d'une part d'inconnu trop importante, alors les lignes concernées sont supprimées.

2.1.4. **Structure des données**

Une fois les données d'un portefeuille traitées, elles sont ensuite mises au format d'une structure unique et homogène, réfléchie pour intégrer de manière optimale l'ensemble des caractéristiques et informations nécessaires renseignées dans les treize portefeuilles agrégés.

Au maximum, pour un même produit, trois niveaux de dépendance sont couverts. Ceux-ci seront notés de la manière suivante :

- « DT » pour Dépendance Totale, niveau le plus aggravé de perte d'autonomie couvert par le contrat,
- « DP » pour Dépendance Partielle, niveau intermédiaire de perte d'autonomie couvert par le contrat,
- « DL » pour Dépendance Légère, niveau de perte d'autonomie le plus faible couvert par le contrat.

Par exemple, si un contrat prévoit le versement d'une rente en cas d'une dépendance totale sous la définition GIR12, une rente inférieure en cas de dépendance partielle sous la définition GIR3 et prévoit le versement d'un capital à partir du GIR4, le niveau GIR12 sera noté « DT », le niveau GIR3 « DP » et le niveau GIR4 « DL ».

Structure des données	Descriptif et commentaires
Client	Cédante
Product_name	Nom du produit
Date_Vision_Exposure	Date à laquelle les données sont arrêtées (expositions)
Date_Vision_Claim	Date à laquelle les données sont arrêtées (sinistres)
Vision_of_risk	En cas de franchise, nombre de mois à partir duquel l'exhaustivité des dépendants est connue. Ce point est détaillé en partie « 2.1.5. ».
Key_Insured	Clé identifiant un assuré, unique et anonymisée
Definition	Définition de la dépendance par niveau (DT,DP,DL)
Sexe	1 : Homme / 2 : Femme
Date_of_birth	Date de naissance de l'assuré
Extra_premium	Taux de prime additionnel appliqué en cas de risque aggravé de santé, si le contrat le prévoit
Deductible_annuity	Franchise pour le versement de la rente (en mois)
Deductible_capital	Franchise pour le versement du capital le cas échéant (en mois)
Ind_DT_annuity	« 1 » si l'assuré est couvert par une rente en dépendance totale, « 0 » sinon
Ind_DP_annuity	« 1 » si l'assuré est couvert par une rente en dépendance partielle, « 0 » sinon
Ind_DL_annuity	« 1 » si l'assuré est couvert par une rente en dépendance légère, « 0 » sinon
Ind_DT_capital	« 1 » si l'assuré est couvert par une garantie en capital en dépendance totale, « 0 » sinon
Ind_DP_capital	« 1 » si l'assuré est couvert par une garantie en capital en dépendance partielle, « 0 » sinon
Ind_DL_capital	« 1 » si l'assuré est couvert par une garantie en capital en dépendance légère, « 0 » sinon
Date_Start_Exposure_DT	Date de début de garantie en dépendance totale
Date_Start_Exposure_DP	Date de début de garantie en dépendance partielle si cette dernière est couverte
Date_Start_Exposure_DL	Date de début de garantie en dépendance légère si cette dernière est couverte
Date_Lapse_DT	Date de résiliation de la garantie dépendance totale (fin de paiement des primes en cas de mise en réduction[13] ou fin de la couverture)
Date_Lapse_DP	Date de résiliation de la garantie dépendance partielle (fin de paiement des primes en cas de mise en réduction ou fin de la couverture)

[13] Mise en réduction : opération qui consiste à la suspension des versements des cotisations de l'assuré, sans que celui-ci n'effectue un rachat complet. Les garanties du contrat sont alors « réduites » en proportion des cotisations déjà versées et continuent de courir jusqu'à leur terme.

Date_Lapse_DL	Date de résiliation de la garantie dépendance légère (fin de paiement des primes en cas de mise en réduction ou fin de la couverture)
Date_Claim_DT	Date de passage en dépendance totale le cas échéant
Date_Claim_DP	Date de passage en dépendance partielle le cas échéant
Date_Claim_DL	Date de passage en dépendance légère le cas échéant
Date_Death	Date de décès (peu importe l'état, autonome ou dépendant)
Ind_DEP_DT	« 1 » si l'assuré a été ou est en dépendance totale. « 0 » sinon
Ind_DEP_DP	« 1 » si l'assuré a été ou est en dépendance partielle. « 0 » sinon
Ind_DEP_DL	« 1 » si l'assuré a été ou est en dépendance légère. « 0 » sinon
Ind_DC_A_DT	« 1 » si l'assuré est décédé sans avoir été en dépendance totale. « 0 » sinon
Ind_DC_A_DP	« 1 » si l'assuré est décédé sans avoir été en dépendance partielle. « 0 » sinon
Ind_DC_A_DL	« 1 » si l'assuré est décédé sans avoir été en dépendance légère. « 0 » sinon
Ind_DC	« 1 » si l'assuré est décédé. « 0 » sinon
Ind_RED_DT	« 1 » si l'assuré a arrêté de payer ses primes mais reste assuré pour la dépendance totale. « 0 » sinon
Ind_RED_DP	« 1 » si l'assuré a arrêté de payer ses primes mais reste assuré pour la dépendance partielle. « 0 » sinon
Ind_RED_DL	« 1 » si l'assuré a arrêté de payer ses primes mais reste assuré pour la dépendance légère. « 0 » sinon
Job	Métier de l'assuré si disponible
Zip_code	Code postal de l'assuré
Ind_Medical_UW	« 1 » si une sélection médicale a eu lieu en début de couverture. « 0 » sinon
Amount_annuity_annual_DT	Montant de rente annuel pour la garantie DT
Amount_annuity_annual_DP	Montant de rente annuel pour la garantie DP
Amount_annuity_annual_DL	Montant de rente annuel pour la garantie DL
Amount_capital_annual_DT	Montant de capital pour la garantie DT
Amount_capital_annual_DP	Montant de capital pour la garantie DP
Amount_capital_annual_DL	Montant de capital pour la garantie DL
Premium_GWP	Dernière prime annuelle chargée payée
Origin_Claim_DT	Pathologie à l'origine de la dépendance totale si disponible
Origin_Claim_DP	Pathologie à l'origine de la dépendance partielle si disponible
Origin_Claim_DL	Pathologie à l'origine de la dépendance légère si disponible
Medical_uw_type	Niveau de sélection médicale défini avec des médecins
Data_Quality	Niveau de qualité des données (Elevé / Moyen / Léger)
Distribution_Chanel	Type de distributeur : Mutuelle / Assurance / Bancassurance
Compulsory	Assurance facultative ou obligatoire (garantie en inclusion de contrats frais de santé)

Figure 6 : Structure des données

Dans le cas où un assuré ne serait pas concerné par une variable, la modalité renseignée est « NA ». Par exemple, un assuré qui n'est pas assuré pour la dépendance partielle, ou un assuré qui est assuré pour la dépendance partielle mais qui n'est pas entré en dépendance, aura une « Date_Claim_DP » correspondant à « NA ». De même, pour les indicateurs : un assuré non couvert pour la dépendance partielle aura son indicateur « Ind_DEP_DP » renseigné « NA ». En revanche, si ce dernier est couvert mais non entré en dépendance partielle, la valeur de l'indicateur est zéro. D'autre part, lors des différentes analyses, une vigilance accrue fut nécessaire compte tenu des décalages de niveaux de dépendance garantis en fonction des produits. Par exemple, si le produit A couvre le GIR3 en dépendance partielle et le GIR4 en dépendance légère, alors que le produit B couvre le GIR4 en dépendance partielle et le GIR5 en dépendance légère, pour étudier le GIR4, la

dépendance légère du produit A et la dépendance partielle du produit B ont dû être analysées simultanément.

2.1.5. Précisions des traitements en cas de franchise

Description de la variable « Vision_of_risk »

Ce paragraphe concerne uniquement les portefeuilles des contrats prévoyant une période de franchise avant versement de la prestation en cas de dépendance.

D'un portefeuille à un autre, les informations relatives aux entrées en dépendance suivies de décès au cours de la période de franchise peuvent ou non être reportées dans la base de données, aucune rente n'ayant été versée. Le niveau d'information correspondant est indiqué grâce à la variable « Vision_of_risk » de la structure de données présentée ci-dessus.
Trois cas peuvent finalement être distingués :

- Dans le cas où il n'y a pas de franchise prévue au contrat, la variable « Vision_of_risk » indique zéro,
- Dans le cas où une franchise est prévue au contrat et qu'il a été confirmé que les informations relatives aux dépendants décédés au cours de cette période sont bien exhaustives (après vérification auprès de la cédante ou observation de décès en dépendance sur les premiers mois), la variable « Vision_of_risk » indique zéro, l'information peut être exploitée dès le premier mois,
- Dans le cas où une franchise est prévue au contrat mais que les informations relatives aux dépendants décédés au cours de cette période ne sont pas exhaustives, la variable « Vision_of_risk » indique la durée de franchise.

Dans ce dernier cas où l'information n'est pas reportée dans la base de données, l'assuré sera considéré en état d'autonomie au moment du décès, alors qu'il était en réalité en état de dépendance.
Sans retraitement des données, la calibration des lois biométriques aurait alors les impacts suivants :

- Sous-estimation de la mortalité des dépendants pendant les premiers mois,
- Sous-estimation des passages en dépendance,
- Surestimation des décès en état d'autonomie.

Pour détecter la bonne qualité des données, il est nécessaire d'analyser la distribution des décès en dépendance par mois. La mortalité des dépendants est très importante lors des premiers mois, c'est-à-dire que l'on s'attend, avec des données exhaustives, à constater une forte décroissance du nombre de décès par mois durant la première année de dépendance.
La répartition usuelle du nombre de décès par mois observée pendant la première année de dépendance est présentée page suivante.

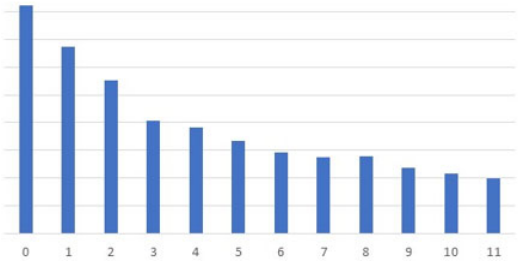


Figure 7 : Répartition du nombre de décès par mois observée pendant la première année de dépendance sur un portefeuille correspondant à un contrat qui ne prévoit pas de période de franchise

Pour comparaison, le graphique ci-dessous représente la répartition du nombre de décès observée en première année de dépendance d'un portefeuille pour lequel l'information n'était pas correcte concernant les décès des dépendants pendant la franchise :

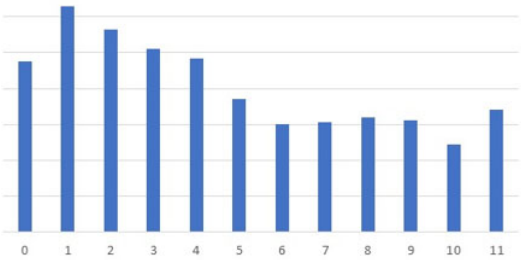


Figure 8 : Répartition du nombre de décès par mois observée pendant la première année de dépendance sur un portefeuille pour lequel l'information en période de franchise est erronée

Retraitement dans le cas où « Vision_of_risk » est différente de zéro

Lorsque la variable Vision_of_risk est différente de zéro, les entrées en dépendance des assurés décédés pendant la période de franchise ne sont pas connues de manière exhaustive. Il n'est pas souhaitable d'observer des données non exhaustives pendant les premiers mois de dépendance.

Ainsi, dans la structure des données, des retraitements sont effectués sur les données lorsqu'un assuré entré en dépendance est décédé pendant la franchise :

- La perte d'autonomie de cet assuré n'est pas considérée : *Date_Claim = NA, Ind_DEP = 0,*
- Le décès de l'assuré est comptabilisé comme un décès en état d'autonomie : *Ind_DC_A = 1.*

Aucun décès en dépendance pendant la période de franchise n'est alors reporté.

Lors de la calibration des lois statistiques, en première approche et compte tenu de ce retraitement :

- La probabilité d'entrer en dépendance qui sera modélisée sera la probabilité d'entrer en dépendance et de survivre pendant la durée de la franchise,
- La probabilité de décéder en état d'autonomie qui sera modélisée sera la probabilité de décéder en état d'autonomie ou de dépendance pendant la période de franchise.

Les méthodes de calibrage sont présentées en partie 3.2. de ce mémoire. Notamment, la partie « 3.2.5. Gestion des franchises » détaille le processus de transformation des probabilités mentionnées ci-dessus en, respectivement :

- La probabilité d'entrée en dépendance sans tenir compte d'une survie pendant la période de franchise,
- La probabilité de décéder en état d'autonomie uniquement et non en dépendance pendant la période de franchise.

2.1.6. **Fusion des données**

La base agrégée contient 2 605 572 lignes, chaque ligne correspondant à un assuré. Lors de la fusion des données issues des treize portefeuilles, un point d'attention particulier a dû être porté à l'homogénéité des formats retenus pour les modalités des différentes variables, sans quoi les analyses effectuées par la suite auraient pu être altérées.

2.2. Présentation du portefeuille et statistiques descriptives

Dans la suite de ce mémoire, seuls les états de dépendance totale et partielle seront considérés, c'est-à-dire que les niveaux de perte d'autonomie les plus faibles observés seront le GIR4 ou le 2AVQ5. Cette partie du mémoire présente quelques éléments statistiques décrivant le portefeuille de l'étude.

2.2.1. **Années de souscription**

Les dates de début de commercialisation des produits étudiés s'étendent de 1985 à 2013 :

- Génération[14] 1 : Trois d'entre eux ont été lancés avant 1998, ceux-ci sont en *run-off* [15] depuis le début des années 2000,
- Génération 2 : Quatre d'entre eux ont été lancés entre 1998 et 2000, dont trois sont en *run-off* depuis les années 2010,
- Génération 3 : Quatre d'entre eux ont été lancés entre 2001 et 2011, tous sont en *run-off* à ce jour,
- Génération 4 : Deux d'entre eux ont été lancés depuis 2012, dont un seul est encore en cours de commercialisation.

Le nombre de souscriptions s'accroit progressivement au cours du temps dans le portefeuille de l'étude compte tenu :

- D'une hausse de ce nombre à chaque année de lancement de produit,
- De la continuité de commercialisation de chaque produit au cours du temps.

[14] Voir paragraphe « 1.5.3. Les offres dépendance du marché français »
[15] Portefeuille en *run-off* : le produit n'est plus en cours de commercialisation

2.2.2. Répartition des assurés

Ce paragraphe présente la répartition des assurés qu'ils soient autonomes, dépendants, décédés ou qu'ils aient résilié leur contrat.

Par définition

2 605 572 assurés sont comptabilisés dans le portefeuille de l'étude. Le graphique ci-dessous présente leur répartition en fonction de leur niveau de garantie :

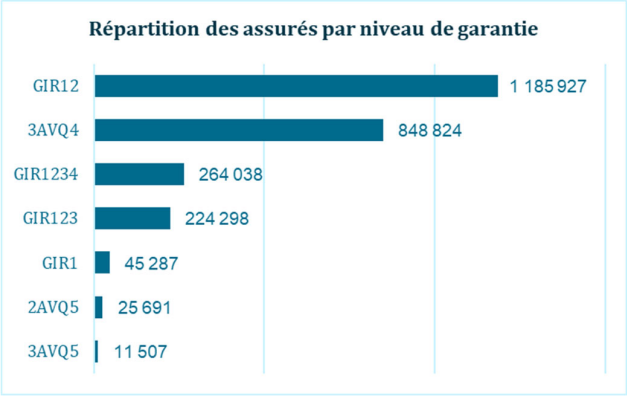


Figure 9 : Répartition des assurés par niveau de dépendance garanti

Dans ce graphique sont mentionnés des niveaux de dépendance totale et de dépendance partielle :

- Dépendance totale : GIR1, GIR12, 3AVQ4, 3AVQ5 ;
- Dépendance partielle : GIR123, GIR1234, 2AVQ5.

Les adhésions en dépendance partielle sont optionnelles et viennent s'ajouter aux garanties en dépendance totale. Par exemple, si un assuré est couvert en dépendance totale pour le GIR12 et a souscrit à une couverture optionnelle pour la dépendance partielle à partir du GIR4, celui-ci est comptabilisé dans le graphique ci-dessus parmi les 264 038 assurés couverts dès le GIR4 uniquement, mais dispose bien d'une garantie en rente spécifique pour une dépendance totale à partir du GIR12.

L'ensemble des assurés ont une garantie dépendance totale, dont la définition est majoritairement en GIR12 ou 3AVQ4. Pour une part moins importante de la population assurée, la définition de la dépendance totale est le 3AVQ5 ou le GIR1.

Les contrats 3AVQ4 ont une maturité plus importante, compte tenu de la création plus récente des grilles AGGIR (1997).

Par type d'adhésion

Dans le portefeuille d'étude, les assurés peuvent être couverts par :

- Un contrat individuel souscrit via des réseaux bancaires, agences, institutions de prévoyance et mutuelles en prime viagère nivelée, ou
- Un contrat collectif proposé en inclusion d'un contrat frais de santé par certaines grandes mutuelles.

Leur répartition parmi ces deux familles de contrats est la suivante :

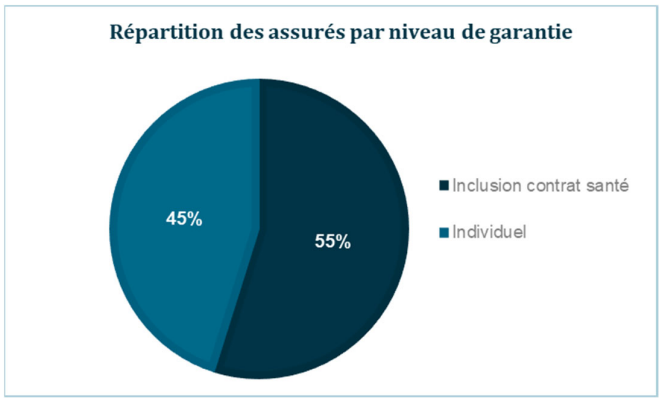


Figure 10 : Répartition des assurés par famille de contrats

55% des assurés de la base, c'est-à-dire 1 429 118 assurés ont une garantie dépendance obligatoire en inclusion d'un contrat de frais de santé, correspondant à une définition en dépendance totale 3AVQ4, GIR12 ou GIR123. Le reste de la population est assuré par des contrats individuels.

Par sexe

Parmi l'ensemble des assurés de la base d'étude, autant d'hommes (50,3%) que de femmes (49,7%) sont comptabilisés. En revanche, il y a une majorité de femmes couvertes sur les contrats individuels (58%), et à l'inverse une majorité d'hommes couverts par une garantie dépendance en inclusion d'un contrat de frais de santé (57%).

Répartition par âge à l'adhésion et sexe

Pour les contrats individuels, l'âge moyen à l'adhésion est de 61 ans. Pour les garanties en inclusion des contrats santé, l'âge moyen est de 47 ans.

Sur l'ensemble de la base

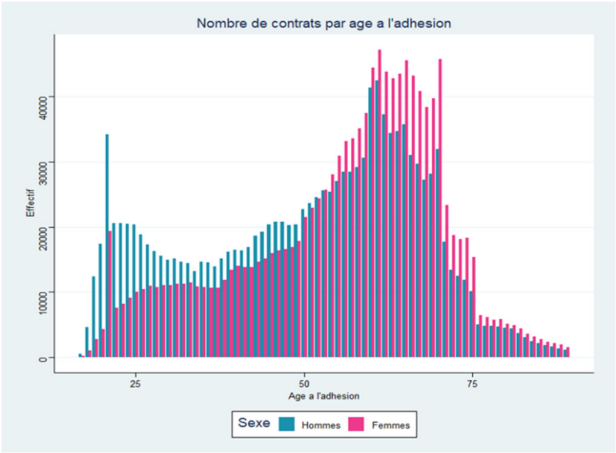


Figure 11 : Répartition des assurés par sexe et âge à l'adhésion

Le graphique ci-dessus présente la répartition du nombre de souscriptions par sexe et par âge à l'adhésion pour l'ensemble de la base, qu'il s'agisse d'un contrat individuel ou d'une garantie obligatoire.
Après 70 ans, on observe une décroissance du nombre d'adhésions compte tenu de l'apparition de certaines pathologies chez l'individu, qui sont susceptibles d'engendrer des montants de cotisations élevés avec l'intégration d'une prime additionnelle pour risque aggravé de santé ou un refus par l'assureur.

En fonction de la famille de contrats

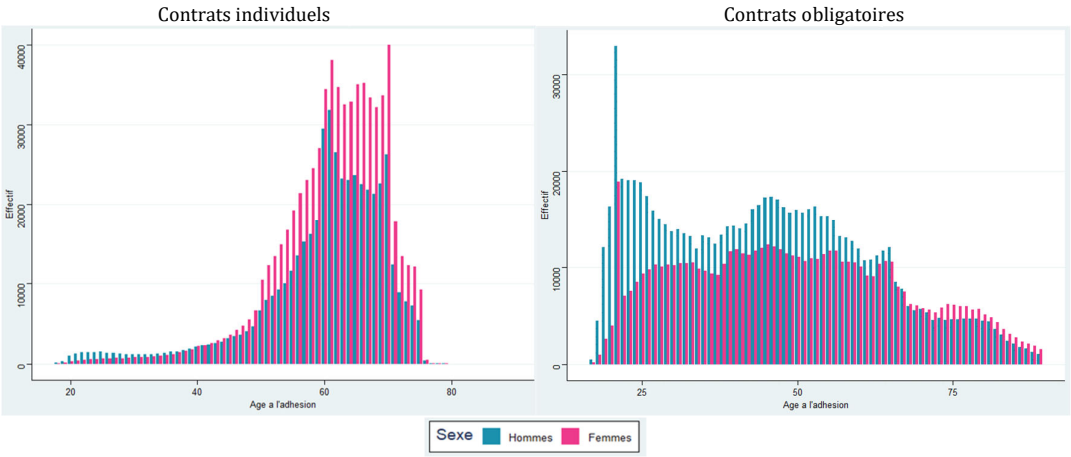


Figure 12 : Répartition des assurés par âge à l'adhésion et sexe, en fonction de la famille de contrats (individuels à gauche, obligatoires à droite)

Les profils de souscripteurs sont foncièrement différents selon la famille de contrats :

- Contrats individuels : les contrats sont souscrits majoritairement entre 60 et 70 ans, en début de retraite, avec une majorité de femmes, pour lesquelles l'espérance de vie est statistiquement plus élevée que pour les hommes.
- Garantie obligatoire en inclusion d'un contrat frais de santé : le nombre d'adhésions est relativement linéaire aux âges les plus jeunes, avec une majorité d'hommes, et ce jusqu'à l'âge de la retraite, à partir duquel une chute du nombre de souscripteurs est observée.

Par état à la date d'extraction

Les dates d'extraction des données varient du 31 décembre 2016 au 4 décembre 2019 en fonction des portefeuilles étudiés. L'état de chaque assuré est observé à la date d'extraction du portefeuille auquel il appartient. L'ensemble des assurés se divise selon les états suivants :

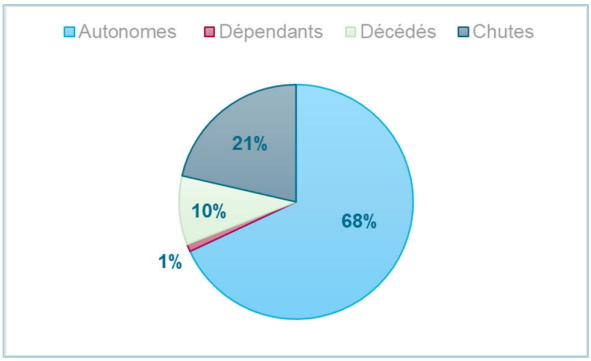


Figure 13 : Répartition des assurés en fonction de leur état à la date d'extraction

Une majorité de la population est autonome et cotisante à la date d'extraction, avec près de 1,8 million d'assurés, et une moyenne d'âge de 61 ans. Leur répartition ainsi que les âges moyens atteints par niveau de dépendance garanti sont détaillés dans le tableau ci-dessous :

Niveau de dépendance garanti	Nombre d'assurés cotisants	Part cotisante de la population assurée	Age atteint moyen (ans)
GIR1	29 736	66%	76
GIR12	911 083	77%	53
Assurance Individuelle	*117 894*	*10%*	*72*
Garantie en inclusion	*793 189*	*67%*	*50*
GIR123	156 206	70%	69
Assurance Individuelle	*124 352*	*55%*	*71*
Garantie en inclusion	*31 854*	*14%*	*64*
GIR1234	150 121	57%	69
3AVQ4	499 981	59%	71
Assurance Individuelle	*191 344*	*23%*	*81*
Garantie en inclusion	*308 637*	*36%*	*64*
3AVQ5	7 244	63%	54
2AVQ5	17 863	70%	59
Total	**1 772 234**	**68%**	**61**

Figure 14 : Répartition des assurés cotisants par niveau de dépendance garanti et âge atteint

Les cotisants des portefeuilles individuels ont un âge atteint plus élevé que ceux assurés par une garantie en inclusion d'un contrat de frais de santé, en cohérence avec les âges à la souscription présentés dans le paragraphe précédent. Les âges atteints sur les contrats en dépendance totale 3AVQ4, dont la maturité est plus importante, notamment en assurance individuelle, sont en deçà des âges atteints sur les contrats dont la définition se base sur la grille AGGIR.
Plus de 20% de la population totale observée ont résilié leurs contrats et ne sont plus assurés par un contrat dépendance. Parmi eux, près de 10 000 assurés ont une police réduite, c'est-à-dire que ces derniers ont arrêté de payer leurs cotisations mais les ont payées suffisamment longtemps (durée prévue par le contrat, allant de 5 à 10 ans) pour bénéficier du versement d'une rente dont le montant est réduit en cas de perte d'autonomie. Cinq portefeuilles parmi les treize étudiés, dont ceux correspondant à des garanties collectives en inclusion de contrats de frais de santé, ne permettent pas la mise en réduction des contrats.

10% du portefeuille, soit 247 782 assurés, sont décédés, en état d'autonomie pour 79% d'entre eux, ou de dépendance pour les 21% restants.

Enfin, le pourcentage restant correspond aux 27 009 rentiers encore vivants aux dates d'extractions.

Parmi les treize produits étudiés, cinq portefeuilles individuels prévoient l'ajout d'une prime additionnelle pour pouvoir assurer des personnes qui présentent un risque aggravé de santé. 7,2% de la population couverte par ces portefeuilles sont assurés avec un risque aggravé de santé. Le taux de prime moyen additionnel est de 45%.

2.2.3. Le portefeuille des rentiers vivants ou décédés

Répartition des rentiers par niveau de dépendance, âge de perte d'autonomie et sexe

Le tableau ci-dessous présente la répartition des 78 527 rentiers du portefeuille, décédés ou vivants, en fonction du niveau de dépendance atteint respectivement à la date de décès ou d'extraction, ainsi que leurs âges moyens d'entrée en dépendance :

Niveau de dépendance	Nombre de dépendants par niveau atteint			Age moyen de passage en dépendance *(ans)*
	Vivants	Décédés	Total	
GIR12	7 768	10 433	18 201	78,7
GIR34	3 163	1 687	4 850	77,1
3AVQ4	15 955	39 361	55 316	82,7
3AVQ5	96	37	133	73,9
2AVQ5	27	-	27	75,0
Total	**27 009**	**51 518**	**78 527**	**81,4**

Figure 15 : Répartition des rentiers, décédés ou vivants, en fonction du niveau de dépendance atteint et âge d'entrée

Parmi le nombre de rentiers total du portefeuille de l'étude, 66% sont décédés, soit plus de 50 000 assurés dépendants. Ce nombre permettra l'obtention de statistiques autour de l'espérance de vie en dépendance robustes, principalement sur les définitions en GIR ainsi qu'en 3AVQ4.
La définition selon les grilles AGGIR étant plus récente que celle en 3AVQ4, les portefeuilles observés en 3AVQ4 sont plus anciens et l'âge moyen de passage en dépendance est inévitablement plus élevé que pour le niveau de dépendance totale GIR12, supérieur de quatre ans.

Parmi les 78 527 rentiers vivants ou décédés comptabilisés dans la base de l'étude, une majorité (63,5%) est féminine et une minorité masculine (36,5%).

Dans la suite de ce paragraphe, les graphiques seront présentés selon deux niveaux de dépendance :

- Dépendance totale : GIR1, GIR12, 3AVQ4, 3AVQ5 ;
- Dépendance partielle : GIR123, GIR1234, 2AVQ5.

Répartition des rentiers par année de survenance

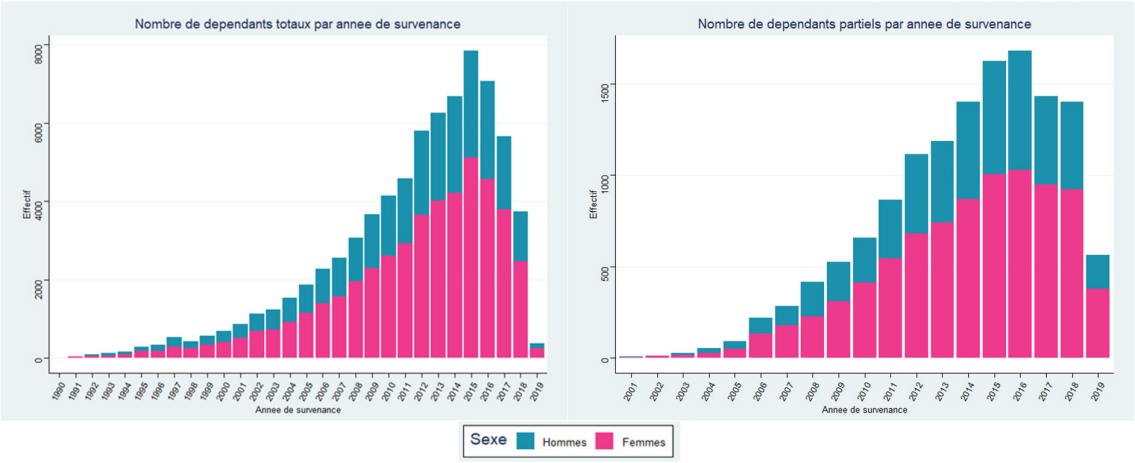


Figure 16 : Nombre de dépendants par année de survenance (dépendance totale à gauche, partielle à droite)

Les graphiques ci-dessus présentent le nombre de nouveaux dépendants par année de survenance. Un même individu peut être comptabilisé dans les deux graphiques s'il a connu une dépendance partielle avant d'entrer en dépendance totale. De plus, un assuré qui aurait souscrit à une option en dépendance partielle mais qui serait entré en dépendance totale apparaîtrait alors également sur les deux graphiques : si la perte d'autonomie constatée est totale, alors les garanties partielle et totale sont activées.

Une croissance du nombre de nouveaux dépendants est constatée dans les deux cas, ce qui est naturel compte tenu du vieillissement des populations d'une part, mais aussi de l'évolution du nombre de souscriptions par année d'autre part, les sinistres commençant à être visibles quelques années, en général entre trois et quatre ans, après la souscription.

A partir de 2016 pour la dépendance totale et 2017 pour la dépendance partielle, une chute des effectifs est constatée, conjointement aux dates d'arrêté des données observées, allant de 2016 à 2019. Chaque année qui passe permet d'accroitre considérablement la connaissance du risque et donc d'avoir une approche de plus en plus fine dans sa modélisation.

Répartition des incidences par âge d'entrée en dépendance

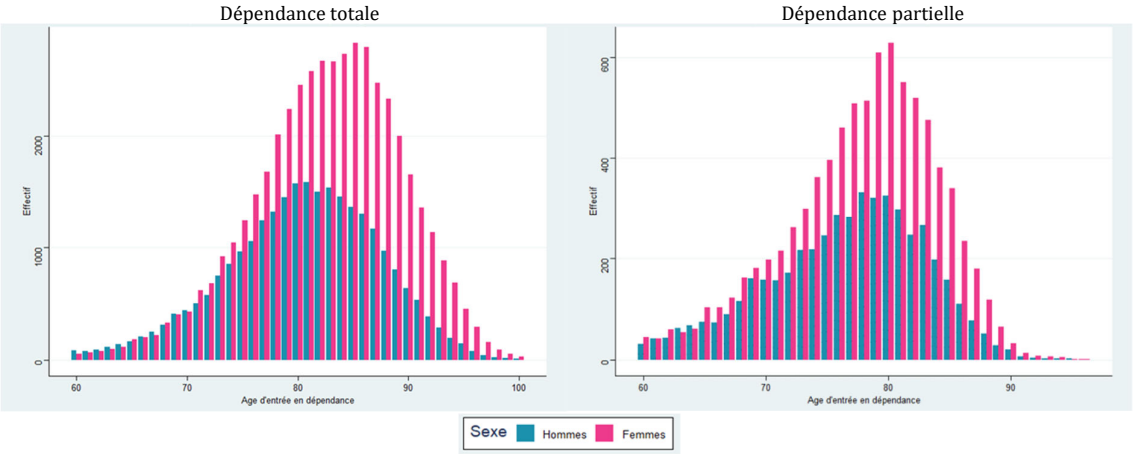


Figure 17 : Nombre de dépendants par âge à l'entrée (dépendance totale à gauche, partielle à droite)

Comme observé précédemment, la population rentière est composée d'une majorité de femmes. Leur « pic » de survenance arrive quelques années plus tard que celui constaté pour les hommes. En dépendance totale, celui-ci s'observe après 80 ans pour les hommes et après 85 ans pour les femmes, avec un âge moyen d'incidence tous sexes confondus de 82 ans porté principalement par les contrats en 3AVQ4.
En dépendance partielle, le « pic » d'incidence s'observe à 80 ans pour les femmes et légèrement avant pour les hommes.
La répartition des incidences selon l'âge d'entrée en dépendance se rapproche de la répartition d'une loi normale : le nombre d'entrée en dépendance est croissant avec l'âge dans un premier temps, le vieillissement de la personne favorisant la perte d'autonomie, puis décroit dans un second temps, lorsque le nombre de décès en état d'autonomie augmente et vient diminuer la cohorte d'individus susceptibles d'entrer en dépendance.

Exposition des dépendants vivants par âge atteint

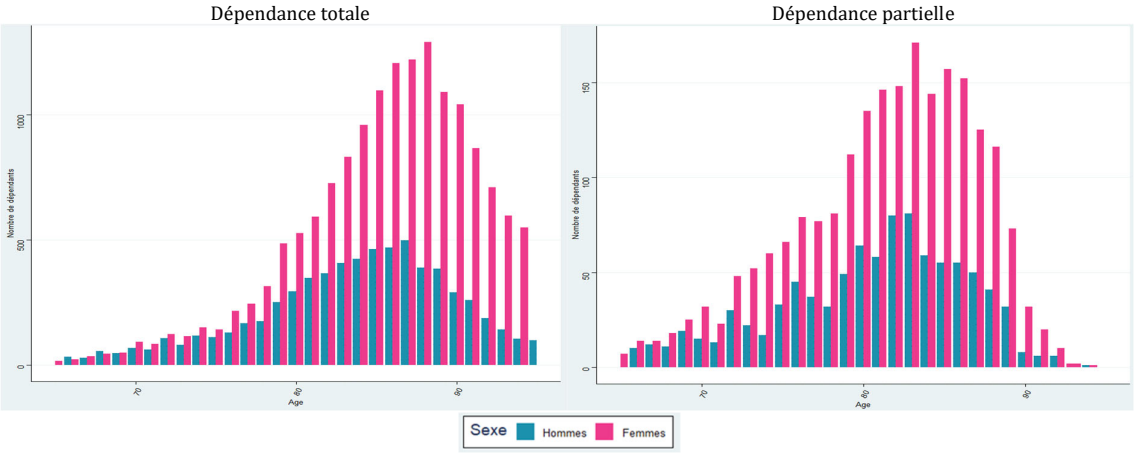


Figure 18 : Nombre de dépendants vivants par âge atteint (dépendance totale à gauche, partielle à droite)

Les rentiers vivants à la date d'extraction ont un âge moyen de 85 ans pour la dépendance totale, et de 80 ans pour la dépendance partielle. Le détail par niveau est présenté ci-dessous :

Niveau de dépendance	Age atteint moyen des rentiers vivants (ans)
GIR12	82,2
GIR34	80,3
3AVQ4	86,9
3AVQ5	77,5
2AVQ5	77,8
Total	**84,7**

Figure 19 : Age moyen atteint des rentiers vivants à date d'extraction par niveau de dépendance

En proportion par rapport au nombre total de dépendants, la part des moins de 80 ans est plus importante en dépendance partielle qu'en dépendance totale, alors que la part des plus de 90 ans est conséquente en dépendance totale mais presque inexistante en dépendance partielle. Cela peut être la conséquence de l'ancienneté des différents portefeuilles, la dépendance partielle apparaissant dans les produits commercialisés à partir des années 2000.
La différence entre le nombre d'hommes dépendants par rapport au nombre de femmes s'accroit avec l'âge, compte tenu d'une espérance de vie supérieure chez les femmes que chez les hommes.

Répartition des rentiers décédés selon la durée passée en dépendance

Figure 20 : Nombre de rentiers par ancienneté en dépendance au moment du décès (dépendance totale à gauche, partielle à droite)

Ces graphiques présentent la répartition des rentiers décédés en fonction de la durée passée en dépendance. Notamment, à gauche sont représentées les durées passées en dépendance totale, pour laquelle le poids du nombre de décès la première année est le plus important. Une décroissance rapide des effectifs est ensuite remarquée, dès la seconde année passée en dépendance. Malgré un nombre de femmes plus important que celui des hommes dans la base de rentiers, le nombre de décès observé en première année est relativement similaire entre les deux sexes. Puis, la différence entre le nombre de femmes et le nombre d'hommes en fonction du temps passé en dépendance s'accroit : les femmes ont donc une espérance de vie plus élevée que les hommes en dépendance.

Dans le graphique de droite, seuls les dépendants étant passés par un état de dépendance partielle sont observés, et les cumuls des durées de la dépendance partielle puis de la totale sont représentés. Leur espérance de vie en dépendance est plus longue que celle des dépendants totaux, compte tenu de la durée additionnelle de dépendance partielle. Le poids majeur des décès est sur la seconde année de dépendance, puis une décroissance progressive des effectifs, plus lente que pour la dépendance totale notamment pour les femmes, est remarquée dès la troisième année.

Saisonnalité mensuelle des entrées en dépendance

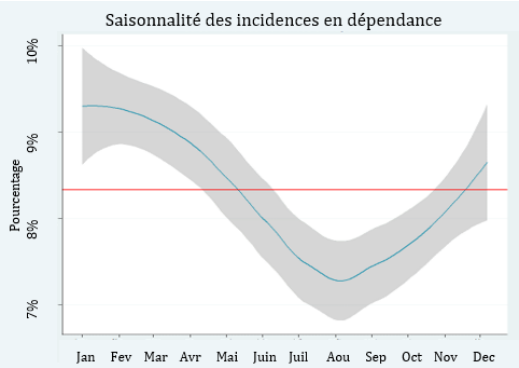


Figure 21 : Saisonnalité mensuelle des entrées en dépendance, tous niveaux de dépendance confondus

Le graphique ci-dessus présente la répartition mensuelle des entrées en dépendance. Une saisonnalité des passages en dépendance est observable dans l'année : en moyenne, le nombre

d'entrées en dépendance est plus élevé en période hivernale qu'en période estivale. Par conséquent, toute analyse biométrique devra être effectuée à partir d'un nombre entier d'années, afin d'éviter toute distorsion liée à la saisonnalité.

2.2.4. **Etude des décès**

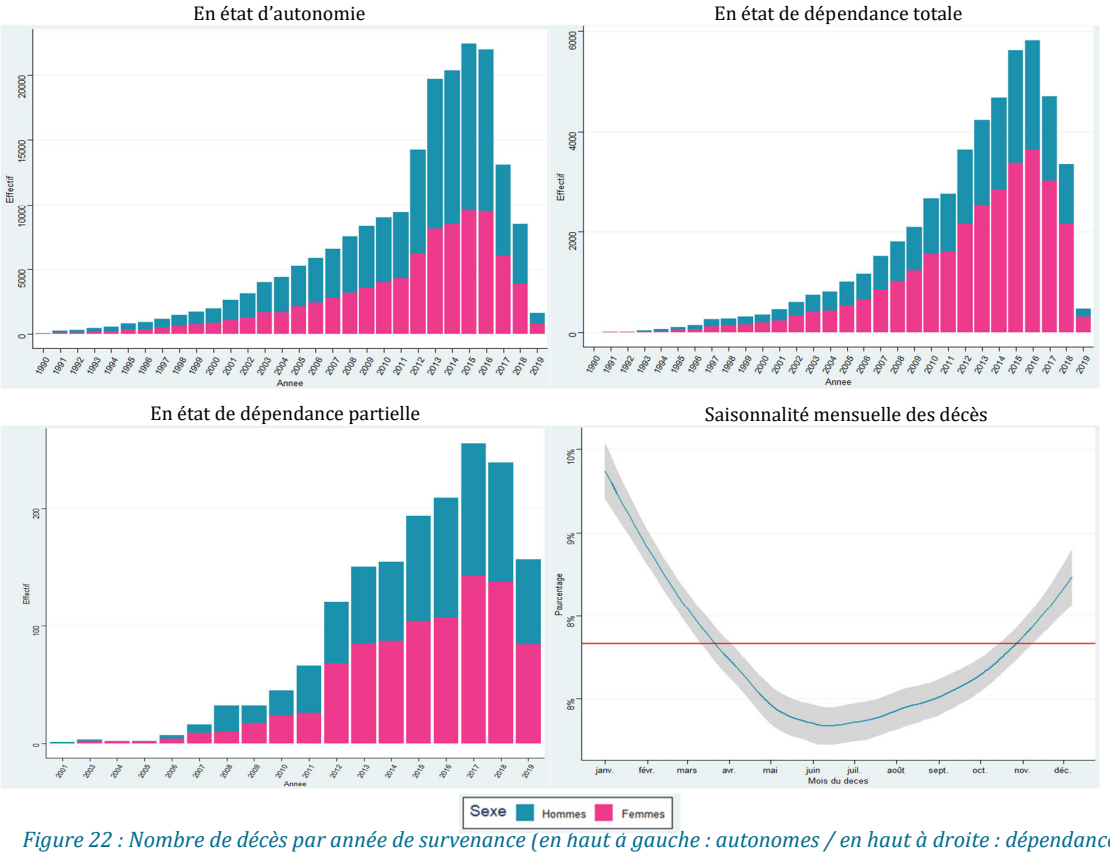


Figure 22 : Nombre de décès par année de survenance (en haut à gauche : autonomes / en haut à droite : dépendance totale / en bas à gauche : dépendance partielle) et saisonnalité mensuelle des décès (en bas à droite)

De la même façon que le constat réalisé sur les entrées en dépendance, une croissance du nombre de décès a lieu en état d'autonomie, de dépendance partielle ou de dépendance totale. Ceci s'explique par le vieillissement des populations d'une part, mais aussi par l'évolution du nombre de souscriptions par année d'autre part. Compte tenu d'un grand nombre de nouvelles souscriptions en 2012, une hausse soudaine des effectifs autonomes décédés entre les années 2011 et 2012 est visible.

A partir de 2016 en état d'autonomie, 2017 en état de dépendance totale et 2018 en état de dépendance partielle, une chute des effectifs décédés est constatée, conjointement aux dates d'arrêté des données observées, allant de 2016 à 2019. De la même façon que pour l'incidence en dépendance, chaque année qui passe permet d'accroitre considérablement la connaissance du risque décès et donc d'avoir une approche de plus en plus fine dans sa modélisation.

De la même façon que pour les entrées en dépendance, compte tenu de la saisonnalité mensuelle des décès en moyenne, expliquée par un nombre de décès plus élevé en période hivernale qu'en période estivale, toute analyse des décès devra être effectuée à partir d'un nombre entier d'années, afin d'éviter toute distorsion liée à la saisonnalité.

PARTIE 3 : Calibration de lois biométriques de référence

Afin de pouvoir déterminer l'influence des différentes caractéristiques des produits en portefeuille sur leurs niveaux de sinistralité, des lois biométriques dites « de référence » vont tout d'abord être calibrées dans cette partie. De la même façon que pour les traitements effectués sur les données, le logiciel R est utilisé pour l'application des méthodes présentées. A noter que, sauf indication contraire, les méthodes utilisées ont été développées à l'occasion de ce mémoire.

3.1. Choix du périmètre de données de référence

Pour la calibration des lois de référence, l'expérience utilisée doit être robuste et uniforme, et la définition de la dépendance doit être cohérente entre les différents portefeuilles agrégés. Ainsi, les portefeuilles retenus :

- Sont issus de produits à adhésion individuelle : l'observation du risque des contrats dont la garantie est en inclusion d'un produit frais de santé pourrait tout d'abord mener à des conclusions de sous-sinistralité. En effet, un assuré couvert par un tel contrat est susceptible d'oublier qu'il est couvert par la garantie dépendance prévue à son contrat (garantie annexe et dont le montant est faible), ce qui impliquerait une incidence en dépendance moindre compte tenu d'une sous-déclaration des sinistres. De plus, la sinistralité des contrats collectifs est directement influée par le profil de la population couverte, souvent moins diversifiée que celles couvertes sur des produits individuels. Enfin, les historiques de données en assurance individuelle s'avèrent plus consistants qu'en assurance collective compte tenu d'une plus grande ancienneté de ces produits.
- Ont une définition de la dépendance basée sur la grille AGGIR, qui est une grille d'évaluation mise en place par l'Etat. Invariante, elle semble la plus adaptée à l'élaboration de lois biométriques de référence, bien que quelques ajustements et traitements pourront être effectués en fonction des particularités respectives des portefeuilles. Celle-ci nous permet d'observer le risque de dépendance partielle GIR3 ou GIR4, et de dépendance totale GIR1 et 2.

3.2. Méthodes de calibration

3.2.1. Modélisation du risque et introduction des notations

Le modèle utilisé pour refléter statistiquement le risque dépendance est un modèle à trois états. La trajectoire d'un assuré est vue comme la réalisation d'un processus indexé par l'âge x de l'assuré et prenant sa valeur dans l'ensemble $E = \{A, I, D\}$, pour Autonomie (A), Dépendance (I) ou Décès (D) respectivement :

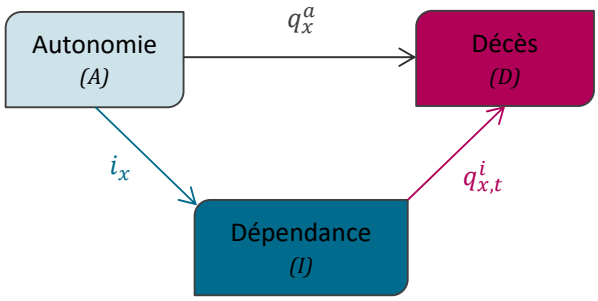


Figure 23 : Modélisation à trois états du risque dépendance

Le comportement d'un assuré est reflété à l'aide des trois lois de probabilité suivantes :

- Une loi d'incidence : on note i_x la probabilité qu'un assuré non dépendant entre en dépendance partielle ou totale à l'âge x,
- Deux lois de mortalité :
  - q_x^a : La probabilité qu'un assuré d'âge x non dépendant décède sans passer par un état de dépendance,
  - $q_{x,t}^i$: La probabilité de décès d'un assuré d'âge $x + t$ entré en dépendance partielle ou totale à l'âge x et maintenu dans l'état depuis t années. Cette loi est donc bidimensionnelle.

Une loi de mortalité générale q_x, fonction de l'âge atteint x, représentant le taux de décès de l'ensemble des assurés qu'ils soient autonomes ou dépendants dans le portefeuille, sera également étudiée au paragraphe « 3.6.1. Extrapolation des lois d'intensité aux âges élevés ».

Ces lois sont calibrées par sexe, la sinistralité des hommes et des femmes étant bien distincte, compte tenu du développement de pathologies différentes et d'une espérance de vie plus longue chez les femmes. De plus, aucun rétablissement n'est prévu entre l'état de dépendance (I) et celui d'autonomie (A), ce qui est en phase avec l'irréversibilité de l'état de dépendance, son tout premier critère de définition.

Dans le cas où le produit étudié garantit un niveau de dépendance partielle en plus du niveau de dépendance totale, le modèle utilisé à ce jour par SCOR ne prévoit pas la probabilité de passage entre les deux états. C'est-à-dire que, dans ce cas particulier, les probabilités étudiées correspondent à une dépendance totale ou partielle confondues, le risque étant observé « dès » la dépendance partielle.

Ainsi, les lois définies dans cette partie correspondront aux niveaux suivants :
- GIR12 : Dépendance totale à partir du niveau de GIR2,
- GIR123 : Dépendance totale ou partielle à partir du GIR3,
- GIR1234 : Dépendance totale ou partielle à partir du GIR4.

Une inclusion existe alors entre ces degrés de perte d'autonomie : $GIR12 \subseteq GIR123 \subseteq GIR1234$.

3.2.2. **Les intensités de transition**

Définition générale

Considérons un processus en temps continu Z_u, indexé par l'âge u, à deux états de vie (V) et de décès (D), notons q_x la probabilité de décéder à l'âge x et μ_x l'intensité de transition vers le décès :

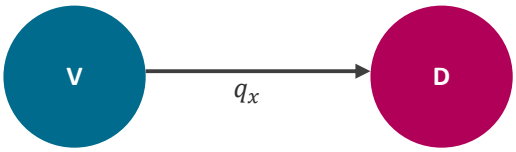


Figure 24 : Modèle à deux états

L'intensité de transition μ_x associée à la probabilité de décès q_x est définie de la manière suivante :

$$\mu_x = \lim_{h \to 0} \frac{1}{h} \mathbb{P}(Z_{x+h} = D \mid Z_x = V) = \lim_{h \to 0} \frac{{}_h q_x}{h}$$

Ainsi, $\mathbb{P}(Z_{x+dx} = D \mid Z_x = V) = \mu_x dx + o(dx)$ et l'intensité de décès μ_x peuvent être vues comme une probabilité locale de décès par unité de temps à l'âge x.
La probabilité et l'intensité de décès, respectivement q_x et μ_x, sont reliées par l'équation suivante :

$$q_x = \int_x^{x+1} \mu_u \, exp\left(- \int_x^u \mu_v \, dv \right) du$$
$$= 1 - exp\left(- \int_x^{x+1} \mu_u \, du \right)$$

Sous l'hypothèse que l'intensité de transition est constante entre x et $x + 1$, la formule précédente se simplifie de la manière suivante :

$$q_x = 1 - e^{-\mu_x}$$

Notons que, lorsque q_x est très petit, un développement de Taylor d'ordre 1 nous conduit à $q_x \simeq \mu_x$.

Dans ce mémoire, pour obtenir des intensités de transition à partir des données observées, le rapport est effectué entre le nombre de sinistres observés et l'exposition centrale au risque. Ces nombres sont évalués par la méthode du maximum de vraisemblance, connue aussi sous le nom de méthode de Hoem. Cette dernière, avec $[\alpha_i; \beta_i]$ l'intervalle sur lequel un assuré i est observé, donne l'estimateur de l'intensité de décès à l'âge x suivant :

$$\hat{\mu}_x = \frac{D_x}{\sum_i ([\alpha_i; \beta_i] \cap [x; x+1[)} = \frac{D_x}{E_x}$$

Avec :

- D_x : Nombre de décès observés sur la classe d'âge $[x; x+1[$,
- E_x : Exposition dite « centrale », pour un âge x, correspondant à la somme des durées de survie observées sur l'ensemble du portefeuille entre les âges x et x+ 1,
- α_i : Date du début d'observation de l'assuré d'âge x,
- β_i : Date de fin d'observation de l'assuré d'âge x, par décès, par censure ou par changement d'âge.

L'estimateur des moments de Hoem, estimateur paramétrique qui permet de prendre en compte les censures et troncatures (cf. Planchet & Therond, 2006, [29]), a pour principe de considérer que chaque individu vivant i n'est exposé au risque de mortalité dans la classe d'âge $[x; x+1[$ qu'entre les dates α_i et β_i, c'est-à-dire uniquement dans la période au cours de laquelle il y a un risque pour l'assureur.

Contrairement à une probabilité, une intensité de transition peut être supérieure à 1 lorsque peu de données sont disponibles et qu'elles sont censurées, si l'exposition est inférieure au nombre de sinistres observés. En revanche, la probabilité correspondante sera bien comprise dans l'intervalle [0 ; 1].

Application au risque dépendance

Dans le cas de la dépendance, trois intensités de transition seront utilisées :

- L'intensité de décès d'un individu en état d'autonomie $\mu_x^a = \lim_{h\to 0} \frac{1}{h}\mathbb{P}(Z_{x+h} = D \mid Z_x = A)$,
- L'intensité de transition de l'état d'autonomie à l'état de dépendance $\lambda_x = \lim_{h\to 0} \frac{1}{h}\mathbb{P}(Z_{x+h} = I \mid Z_x = A)$,
- L'intensité de décès d'un individu en état de dépendance $\mu_{x,t}^i = \lim_{h\to 0} \frac{1}{h}\mathbb{P}(Z_{x+t+h} = D \mid Z_{x-} = A, Z_x = I, Z_{x+t} = I)$.

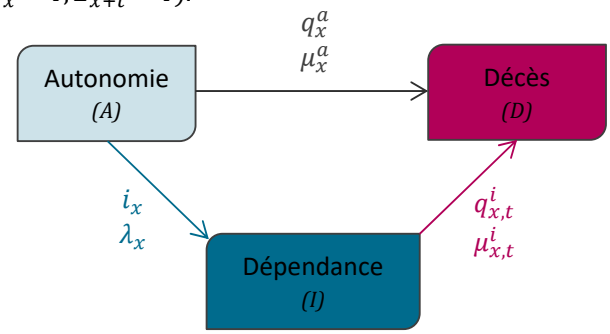


Figure 25 : Modélisation à trois états du risque dépendance et intensités de passage

Les probabilités de transition entre chaque état s'expriment en fonction des intensités citées précédemment. Sous l'hypothèse que l'intensité de transition est constante par morceaux entre deux âges entiers consécutifs x et $x+1$ *(1)*, les formules de passage d'intensité à probabilité se simplifient comme suit :

$$q_x^a = \int_x^{x+1} \mu_u^a \underbrace{\exp\left(-\int_x^u [\mu_v^a + \lambda_v]\, dv\right)}_{\text{Probabilité de rester autonome, sans décéder ni entrer en dépendance jusqu'à « l'âge u »}} du \overset{(1)}{=} \frac{\mu_x^a}{\mu_x^a + \lambda_x}\left(1 - e^{-(\mu_x^a + \lambda_x)}\right) \qquad (2)$$

$$i_x = \int_x^{x+1} \lambda_u \overbrace{\exp\left(-\int_x^u [\mu_v^a + \lambda_v]\, dv\right)}^{\text{Probabilité de survie en dépendance}} du \overset{(1)}{=} \frac{\lambda_x}{\mu_x^a + \lambda_x}\left(1 - e^{-(\mu_x^a + \lambda_x)}\right) \qquad (3)$$

$$q_{x,t}^i = 1 - \overbrace{\exp\left(-\int_t^{t+1} \mu_{x,u}^i\, du\right)} \overset{(1)}{=} 1 - e^{-\mu_{x,t}^i}$$

Les deux premières probabilités de transition ci-dessus, q_x^a *(2)* et i_x *(3)*, relatives aux transitions à partir de l'état d'autonomie, dépendent toutes les deux des intensités μ_x^a et λ_x. Ces deux risques sont dits « concurrents ».

Intensités de transition des autonomes et intervalles de confiance

Notons :

- D_x : Nombre de décès autonomes observés sur la classe d'âge $[x; x+1[$,
- I_x : Nombre d'entrées en dépendance observées sur la classe d'âge $[x; x+1[$,
- E_x : Exposition centrale pour un âge x, correspondant à la somme des durées de survie dans l'état d'autonomie observées sur l'ensemble du portefeuille entre les âges x et $x+1$.

Sous l'hypothèse que l'intensité de transition est constante par morceaux entre deux âges entiers consécutifs x et x+1, les estimateurs du maximum de vraisemblance des intensités de transition $\widehat{\mu_x^a}$ et $\widehat{\lambda_x}$ sont donnés par :

$$\widehat{\mu_x^a} = \frac{Dx}{Ex} \; et \; \widehat{\lambda_x} = \frac{Ix}{Ex}$$

Les vraisemblances s'écrivent à un terme d'exposition près comme les vraisemblances de Dx et Ix, en considérant ces dernières comme des variables aléatoires suivant des lois de Poisson de paramètres respectifs $\mu_x^a \times E_x$ et $\lambda_x \times E_x$.

$\widehat{\mu_x^a}$ et $\widehat{\lambda_x}$ sont les estimateurs du maximum de vraisemblance et ont pour caractéristiques d'être asymptotiquement sans biais et distribués selon une loi normale. Ainsi, leurs espérances et variances sont déduites :

$$E\left[\widehat{\mu_x^a}\right] = E\left[\frac{Dx}{Ex}\right] = \frac{E[Dx]}{E_x} = \mu_x^a \; et \; E\left[\widehat{\lambda_x}\right] = E\left[\frac{Ix}{Ex}\right] = \frac{E[Ix]}{Ex} = \lambda_x$$

$$Var\left[\widehat{\mu_x^a}\right] = Var\left[\frac{Dx}{Ex}\right] = \frac{Var[Dx]}{Ex^2} = \frac{\mu_x^a}{Ex} \; et \; Var\left[\widehat{\lambda_x}\right] = Var\left[\frac{Ix}{Ex}\right] = \frac{Var[Ix]}{Ex^2} = \frac{\lambda_x}{Ex}$$

En remplaçant μ_x^a et λ_x par leurs estimateurs, on obtient les estimateurs de variance et les écart-types associés $\widehat{\sigma_x^a}$ et $\widehat{\sigma_x^\lambda}$ suivants :

$$\widehat{Var}\left[\widehat{\mu_x^a}\right] = \frac{\widehat{\mu_x^a}}{Ex} = \frac{Dx}{Ex^2} \; et \; \widehat{\sigma_x^a} = \frac{\sqrt{D_x}}{E_x} \qquad \widehat{Var}\left[\widehat{\lambda_x}\right] = \frac{\widehat{\lambda_x}}{Ex} = \frac{Ix}{Ex^2} \; et \; \widehat{\sigma_x^\lambda} = \frac{\sqrt{I_x}}{E_x}$$

Finalement, les intervalles de confiance asymptotiques à 95% suivants sont obtenus grâce au théorème central limite :

$$\widehat{\mu_x^a} \in \left[\frac{D_x}{E_x} \mp 1{,}96 \times \frac{\sqrt{D_x}}{E_x}\right] \; et \; \widehat{\lambda_x} \in \left[\frac{I_x}{E_x} \mp 1{,}96 \times \frac{\sqrt{I_x}}{E_x}\right]$$

Intensités de transition des dépendants et intervalles de confiance

Exception faite du caractère bidimensionnel de la loi de décès des dépendants, les estimations des intensités et probabilités de décès des dépendants se font de manière similaire au cas des autonomes. Il n'y a plus ici de risques concurrents.

Sous l'hypothèse que l'intensité de transition est constante par morceaux entre deux âges entiers consécutifs x et x+1, et entre deux anciennetés entières en dépendance consécutives t et t+1, l'estimateur du maximum de vraisemblance de l'intensité de transition $\widehat{\mu_{x,t}^{i}}$ est donné par :

$$\widehat{\mu_{x,t}^{i}} = \frac{D_{x,t}}{E_{x,t}}$$

Avec :

- $D_{x,t}$: Nombre de décès en dépendance observés sur la classe d'âge $[x; x+1[$, pour une ancienneté comprise sur $[t; t+1[$,
- $E_{x,t}$: Exposition centrale pour un âge x et une ancienneté t, correspondant à la somme des durées de survie observées sur l'ensemble des individus dépendants entrés en dépendance entre les âges x et $x+1$ pour une ancienneté en dépendance comprise entre t et $t+1$.

L'intervalle de confiance à 95% pour l'intensité de décès des dépendants s'écrit :

$$\widehat{\mu_{x,t}^{i}} \in \left[\frac{D_{x,t}}{E_{x,t}} \mp 1{,}96 \times \frac{\sqrt{D_{x,t}}}{E_{x,t}}\right]$$

3.2.3. Modèle à risques concurrents

Comme expliqué dans le paragraphe précédent, un assuré en état d'autonomie peut soit entrer en dépendance soit décéder : ces deux risques sont simultanément présents pour ce dernier et il est nécessaire de les analyser conjointement. Un modèle à risques concurrents permet de prendre en compte ce phénomène :

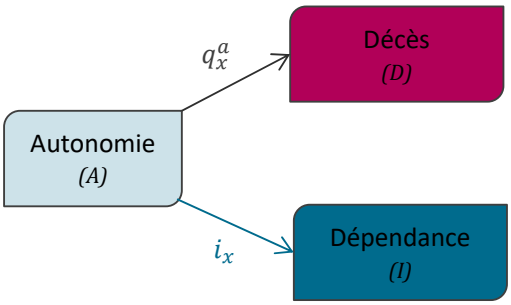


Figure 26 : Modèle à risques concurrents

Le modèle est additif, c'est-à-dire que la probabilité de changement d'état à partir de l'autonomie est la somme de la probabilité de décès et de la probabilité de passer en dépendance, un assuré pouvant soit devenir dépendant soit décéder à chaque instant. Il n'y a donc pas de notion d'ordre entre ces deux changements d'état :

$$\mathbb{P}(Z_{x+1} = A \mid Z_x = A) = 1 - q_x^a - i_x$$

Les équations *(2)* et *(3)* présentées dans le paragraphe précédent, permettent d'écrire les probabilités q_x^a et i_x, relatives aux transitions à partir de l'état d'autonomie, à partir des intensités μ_x^a et λ_x.

3.2.4. **Extraction de populations homogènes**

Une étape incontournable dans la réalisation de lois biométriques est de s'assurer initialement de l'homogénéité de la base de données prise en compte. L'expérience observée doit refléter parfaitement l'évolution des assurés du portefeuille :

- Les assurés présentant une sinistralité particulière seront considérés ultérieurement dans l'évaluation des provisions ou des tarifs,
- Sur la période d'observation étudiée, l'historique des données doit être connu et l'exhaustivité des informations détenue.

L'objectif est finalement d'isoler un périmètre de données permettant la construction de lois biométriques qui reflètent le comportement d'un assuré standard.

Le Backtesting & Experience Analysis Seriatim Tool

Pour ce faire, le Backtesting & Experience Analysis Seriatim Tool (BEAST), outil développé en langage R depuis 2017 par l'équipe Knowledge de SCOR, est utilisé. Son objectif est de mettre en relation un historique de données observées sur un portefeuille ainsi qu'un jeu de lois biométriques de référence. Tous deux sont renseignés en entrée. Puis, le nombre d'évènements observés sur le portefeuille est comparé à celui prédit par la loi de référence. Il fournit en outre une distribution estimée du nombre prévu d'événements, dont les quantiles peuvent être utilisés pour des tests statistiques. En résumé, cet outil permet de déterminer si les lois de référence sont en accord avec l'expérience observée sur le portefeuille.

Son algorithme est le suivant :

- Pour chaque individu, le temps passé sous risque pendant la période d'observation retenue ainsi que les caractéristiques de l'individu au début de cette période d'observation sont déterminés. Cette étape ne dépend pas des lois biométriques fournies.
- Pour chaque individu, la probabilité cumulée que chaque évènement survienne pendant la période d'observation va ensuite être calculée récursivement. Ce calcul se fait en tenant compte du fait que les caractéristiques de l'individu, notamment son âge, vont changer au cours de l'observation : différentes cellules de la table de référence doivent donc être utilisées. Il est à noter que la probabilité de chaque évènement est calculée en tenant compte de toutes les modalités spécifiées dans les lois. Par exemple, elle est calculée âge par âge et pour chaque sexe si les lois possèdent ce niveau de granularité.
- En faisant l'hypothèse d'indépendance entre les individus et en simulant pour chaque individu une loi de Bernoulli dont le paramètre est la probabilité calculée précédemment, le nombre d'évènements survenus pour la totalité du portefeuille peut être estimé.
- Un grand nombre de simulations de ce nombre d'évènements donne une distribution empirique du nombre d'évènements attendus pour l'ensemble du portefeuille.
- En comparant cette distribution avec le nombre d'évènements observés, des intervalles de confiance pour le ratio $\frac{A}{E} = \frac{Nombre\ d'évènements\ observés\ (Actual)}{Nombre\ d'évènements\ attendus\ (Expected)}$ peuvent être obtenus.

Les rapports A/E ainsi évalués ne sont pas équivalents aux rapports A/E évalués de manière déterministe. En effet, avec l'algorithme du BEAST, l'exposition est recalculée à chaque pas de temps en fonction des évènements simulés par la loi sous-jacente testée. Pour évaluer de manière déterministe des rapports A/E, l'exposition effectivement observée à chaque pas de temps est considérée.

L'outil peut être utilisé sur l'intégralité du portefeuille ou sur un sous-groupe correspondant à chaque modalité d'une variable explicative ou encore sur une période d'observation limitée, par exemple année par année. Il peut avoir les trois usages suivants :

- *Pretesting* : déterminer le périmètre d'étude d'un portefeuille en sélectionnant les modalités pour lesquelles le comportement du risque est homogène, après avoir évalué leurs impacts. Dans ce cas, les lois biométriques de référence renseignées en entrée sont celles évaluées sur l'ensemble du portefeuille,
- Validation d'une loi de référence : tester si des lois biométriques de référence existantes peuvent être utilisées pour un portefeuille, ou si une loi réalisée à partir de données arrêtées à une date antérieure est toujours représentative du risque quelques années plus tard,
- Backtesting : tester les lois réalisées a posteriori, afin de valider ou non leur adéquation aux observations.

Pretesting sur le portefeuille étudié

Le *pretesting* a été réalisé pour chacun des treize portefeuilles compris dans la base de données étudiée dans ce mémoire, et a permis de retenir deux périmètres d'étude pour chaque niveau de dépendance couvert dans chacun d'entre eux :

- Un premier relatif à la population cotisante et donc à l'entrée en dépendance et la mortalité des autonomes. Ces deux risques étant concurrents, le périmètre retenu doit être homogène et similaire pour les deux risques étudiés simultanément,
- Un second relatif aux rentiers et donc à la mortalité des dépendants.

Ensuite, les périmètres réduits homogènes sur chacun des niveaux de dépendance étudiés des treize portefeuilles ont été agrégés afin de permettre la suite de cette analyse : la réalisation des lois de référence pour les portefeuilles individuels dont la définition se base sur la grille AGGIR, puis l'évaluation de l'influence des caractéristiques des portefeuilles sur leur sinistralité.

Le détail de tous les *pretestings* ne pouvant être présenté dans ce mémoire, c'est-à-dire 21 analyses pour les cotisants et 21 analyses pour les rentiers, la démarche suivie sur l'un des niveaux d'un des treize portefeuilles est explicitée en Annexe 1 à titre d'exemple. Les résultats graphiques illustrent les rapports A/E entre les nombres d'évènements observés ventilés selon le critère défini en abscisse et ceux attendus sur l'ensemble des données ou sur un périmètre de référence, ainsi que les intervalles de confiance à 95% correspondants. Si l'intervalle de confiance est orange, alors le test statistique rejette l'hypothèse selon laquelle la loi de référence modélise correctement la sinistralité observée selon le critère représenté en abscisse.

Au-delà du test statistique objectif décrit précédemment, l'expertise de l'actuaire intervient également lors du choix du périmètre. En effet, selon la complexité des portefeuilles observés, le curseur de décision optimale peut s'orienter différemment. La connaissance du produit, de son historique et des données sont des critères importants d'aide à la décision dans la définition de périmètres homogènes.

L'ensemble des travaux effectués dans la suite de ce mémoire sera réalisé sur les périmètres d'observation des portefeuilles ainsi déterminés.

3.2.5. **Gestion des franchises**

Cas général

Comme décrit en section 2.1.5, lorsque la variable « Vision_of_risk » est différente de zéro, c'est-à-dire si le produit présente une franchise (K mois) et que l'information concernant l'entrée en dépendance des assurés décédés pendant la franchise est incomplète, tous les décès connus pendant la franchise sont vus comme des décès en état d'autonomie.

Dans ce cas spécifique, les lois d'entrée en dépendance et de décès en état d'autonomie qui pourront être construites en première approche sont :

- i_x^{Kmois} : Probabilités d'entrer en dépendance et de survivre pendant la durée de franchise (K mois),
- $q_x^{a,Kmois}$: Probabilités de décéder en état d'autonomie ou de dépendance pendant la période de franchise (K mois).

D'autre part, les probabilités de décès en dépendance sont calibrées à partir d'un modèle paramétrique défini en partie « 3.4.1. Modèle de mélange ». Ce modèle est donc appliqué à des données qui ne présentent aucun décès pendant les premiers mois de dépendance correspondant à la durée de la franchise. Un indicateur permet de spécifier au modèle cette absence de données à ne pas prendre en compte dans la construction des lois. Grâce à l'ajustement paramétrique du modèle, les lois sont extrapolées sur les premiers mois de dépendance correspondant à la franchise, permettant donc d'obtenir des probabilités de décès où l'information était manquante.

Finalement, dans un premier temps, pour tout âge x, les probabilités i_x^{Kmois}, $q_x^{a,Kmois}$, et les probabilités de décès sur l'ensemble de la période de dépendance, y compris franchise, sont connues.

Les lois finales souhaitées et manquantes sont les lois i_x^{0mois} et $q_x^{a,0mois}$, c'est-à-dire les lois d'entrée en dépendance et les lois de décès en état d'autonomie sans biais issus des problématiques observées autour de la franchise. Afin de les identifier, les lois étant concurrentes et construites en intensité de transition, les égalités suivantes seront nécessaires.

Les intensités de transition sont transformées en probabilités selon les formules du modèle concurrent présentées en section 3.2.2. :

$$q_x^a = \frac{\lambda_x}{\mu_x^a + \lambda_x}\left(1 - e^{-(\mu_x^a + \lambda_x)}\right) \qquad (2)$$

$$i_x = \frac{\lambda_x}{\mu_x^a + \lambda_x}\left(1 - e^{-(\mu_x^a + \lambda_x)}\right) \qquad (3)$$

Les probabilités d'entrer en dépendance et de mortalité en état d'autonomie « à 0 mois » sont déduites des probabilités de décès en état de dépendance au cours des mois de franchise estimées par le modèle de calibration des lois de mortalité en dépendance ($q_{x,m=1}^i$, $q_{x,m=2}^i$,…, $q_{x,m=K}^i$). Pour expliciter les relations suivantes, l'exemple d'une franchise de 3 mois est considéré, cas le plus rencontré :

$$i_x^{0mois} = \frac{i_x^{3mois}}{(1 - q_{x,m=1}^{im}) * (1 - q_{x,m=2}^{im}) * (1 - q_{x,m=3}^{im})}$$

$$q_x^{a,0mois} = q_x^{a,3mois} - i_x^{0mois} * \left[q_{x,m=1}^{im} + q_{x,m=2}^{im} * \left(1 - q_{x,m=1}^{im}\right) + q_{x,m=3}^{im} * (1 - q_{x,m=2}^{im}) * (1 - q_{x,m=1}^{im})\right]$$

A partir des égalités précédentes, les intensités λ_x^{0mois} et $\mu_x^{a,0mois}$ corrigées du biais provoqué par l'existence d'une franchise peuvent être déduites.

Grâce aux formules de passage des intensités aux probabilités *(2)* et *(3)*, on a le rapport suivant :

$$\frac{i_x^{0mois}}{q_x^{a,0mois}} = \frac{\lambda_x^{0mois}}{\mu_x^{a,0mois}} \; et \; ainsi \; \lambda_x^{0mois} = \frac{i_x^{0mois}}{q_x^{a,0mois}} \times \mu_x^{a,0mois} \qquad (4)$$

Puis, à partir de *(3)* et *(4)*, on déduit $\mu_x^{a,0mois}$:

$$i_x^{0mois} = \frac{\lambda_x^{0mois}}{\mu_x^{a,0mois} + \lambda_x^{0mois}}\left(1 - e^{-\left(\mu_x^{a,0mois} + \lambda_x^{0mois}\right)}\right)$$

$$\Leftrightarrow \; \mu_x^{a,0mois} + \lambda_x^{0mois} = -ln[1 - i_x^{0mois} \times (\frac{\mu_x^{a,0mois}}{\lambda_x^{0mois}} + 1)]$$

$$\underset{avec\ (4)}{\Leftrightarrow} \; \mu_x^{a,0mois} = -\frac{1}{\left(1 + \frac{i_x^{0mois}}{q_x^{a,0mois}}\right)} ln[1 - (i_x^{0mois} + q_x^{a,0mois})]$$

Enfin, en intégrant, $\mu_x^{a,0mois}$ dans l'équation *(4)*, λ_x^{0mois} peut être déduite.

Gestion des disparités de franchises

Le portefeuille de l'étude, issu de l'agrégation de 13 portefeuilles, présente une disparité dans les franchises prévues aux différents contrats. En effet, la franchise peut être de 0 mois, de 3 mois, ou encore de 6 mois. Ainsi, lorsque l'expérience est regardée sur un sous-groupe de portefeuilles, il est nécessaire d'homogénéiser les observations. C'est-à-dire, dans le cas où le sous-groupe de portefeuilles est composé :

- De portefeuilles pour lesquels aucune franchise n'est prévue,
- De portefeuilles qui ne nous permettent d'obtenir une vision exhaustive des observations qu'à partir de plusieurs mois de franchise (allant de K- mois à K+ mois en fonction de la durée de franchise)

Incidence et mortalité autonome

Le traitement décrit en section 2.1.5, lorsque la variable « Vision_of_risk » est différente de zéro, sera généralisé à l'ensemble des données du sous-groupe, en considérant que la variable Vision_of_risk est finalement égale à K+, la période de franchise la plus longue observée dans le cadre du sous-groupe de portefeuilles étudiés.

Finalement, pour tous les portefeuilles observés, tout décès ayant eu lieu au cours des K+ mois de la dépendance seront considérés comme des décès autonomes, et les entrées en dépendance ne seront plus observées.

Plus concrètement, si l'on prend l'exemple de trois portefeuilles et que deux d'entre eux ont une franchise 0 mois mais que le troisième prévoit une franchise de trois mois, les données des trois portefeuilles agrégés seront étudiées uniformément « à 3 mois » pour la calibration des lois biométriques.

Afin de revenir à la vision souhaitée qui correspond à une analyse de la sinistralité dès le premier mois de dépendance et sans biais liés à la franchise, les formules présentées dans le paragraphe précédent seront appliquées.

Mortalité des dépendants

L'analyse de la mortalité des dépendants se fait par âge d'entrée en dépendance et ancienneté en état. En cas d'existence d'une période de franchise, les expositions et les décès seront observés à partir du premier mois après franchise (par exemple, mois 4 si franchise de 3 mois), au cas où des décès en dépendance n'aient pas été enregistrés pendant cette période. En revanche, pour les portefeuilles qui ne prévoient pas de période de franchise, les expositions et décès seront observés dès le début de la dépendance. Le modèle présenté en 3.4.1. utilisé pour la modélisation des lois de mortalité en dépendance prévoit l'existence d'un « saut » dans les observations (expositions et décès) entre le dernier mois de franchise, pour lequel les données correspondront aux portefeuilles dont l'intégralité des décès en dépendance est connu, et le mois suivant, qui intégrera en plus des données précédentes les observations des portefeuilles comprenant une franchise. Le modèle prévoit également une extrapolation paramétrique sur les premiers mois de dépendance en cas de données manquantes.

3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence

3.3.1. Objectif et Méthode

Objectif

Cette troisième partie de l'étude a pour objectif la calibration de lois biométriques de référence sur la base des portefeuilles individuels et dont la dépendance est définie à partir de la grille AGGIR.
Plusieurs portefeuilles ont été identifiés, pour chaque niveau de GIR : GIR12, GIR123 et GIR1234. A première vue, une sinistralité semblable peut être attendue compte tenu de la définition similaire. Cependant, les spécificités des contrats étudiés et des organismes qui les assurent et les vendent peuvent influencer la sinistralité. Par exemple, avec des traitements de gestion différents, ou encore compte tenu d'une disparité des populations assurées, ou enfin en conséquence de niveaux de sélection médicale différents à la souscription.
En revanche, la calibration des lois n'est possible qu'à partir de portefeuilles dont la sinistralité est comparable et l'expérience est robuste. C'est pourquoi cette partie a pour objectif, pour chaque niveau de dépendance :

- D'identifier les portefeuilles individuels proposant la couverture de la définition souhaitée,
- S'assurer de la cohérence entre les différents portefeuilles utilisés, en comparant :
    - les niveaux d'incidence et de mortalité autonome des différents portefeuilles identifiés,
    - les niveaux de mortalité en dépendance,
- Définir un périmètre homogène pour la calibration des lois à partir des analyses précédentes.

Méthode

Notons P un portefeuille unique et Σ une agrégation de portefeuilles comprenant P. Cette étape permet de mettre en avant les différences de niveaux de sinistralité entre le portefeuille P, et ceux de l'ensemble de Σ. Pour ce faire, les ratios $\frac{A}{E}$ et intervalles de confiance déterministes[16] suivants sont calculés.

Ici est pris l'exemple de l'incidence. Notons la tranche d'âge $[x_{min}; x_{max}]$ pour laquelle le nombre d'observations de Σ est satisfaisant[17].
Soit $x \in [x_{min}; x_{max}]$:

- $\widehat{\lambda_x^P}$ et $\widehat{\lambda_x^\Sigma}$ sont les estimateurs des maximum de vraisemblance des intensités d'entrée en dépendance pour respectivement le portefeuille P et l'agrégation Σ,
- E_x^{P} et I_x^{P} sont respectivement la somme des expositions centrales et le nombre d'entrées en dépendance à l'âge x du portefeuille P,
- E_x^Σ et I_x^Σ sont respectivement la somme des expositions centrales et le nombre d'entrées en dépendance à l'âge x de l'ensemble des portefeuilles de Σ.

$$\frac{A}{E}(Incidence\ ; P) = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} I_x^{\mathrm{P}}}{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} \widehat{\lambda_x^\Sigma} \times E_x^{\mathrm{P}}} = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} I_x^{\mathrm{P}}}{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} \frac{I_x^\Sigma}{E_x^\Sigma} \times E_x^{\mathrm{P}}} \qquad (1)$$

Ce ratio nous permet de conclure si les assurés du portefeuille P ont plus ou moins tendance à entrer en dépendance en comparaison avec l'ensemble des portefeuilles de l'agrégation Σ, en tenant compte de la distribution du portefeuille par âge. Si le ratio est proche de 100%, les assurés de P se comportent de manière homogène par rapport à l'agrégation Σ. Si le ratio est considérablement plus élevé que 100%, on conclura que plus d'entrées en dépendance sont comptabilisées sur le portefeuille P, et inversement en cas de ratio inférieur à 100%.

En d'autres termes, le test réalisé est le suivant :

$$\sum_{x_{min}}^{x_{max}} I_x^{\mathrm{P}} \sim \sum_{x_{min}}^{x_{max}} \frac{I_x^\Sigma}{E_x^\Sigma} \times E_x^{\mathrm{P}}$$

Pour rappel, comme présenté en 3.2.2., I_x^{P} est considéré comme une variable aléatoire suivant une loi de Poisson de paramètre $\lambda_x^{\mathrm{P}} \times E_x^{\mathrm{P}}$. L'objectif est d'évaluer l'hypothèse H_0: $\lambda_x^\Sigma \approx \lambda_x^{\mathrm{P}}$. L'analyse par âge étant trop granulaire, les éléments suivants sont introduits :

- $E^{\mathrm{P}} = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^{\mathrm{P}}$ et $E^\Sigma = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^\Sigma$ la somme sur l'âge des expositions du portefeuille P et de l'agrégation Σ respectivement,
- $I^{\mathrm{P}} = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} I_x^{\mathrm{P}}$ et $I^\Sigma = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} I_x^\Sigma$ le nombre total d'entrées en dépendance du portefeuille P et de l'agrégation Σ respectivement,

---

[16] Le BEAST présenté en partie « 3.2.4. Extraction de populations homogènes » n'est plus utilisé à partir d'ici et dans la suite de ce mémoire.
[17] Pour l'incidence et la mortalité autonome, le nombre d'évènements observés sur chaque âge x doit être supérieur ou égal à 7 pour chaque âge x de la tranche d'âge retenue (voir 3.5.1.). Pour la mortalité des dépendants, en deux dimensions, la tranche d'âge 65-90 ans et une ancienneté en dépendance entre 0 et 5 ans sont considérées par défaut.

- $\widehat{\lambda^{\mathrm{P}}} = \frac{I^{\mathrm{P}}}{E^{\mathrm{P}}}$ et $\widehat{\lambda^{\Sigma}} = \frac{I^{\Sigma}}{E^{\Sigma}}$ les estimateurs des maximums de vraisemblance des intensités d'entrée en dépendance constatés sur l'ensemble des âges du portefeuille P et de l'agrégation Σ respectivement.

Soit $\lambda^{\Sigma} \times E^{\mathrm{P}}$ le paramètre de la loi de Poisson suivie par I^{P}. L'objectif est alors de déterminer si $\lambda^{\Sigma} \approx \lambda^{\mathrm{P}}$ à partir de l'hypothèse H_0. Pour ce faire, un intervalle de confiance est construit pour λ^{Σ}, et il sera analysé si λ^{P} est compris dans ce dernier.
D'après l'hypothèse H_0 et I^{P} suivant une loi de Poisson, les égalités suivantes peuvent être déduites :

- $\lambda^{\Sigma} \times E^{\mathrm{P}} = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^{\mathrm{P}} \times \lambda_x^{\mathrm{P}} \overset{H_0}{=} \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^{\mathrm{P}} \times \lambda_x^{\Sigma}$
- $\widehat{\lambda^{\Sigma}} \times E^{\mathrm{P}} = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^{\mathrm{P}} \times \widehat{\lambda_x^{\Sigma}} = \sum_{x_{min}}^{x_{max}} E_x^{\mathrm{P}} \times \frac{I_x^{\Sigma}}{E_x^{\Sigma}}$

Le théorème central limite permet de définir l'intervalle de confiance à 95% suivant :

$$\lambda^{\Sigma} \in \left[\widehat{\lambda^{\Sigma}} \mp 1{,}96 \times \sqrt{\frac{\widehat{\lambda^{\Sigma}}}{E^{\mathrm{P}}}}\right]$$

Si l'on reprend la formule *(1)*, on a :

$$\frac{A}{E}(Incidence\,;P) = \frac{I^{\mathrm{P}}}{\widehat{\lambda^{\Sigma}} \times E^{\mathrm{P}}} = \frac{\widehat{\lambda^{\mathrm{P}}}}{\widehat{\lambda^{\Sigma}}}$$

Donc les bornes inférieure et supérieure du ratio précédent $\frac{A}{E}(Incidence\,;P) = A/E$ peuvent être déduites :

$$Borne_{\mp} = \frac{I^{\mathrm{P}}}{\left[\widehat{\lambda^{\Sigma}} \mp 1{,}96 \times \sqrt{\frac{\widehat{\lambda^{\Sigma}}}{E^{\mathrm{P}}}}\right] \times E^{\mathrm{P}}} = \frac{\widehat{\lambda^{\mathrm{P}}} \times E^{\mathrm{P}}}{\left[\widehat{\lambda^{\Sigma}} \mp 1{,}96 \times \sqrt{\frac{\widehat{\lambda^{\Sigma}}}{E^{\mathrm{P}}}}\right] \times E^{\mathrm{P}}}$$

En simplifiant par E^{P} et divisant par $\widehat{\lambda^{\mathrm{P}}}$:

$$Borne_{\mp} = \frac{1}{\frac{1}{A/E} \mp 1{,}96 \times \frac{1}{\sqrt{A/E \times I^{\mathrm{P}}}}}$$

Ainsi, si 100% est inclus dans l'intervalle $[Borne_{-}; Borne_{+}]$, ceci veut dire que le ratio $\frac{A}{E}(Incidence\,;P) = A/E$ est inclus dans l'intervalle de confiance et donc que l'on peut approximer la sinistralité du portefeuille P par celle de l'agrégation Σ.

A noter que les analyses sont réalisées par sexe. Ceci est nécessaire compte tenu de la réalisation de lois biométriques selon le sexe, les hommes et les femmes n'ayant a priori pas une sinistralité comparable du fait de pathologies contractées différentes et d'espérances de vie en moyenne plus élevées chez les femmes.

Pour la mortalité en état d'autonomie, la méthode est similaire en prenant les intensités de décès plutôt que de passage en dépendance. Pour la mortalité des dépendants, exception faite du caractère bidimensionnel de la loi de décès des dépendants, les estimations se font de manière similaire au cas des autonomes. Ainsi, la granularité des calculs ne se fait plus uniquement selon la tranche d'âge $[x_{min}; x_{max}]$, mais aussi selon le segment d'ancienneté en état de dépendance $[t_{min}; t_{max}]$. Dans le cas où trop peu de données seraient observées, l'analyse en deux dimensions est ramenée à une analyse en une seule dimension selon l'âge du décès en état de dépendance.

3.3.2. GIR12

Dans l'agrégation de données présentée en partie 2, cinq portefeuilles relatifs à des contrats individuels assurent le niveau de dépendance GIR12.

Incidence et mortalité autonome

Les ratios A/E suivants mettent en avant les différences de sinistralité observées à partir de l'état d'autonomie (entrée en dépendance ou décès) entre les cinq portefeuilles.

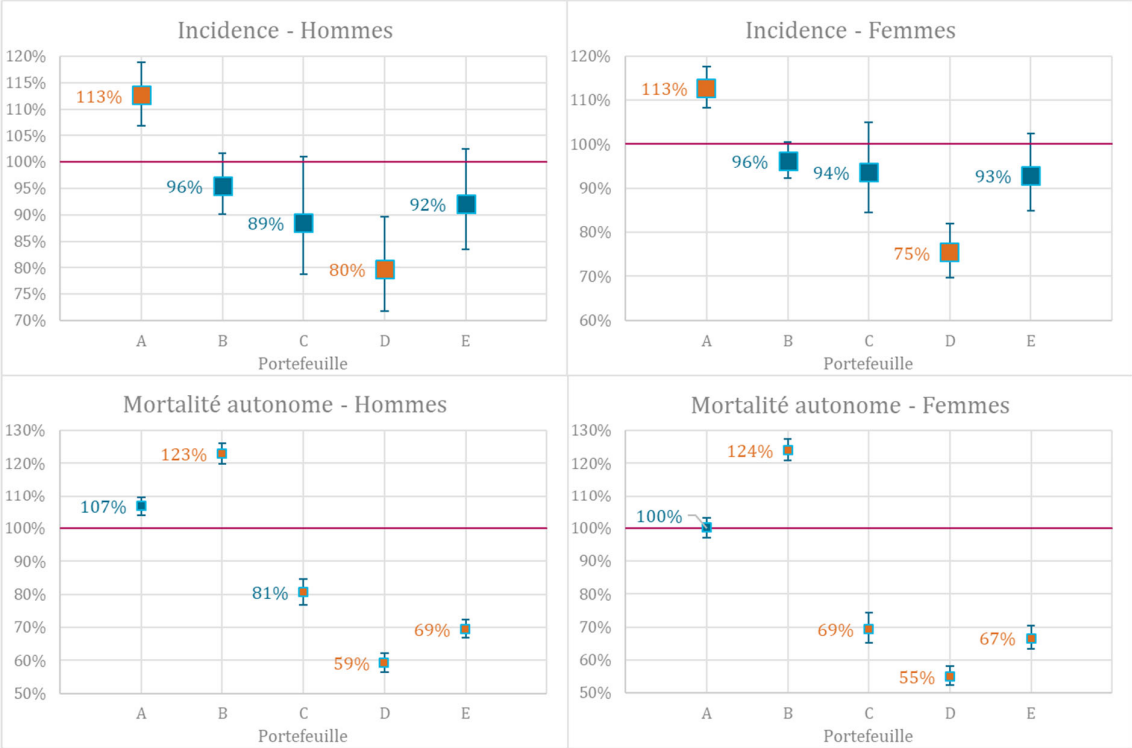


Figure 27 : A/E observés sur les cinq portefeuilles GIR12, incidence et mortalité autonome

Les portefeuilles A, B, C, D et E sont analysés sur les tranches d'âge 58-90 ans pour les hommes et 57-91 ans pour les femmes. Ils présentent de nombreuses disparités. Tout d'abord, le nombre d'observations disponibles est plus important pour les portefeuilles A et B, ce qui explique des longueurs d'intervalles de confiance réduits par rapport aux trois autres portefeuilles. En orange apparaissent les ratios pour lesquels une analyse est nécessaire, ceux-ci étant éloignés de 100%. Idéalement, il est souhaitable que l'intervalle de confiance inclue la valeur de 100%.

Les incidences du portefeuille A sont notablement plus élevées que celles observées sur l'ensemble du périmètre. Cela s'explique probablement parce que le portefeuille A est le seul

portefeuille assurant des personnes avec un risque aggravé de santé, en prévoyant l'ajout d'une prime additionnelle. Nous pouvons donc supposer que le portefeuille A inclut des assurés plus susceptibles d'entrer en dépendance qui n'auraient pas pu souscrire à un des autres contrats de cette agrégation. L'analyse individuelle du portefeuille A permet de conclure que les assurés pour lesquels la prime a été augmentée entrent plus en dépendance et meurent plus en état d'autonomie que les autres. Ainsi, les observations relatives aux assurés qui présentaient un risque aggravé à la souscription sont supprimés du périmètre d'observation.

Le portefeuille D, quant à lui, a une sinistralité significativement inférieure à celle des autres, que ce soit en matière d'incidence ou de mortalité autonome. Dans la base de données, la variable « *Data_Quality* » a été renseignée par la modalité « Léger ». La qualité des données a en effet semblé douteuse au moment du nettoyage des données. Il y a donc un risque que la sinistralité observée ne soit pas effectivement plus faible que celle des autres portefeuilles, mais soit en réalité faussée par un manque de renseignement des décès en état d'autonomie par exemple. Dans le doute, il est préférable de retirer définitivement ce portefeuille de l'analyse, y compris concernant la mortalité des dépendants.
Les assurés des portefeuilles C et E décèdent moins en état d'autonomie par rapport au niveau de sinistralité observé sur l'ensemble des cinq portefeuilles, alors que les assurés du portefeuille B décèdent plus. En revanche, les niveaux d'incidence de ces trois portefeuilles sont relativement proches de 100%.
Le même travail est ensuite effectué sans le portefeuille D et sans les assurés du portefeuille A qui ont souscrit avec un risque aggravé de santé. Le portefeuille A devient alors A*. Les tranches d'âge observées se réduisent légèrement et deviennent 59-90 ans pour les hommes et 58-91 ans pour les femmes.

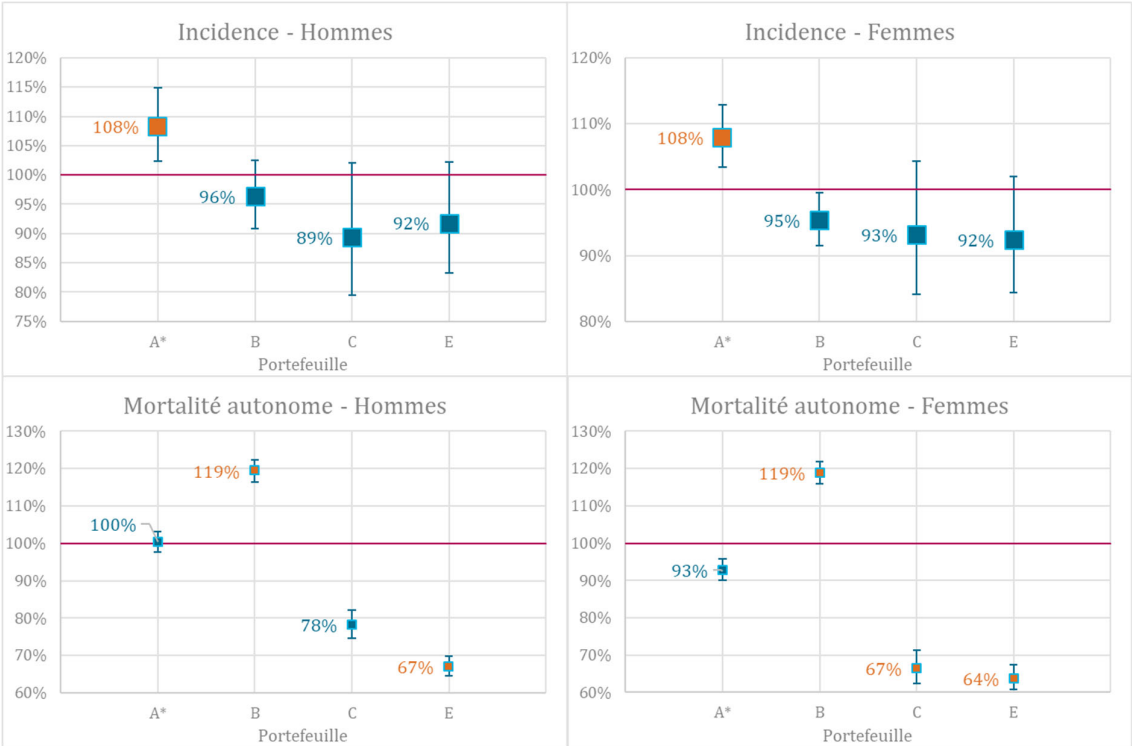


Figure 28 : A/E observés sur les quatre portefeuilles GIR12 retenus, incidence et mortalité autonome

Après avoir retiré le portefeuille D du périmètre GIR12, ainsi que les assurés du portefeuille A avec un risque aggravé de santé à la souscription, les conclusions suivantes peuvent être tirées :

- Les niveaux d'incidence en dépendance sont relativement homogènes entre les quatre portefeuilles A*, B, C et E. Malgré un ratio légèrement supérieur à 100% pour le portefeuille A*, d'après la qualité des données observées et la robustesse de l'expérience, il est souhaitable d'en conserver les observations. En effet, l'objectif est d'avoir un échantillonnage représentatif du niveau de dépendance GIR12, pour une population assurée générale. La population assurée par le portefeuille A* ne semble pas inassimilable aux autres, et d'autres assureurs pourraient avoir des conditions de sélection médicale similaires à ce dernier.
- Le décès en autonomie est moins fréquent sur les portefeuilles C et E que sur le portefeuille B.

Le nombre de sinistres observés sur ce périmètre est le suivant :

Nombres d'observations	Entrées en dépendance				Décès en état d'autonomie			
	H		F		H		F	
A*	1 253	44%	2 145	43%	5 027	33%	3 658	30%
B	1 017	36%	2 080	42%	7 260	48%	6 950	57%
C	222	8%	313	6%	1 277	8%	595	5%
E	340	12%	399	8%	1 701	11%	912	8%
Σ	2 832	100%	4 937	100%	15 265	100%	12 115	100%

Figure 29 : nombre de sinistres observés sur les quatre portefeuilles GIR12 retenus, incidence et mortalité autonome

Lors du traitement des données sur le portefeuille E, la cédante a été contactée car des décès en état d'autonomie semblaient manquants. Il s'est avéré que, compte tenu de l'ancienneté du portefeuille, le système de suivi des assurés dans les premières années du contrat n'était pas assez performant. Des décès étaient comptabilisés comme des chutes. Le portefeuille E ne sera donc pas considéré dans l'analyse de la mortalité autonome, des décès sont probablement manquants, ce qui explique les ratios A/E de 67% pour les hommes et 64% pour les femmes.

En supprimant le portefeuille E de l'analyse, les ratios A/E du portefeuille C pour la mortalité autonome restent faibles. Compte tenu du faible nombre d'observations sur le portefeuille C (8% des sinistres pour les hommes, 5% pour les femmes), ce dernier est finalement retiré de la base d'étude de la mortalité autonome. Il y a également un risque que les décès ne soient pas tous connus, bien que ce point n'ait pas été confirmé par la cédante, et la suppression de ce faible nombre d'observations ne pénalise pas la fiabilité des résultats qui seront obtenus.

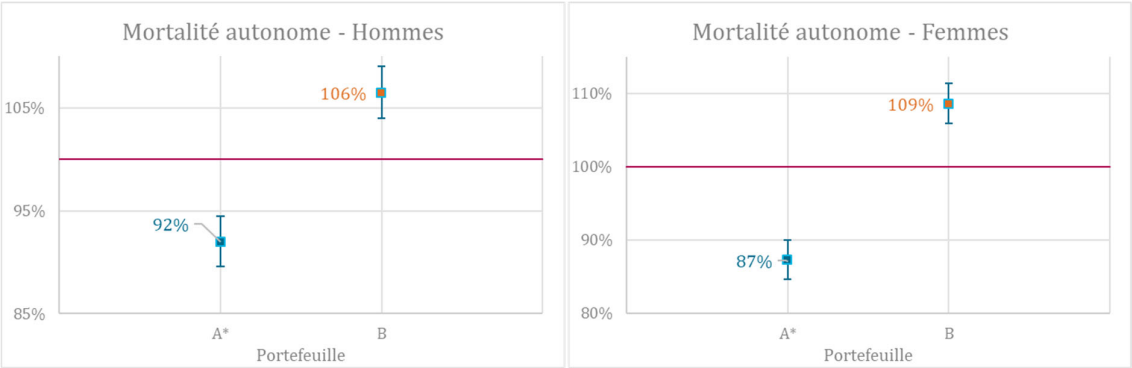


Figure 30 : A/E observés sur les deux portefeuilles GIR12 retenus pour la mortalité autonome

En supprimant ces deux portefeuilles, 81% des décès hommes et 87% des décès femmes sont conservés par rapport au regroupement des quatre portefeuilles précédents. Il est important de préciser ici que, pour les portefeuilles C et E, toutes les informations relatives aux entrées en dépendance sont connues. De nombreux échanges avec les cédantes le confirment. De plus, les décès en état d'autonomie manquants étant comptabilisés comme des résiliations, aucun biais n'est introduit sur les expositions.

Finalement, pour la mortalité autonome, seuls les portefeuilles A* et B sont retenus. En revanche, les niveaux d'incidence des portefeuilles C et E ne semblaient pas atypiques. C'est pourquoi les quatre portefeuilles A*, B, C et E seront conservés pour l'analyse des entrées en dépendance.

Mortalité des dépendants

Les ratios A/E suivants mettent en avant les différences de mortalité observées à partir de l'état de dépendance des quatre portefeuilles A, B, C et E, selon l'âge d'entrée en dépendance et la durée de cette dernière. L'ensemble des décès en état de dépendance est connu, la problématique rencontrée pour la mortalité en état d'autonomie des portefeuilles C et E n'est pas supposée persister lorsque l'analyse cible les assurés en dépendance. En effet, un décès en état de dépendance engendre un arrêt du versement des rentes par l'assureur, c'est pourquoi l'information est connue et renseignée.
A noter que les rentiers du portefeuille A qui avaient un risque aggravé à la souscription sont conservés dans le périmètre d'analyse. En effet, une analyse annexe a montré que, une fois en dépendance, le niveau de mortalité n'est pas différent pour un tel rentier par rapport à un autre qui aurait souscrit en bonne santé.

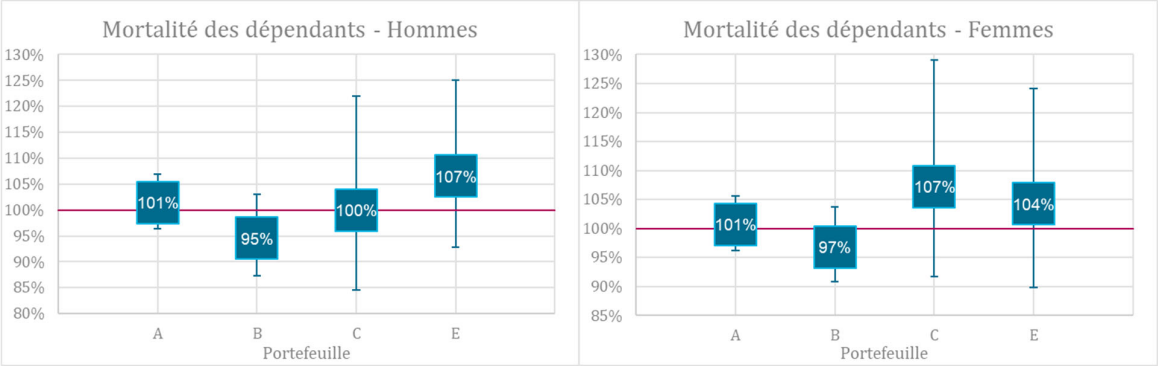


Figure 31 : A/E observés sur les quatre portefeuilles GIR12 retenus pour la mortalité des dépendants

L'analyse est effectuée sur la tranche d'âge 65-90 ans et les cinq premières années de dépendance. Les observations se répartissent de la manière suivante entre les quatre portefeuilles :

Nombres d'observations	Décès en dépendance			
	H		F	
A	1 467	64%	1 803	61%
B	538	23%	839	29%
C	117	5%	144	5%
E	186	8%	156	5%
Σ	2 308	100%	2 942	100%

Figure 32 : Nombre de sinistres observés sur les quatre portefeuilles GIR12 retenus, mortalité des dépendants

Le risque est homogène entre les quatre portefeuilles sélectionnés pour la réalisation des lois de décès en dépendance, ils sont donc tous conservés dans le périmètre d'étude.

3.3.3. GIR123

Quatre portefeuilles relatifs à des contrats individuels assurent le niveau de dépendance GIR123 dans la base de données de l'étude. La sélection du périmètre de données qui sera observé pour la réalisation des lois sur le niveau de dépendance GIR123 est réalisée en suivant la même démarche que celle appliquée pour le GIR12.

Incidence et mortalité autonome

Les portefeuilles F, G, H, I ont été analysés sur les tranches d'âge 58-90 ans pour les hommes et 57-89 ans pour les femmes. Pour l'entrée en dépendance, comme pour la mortalité autonome, les niveaux de sinistralité observés sont foncièrement différents entre les quatre portefeuilles (Annexe 2). Compte tenu d'une sinistralité considérablement moindre par rapport aux autres, qui pourrait être expliquée par une qualité des données faible, le portefeuille I est retiré de l'analyse du niveau de risque GIR123, y compris pour la mortalité des dépendants. De plus, le portefeuille H a un niveau d'incidence bien plus élevé que les trois autres, allant jusqu'à 122% pour les femmes. Le produit H prévoit d'assurer des personnes avec un risque aggravé de santé à la souscription en augmentant le montant de prime socle. F et G ne permettant pas la souscription aux personnes souffrant de pathologies susceptibles de mener à une perte d'autonomie rapide, les assurés de H avec une prime additionnelle sont supprimés et le nouveau périmètre est noté H*. En réduisant le nombre de données par la sélection des trois portefeuilles F, G et H*, les tranches d'âge observées raccourcissent légèrement et deviennent 58-87 ans pour les hommes et 59-88 ans pour les femmes.

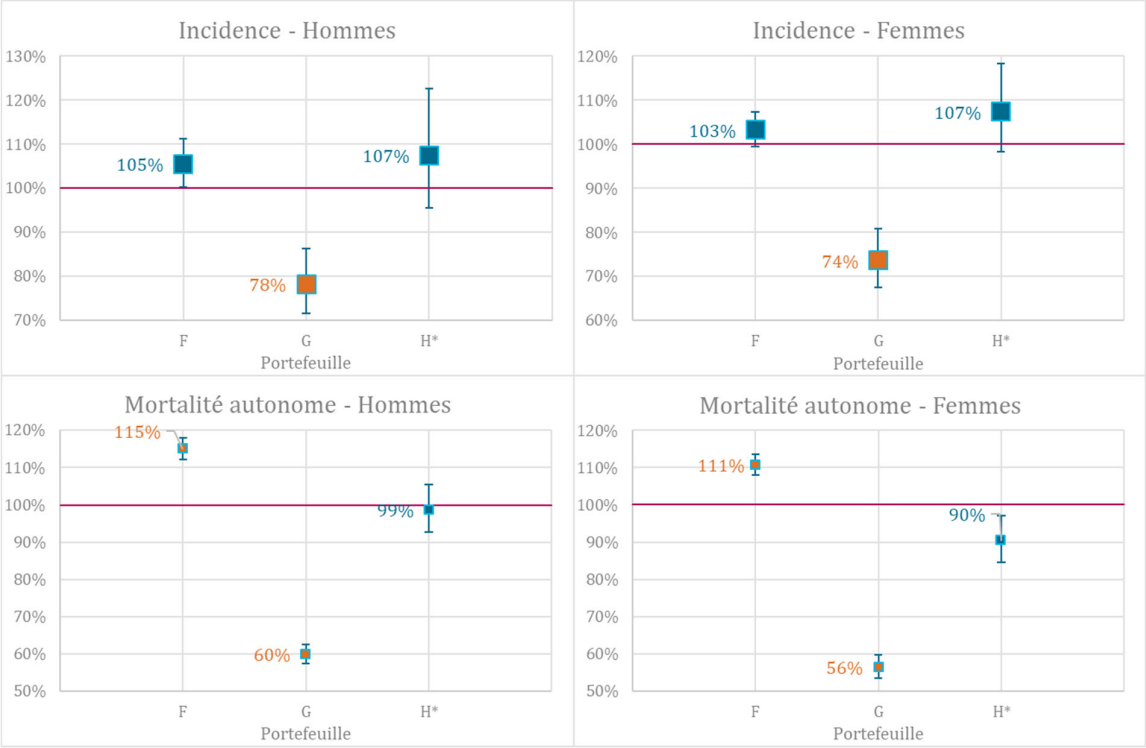


Figure 33 : A/E observés sur les trois portefeuilles GIR123 retenus, incidence et mortalité autonome

En se concentrant sur les trois portefeuilles F, G et H*, les données observées deviennent plus homogènes que sur l'ensemble du périmètre GIR123, mais les A/E du portefeuille G sont faibles sur les deux risques étudiés. Lors du traitement des données sur le portefeuille G, de la même manière que pour le portefeuille E en GIR12, des décès en état d'autonomie semblaient manquants. La cédante a confirmé que le système de gestion ne permettait pas de disposer de l'ensemble des informations nécessaires à l'étude de la mortalité autonome. En revanche, les décès non connus étaient considérés comme des résiliations, nous pouvons donc être rassurés sur l'exhaustivité des expositions. Aucune problématique n'a été détectée sur les entrées en dépendance pour G, c'est-à-dire qu'aucune caractéristique propre au portefeuille G n'explique un niveau d'incidence en dépendance moindre. Ceci pourrait être expliqué par une acceptation des sinistres plus stricte ou par une population assurée en meilleure santé. Il n'y a pas de raison apparente à la suppression de ce portefeuille : on souhaite ici observer le niveau d'incidence en GIR123 sur l'ensemble de la population assurée, et celui reflété par le portefeuille G pourrait se retrouver par ailleurs sur d'autres produits existants sur le marché. Le portefeuille G représente 16% des entrées en dépendance pour les hommes et 9% pour les femmes.

Nombres d'observations	Entrées en dépendance				Décès en état d'autonomie			
	H		F		H		F	
F	1 470	71%	2 885	78%	7 181	76%	6 678	82%
G	340	16%	346	9%	1 382	15%	732	9%
H*	268	13%	479	13%	896	9%	743	9%
Σ	2 078	100%	3 710	100%	9 459	100%	8 153	100%

Figure 34 : Nombre de sinistres observés sur les trois portefeuilles GIR123 retenus, incidence et mortalité autonome

Si les entrées en dépendance du portefeuille G sont conservées pour les lois d'incidence, seuls F et H* seront analysés pour la mortalité autonome :

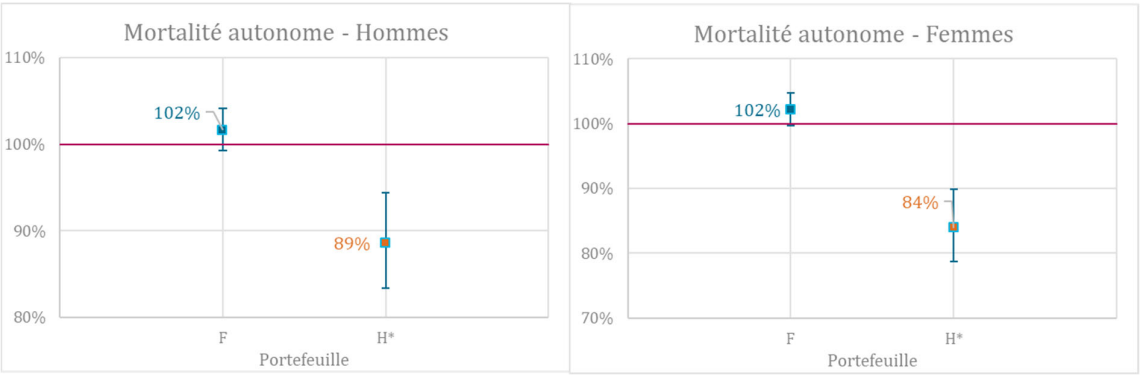


Figure 35 : A/E observés sur les deux portefeuilles GIR123 retenus pour la mortalité autonome

85% des décès en état d'autonomie sont conservés pour les hommes, et 91% pour les femmes. Bien que les niveaux de mortalité du portefeuille H* soient plus faibles, les données correspondantes sont fiables et il est nécessaire de les conserver en observation.

Mortalité des dépendants

Les différents niveaux de mortalité en dépendance sont observés sur les portefeuilles F, G et H* qui ont été sélectionnés au préalable pour représenter le risque d'entrer en dépendance selon la définition GIR123. De la même façon que pour le GIR12 avec les portefeuilles C et E, aucun décès en dépendance ne peut manquer aux données de G, contrairement aux décès comptabilisés en état

d'autonomie. De plus, similairement au portefeuille A en GIR12, les assurés du portefeuille H ayant un risque aggravé à la souscription sont réintroduits dans les observations, le niveau de mortalité en dépendance n'étant pas différent pour un tel rentier par rapport à un autre qui aurait souscrit en bonne santé.
Le test statistique est ici réalisé selon l'âge atteint au moment du décès et le sexe, sur la tranche d'âge 65-90 ans. Compte tenu du faible nombre d'observations sur le portefeuille G (moins de 100 décès au total pour les femmes), la maille « âge d'entrée en dépendance x ancienneté en dépendance » aurait été trop fine pour l'analyse.

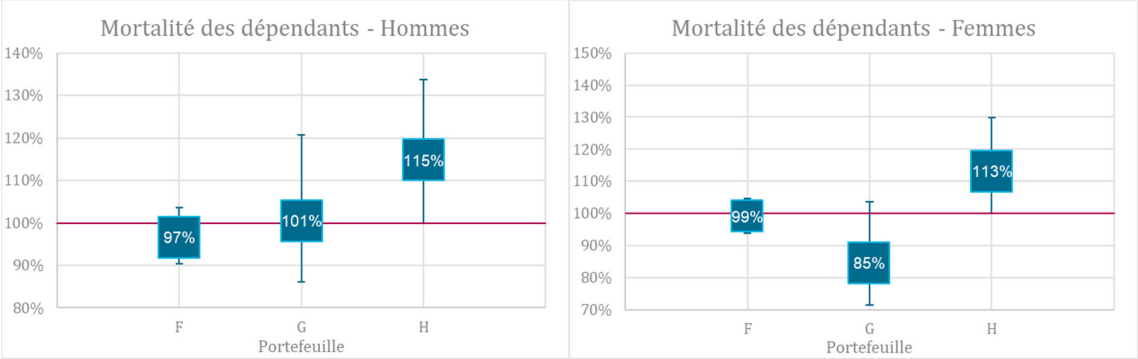


Figure 36 : A/E observés sur les trois portefeuilles GIR123 retenus pour la mortalité des dépendants

Les observations se répartissent de la manière suivante entre les trois portefeuilles :

Nombres d'observations	Décès en dépendance			
	H		F	
F	814	85%	1 270	93%
G	139	15%	95	7%
H	219	23%	258	19%
Σ	953	100%	1 365	100%

Figure 37 : Nombre de sinistres observés sur les trois portefeuilles GIR123 retenus, mortalité des dépendants

Les observations GIR123 sont principalement représentées par le portefeuille F, pour qui la part des sinistres s'élève à 85% pour les hommes et 93% pour les femmes. Malgré un niveau de mortalité plus élevé pour le portefeuille H, et plus faible chez les femmes pour G, les tests statistiques valident l'utilisation des trois portefeuilles sélectionnés pour la réalisation des lois de décès en dépendance.

3.3.4. GIR1234

Pour le niveau GIR1234, trois portefeuilles sont identifiés dans l'agrégation des données présentée en deuxième partie de cette étude. La démarche est identique à celle suivie pour le GIR12 et GIR123.

Incidence et mortalité autonome

Les portefeuilles J, K et L ont été analysés sur les tranches d'âge 57-89 ans pour les hommes et 55-89 ans pour les femmes. Il n'est pas surprenant d'avoir une disparité de sinistralité entre ces trois portefeuilles en GIR1234, compte tenu du niveau de dépendance encore partiel qui est susceptible de se déclencher dès l'apparition de premières pathologies. De plus, celui-ci laisse place à plus de subjectivité du médecin au moment de l'évaluation du patient à l'aide de la grille AGGIR. A titre

d'exemple, avoir besoin d'une aide partielle pour s'habiller et se laver le bas du corps implique d'ores et déjà un niveau de dépendance GIR4 de la personne. Ainsi, d'un assureur à l'autre, le niveau de sinistralité peut être directement influé par la politique d'acceptation d'une part, et par les différences de perception de l'état d'un même patient entre différents médecins d'autre part.

Sur le portefeuille L, une très forte incidence est constatée, notamment pour les femmes (A/E de 173%). En parallèle, le niveau de mortalité en état d'autonomie est plus faible pour ce portefeuille que pour les deux autres, avec des A/E de 72% pour les hommes et 54% pour les femmes. Une dérive de la sinistralité a été constatée ces dernières années sur la base L, bien que le nombre de sinistres soit encore relativement faible pour les deux sexes. Il est difficile de savoir si cette observation est conjoncturelle, c'est-à-dire si elle est due à une gestion différente chez l'assureur concerné, ou si la sinistralité est réellement supérieure sur ce portefeuille. Dans le deuxième cas, il est également difficile d'obtenir une explication sur l'origine de cette sinistralité plus importante. Ce portefeuille est donc supprimé de l'étude, y compris pour la mortalité des dépendants (voir paragraphe suivant et Annexe 2).

Un niveau d'entrée en dépendance plus fort est observé sur J par rapport à K. J, contrairement à K, prévoit une prime additionnelle pour les personnes ayant souscrit avec un risque aggravé. Ces derniers sont retirés de la base et J devient J*. La comparaison des portefeuilles J, K et L est présentée en Annexe 2.

Finalement, ce sont les portefeuilles J* et K qui illustreront le niveau de dépendance GIR1234, bien que leurs niveaux de risque diffèrent comme expliqué en début de paragraphe. Les garder tous les deux nous permettent d'élargir le panel d'observation afin d'obtenir une vision moyenne, susceptible d'être retrouvée sur d'autres portefeuilles. Notons également qu'une incidence plus élevée correspond à des entrées en dépendance à des âges plus jeunes, ce qui explique une mortalité en état d'autonomie plus faible parallèlement. Les A/E calculés sur les tranches d'âge 57-88 ans pour les hommes et 55-89 ans pour les femmes sont les suivants :

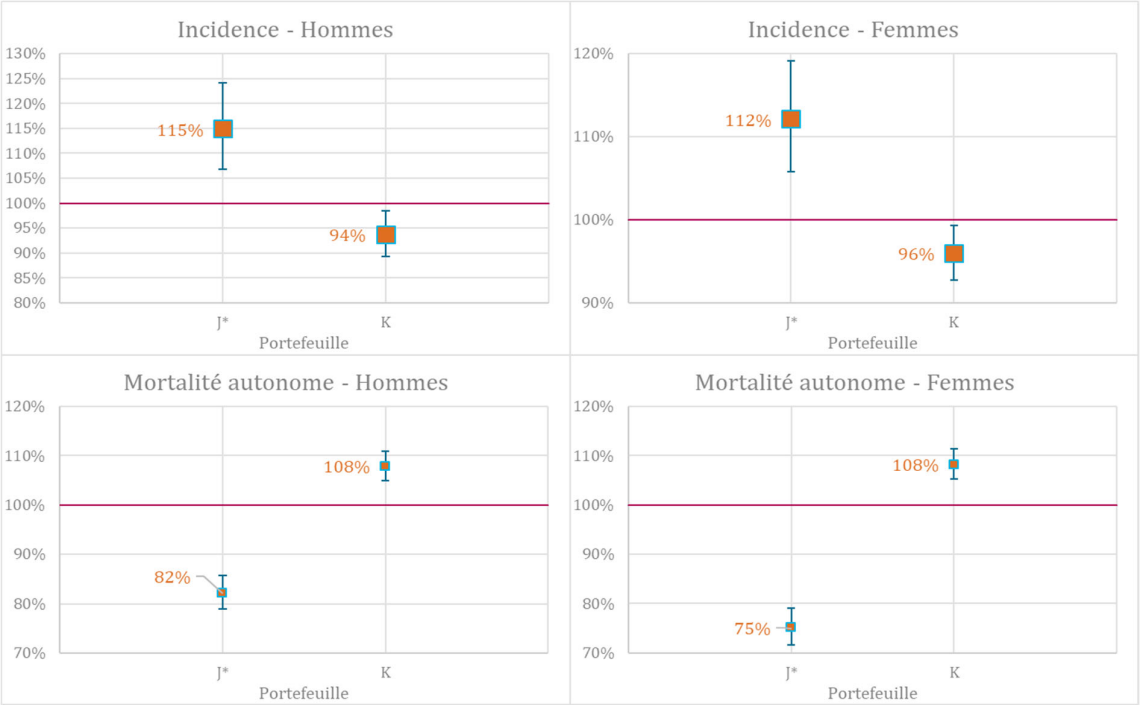


Figure 38 : A/E observés sur les deux portefeuilles GIR1234 retenus, incidence et mortalité autonome

Nombres d'observations	Entrées en dépendance				Décès en état d'autonomie			
	H		F		H		F	
J*	781	34%	1 217	28%	1 854	25%	1 190	19%
K	1 487	66%	3 082	72%	5 537	75%	5 204	81%
Σ	2 268	100%	4 299	100%	7 391	100%	6 394	100%

Figure 39 : Nombre de sinistres observés sur les deux portefeuilles GIR1234 retenus, incidence et mortalité autonome

Mortalité des dépendants

Les niveaux de mortalité en dépendance sont comparés sur les portefeuilles J et K, retenus pour analyser les transitions à partir de l'état d'autonomie pour le GIR1234, en fonction du sexe, de l'âge d'entrée en dépendance et de sa durée. Ceux-ci sont homogènes et les tests statistiques valident l'utilisation de ces deux bases pour la réalisation des lois de décès en dépendance.

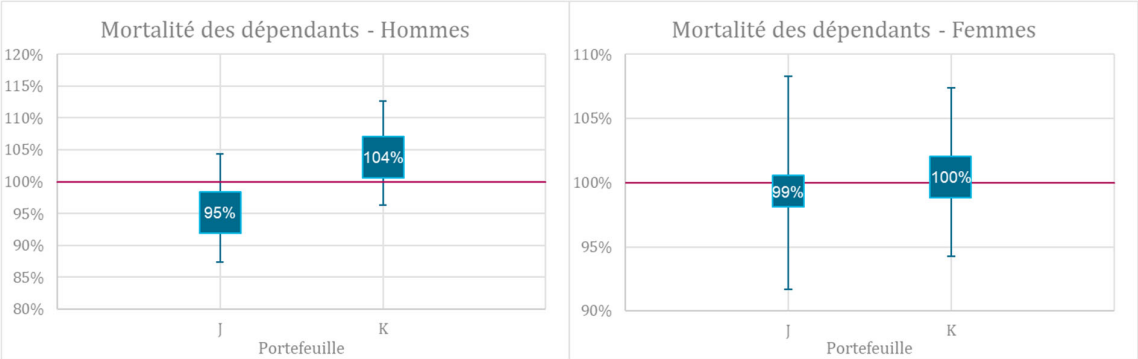


Figure 40 : A/E observés sur les deux portefeuilles GIR1234 retenus pour la mortalité des dépendants

L'analyse est effectuée sur la tranche d'âge 65-90 ans et les cinq premières années de dépendance. Les observations se répartissent de la manière suivante entre les deux portefeuilles :

Nombres d'observations	Décès en dépendance			
	H		F	
J	471	42%	556	38%
K	648	58%	910	62%
Σ	1 119	100%	1 466	100%

Figure 41 : Nombre de sinistres observés sur les deux portefeuilles GIR1234 retenus, mortalité des dépendants

A noter que, de la même façon que pour le GIR12 et le GIR123, les assurés ayant un risque aggravé de santé à la souscription sont réintroduits dans les observations pour l'analyse de la mortalité en dépendance. D'autre part, les assurés décédés en dépendance du portefeuille L ont eu des espérances de vie plus longues. Bien que le nombre d'observations soit très faible (31 décès chez les hommes, et 54 chez les femmes), il se pourrait que l'assureur concerné soit moins restrictif lors de la sélection des sinistres, ce qui expliquerait un niveau d'incidence supérieur et des durées de dépendance plus longues (Annexe 2).

3.4. Mortalité des dépendants

Les lois de mortalité des dépendants sont réalisées par sexe et sont à deux dimensions, l'âge d'entrée en dépendance x et la durée passée en dépendance t en années. La probabilité de décès évolue fortement au cours de la première année de dépendance, les premiers mois étant marqués

par des décès liés à des maladies dont l'évolution est rapide, comme le cancer. C'est pourquoi une loi de mortalité mensuelle en première année de dépendance est également calibrée. Cette dernière est indispensable pour les besoins de calculs de tarifs et provisions des produits ayant une franchise strictement supérieure à 0 mois.

âge(x) / durée(t)		Ancienneté mensuelle en dépendance (Année 1)			Ancienneté annuelle en dépendance				
		0	…	11	0	1	…	79	80
Age d'entrée en dépendance	40	$q^{im}_{40,0}$	…	$q^{im}_{40,11}$	$q^{i}_{40,0}$	$q^{i}_{40,1}$	…	$q^{i}_{40,79}$	$q^{i}_{40,80}$
	41	$q^{im}_{41,0}$	…	$q^{im}_{41,11}$	$q^{i}_{41,0}$	$q^{i}_{41,1}$	…	$q^{i}_{41,79}$	1
	⋮	…	$\mathbf{q^{im}_{x,m}}$	…	…	…	$\mathbf{q^{i}_{x,t}}$	1	1
	119	$q^{im}_{119,0}$	…	$q^{im}_{119,11}$	$q^{i}_{119,0}$	1	1	1	1

Figure 42 : Lois de mortalité en deux dimensions

A noter que les probabilités mensuelles et annuelles de premières années sont reliées entre elles par la formule suivante : $q^{i}_{x,0} = 1 - \left(1 - q^{im}_{x,m=0}\right) \times \left(1 - q^{im}_{x,m=1}\right) \times \ldots \times \left(1 - q^{im}_{x,m=11}\right)$.

Un jeu de lois est réalisé par niveau de dépendance.

3.4.1. **Modèle de mélange**

Le modèle mis en œuvre pour la calibration de la mortalité des dépendants a été introduit en 2016 par Guillaume Biessy dans le cadre de sa thèse de doctorat en mathématiques « *Modélisation semi-markovienne de la perte d'autonomie chez les personnes âgées : application à l'assurance dépendance* ».

Ce modèle suppose que la population des dépendants est constituée de deux groupes de niveaux de mortalité différents. Il vient refléter un phénomène constaté sur les populations de personnes en perte d'autonomie : en fonction de la pathologie à l'origine de la dépendance, l'espérance de vie en état peut être plus ou moins longue. Par exemple, les maladies neurodégénératives, comme Alzheimer ou Parkinson, ont des évolutions progressives et lentes, entrainant des complications sur de longues périodes et donc des espérances de vie en état de dépendance relativement longues. D'autres dépendants, atteints quant à eux par des maladies dont l'évolution peut être foudroyante comme des cancers, auront une espérance de vie plutôt courte, souvent inférieure à un an. Pour ce faire, le modèle est paramétrique et additif de mélange de deux lois.

Soient deux états de dépendance distincts I_1 et I_2 tels que :

- Les intensités de transition de l'état d'autonomie vers ces deux états de dépendance soient respectivement λ_1 et λ_2,
- Le retour vers l'autonomie à partir de ces deux états est impossible,
- Le passage entre ces deux états de dépendance est impossible.

L'intensité de décès des dépendants est supposée suivre un mélange de lois relatives aux groupes I_1 et I_2. Pour un âge x d'entrée en dépendance et une ancienneté t en dépendance, les intensités de mortalité de chaque groupe I_k s'écrivent de la manière suivante :

$$\mu^{i}_{k}(x,t) = \mu_0(x,t) + \Delta_k(x)$$

Avec :

- $k \in \{1,2\}$,
- $\mu_0(x,t)$ correspondant à l'intensité commune de mortalité aux deux groupes I_1 et I_2,
- $\Delta_k(x)$ correspondant à la surmortalité associée au groupe k par rapport à $\mu_0(x,t)$.

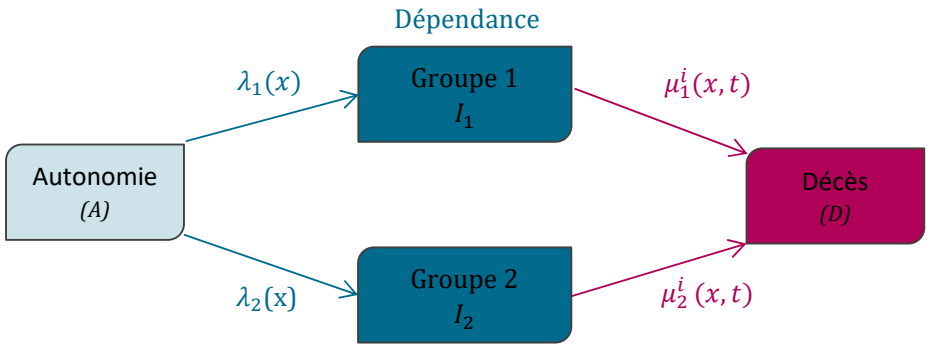


Figure 43 : Modèle additif de mélange de deux lois

De plus, notons $\theta_k(x)$ le poids initial du groupe k parmi les nouveaux dépendants :

$$\theta_k(x) = \frac{\lambda_k(x)}{\lambda(x)} \; avec \begin{cases} k \in \{1,2\} \\ \lambda(x) = \lambda_1(x) + \lambda_2(x) \end{cases}$$

La mortalité des dépendants issue du mélange est alors la suivante (cf. Biessy 2016 pour plus d'informations) :

$$\mu_{x,t}^i = \mu_i(x,t) = \mu_0(x,t) + \Delta_1(x) + \underbrace{\frac{\theta_2(x)\,[\Delta_2(x) - \Delta_1(x)]}{\theta_2(x) + [1-\theta_2(x)]\,exp\{[\Delta_2(x) - \Delta_1(x)]\,t\}}}_{\omega_2(t)} \qquad (1)$$

Le groupe 1 est le groupe relatif aux espérances de vie en dépendance les plus courtes. On constate que, lorsque l'ancienneté en dépendance t est élevée, seule la surmortalité du groupe 2 $\Delta_2(x)$ influe sur l'intensité $\mu_i(x,t)$:

$$\lim_{t\to\infty} \omega_2(t) = 0$$

Les termes définis précédemment (1) sont estimés à l'aide de paramètres :

- $\Delta_1(x)$ et $\Delta_2(x)$, correspondant à la surmortalité des groupes 1 et 2 respectivement, sont constants : $\Delta_1(x) = C_1$ et $\Delta_2(x) = C_2$
- $\mu_0(x,t)$, l'intensité de mortalité commune des deux groupes, suit une loi de Gompertz à 2 dimensions : $\mu_0(x,t) = e^{A+B\,(x+t)}$
- $\theta_2(x)$, le poids initial du groupe 2 parmi les nouveaux dépendants, suit une loi logistique avec quatre paramètres : $\Theta_2(x) = P_3 \times P_4 + P_4(1-P_3)\frac{P_1 e^{P_2 x}}{1+P_1 e^{P_2 x}}$

Grâce au modèle décrit précédemment, les intensités de mortalité sont obtenues pour les hommes et les femmes, mensuellement la première année de dépendance, puis annuellement. A partir de ces intensités, les probabilités de décès sont déduites par application des formules décrites en partie 3.2.2. :

- Probabilités mensuelles de première année : $q_{x,m}^{im} = q^{im}(x,m) = 1 - e^{-\frac{1}{12}\times\mu_{x,m}^{im}}$
- Probabilités annuelles : $q_{x,t}^i = q^i(x,t) = 1 - e^{-\mu_{x,t}^i}$

3.4.2. Calibration des lois de décès en dépendance

Données

Compte tenu des pathologies à évolution rapide responsables de pertes d'autonomie, telles que les cancers, un nombre considérable de dépendants décèdent dans les premiers mois suivants leurs dates d'entrée en dépendance : il est nécessaire de modéliser une loi de mortalité mensuelle pour la première année en état. Les modèles retenus pour les hommes, et pour les femmes, permettent la construction des lois annuelles, mais également de ces lois mensuelles, sous les mêmes paramètres.

Pour ce faire, les décès et expositions sont observés mensuellement la première année. Cependant, il peut arriver que les informations nécessaires soient manquantes les premiers mois de dépendance si le produit considéré prévoit une période de franchise. Pour ces portefeuilles, seuls les dépendants ayant reçu une première rente lors du premier mois après franchise sont comptabilisés. L'ajustement paramétrique du modèle permet d'extrapoler « à gauche », c'est-à-dire sur les premiers mois de dépendance relatifs à la période de franchise.

Pour rappel (voir section « 3.2.5. Gestion des franchises »), il est nécessaire de considérer les disparités de franchises observées en fonction des portefeuilles :

- Niveaux GIR12 et GIR1234 : les portefeuilles agrégés peuvent soit prévoir une franchise de trois mois, soit ne pas prévoir de franchise,
- Pour le GIR123, tous les portefeuilles étudiés prévoient une franchise de trois mois.

Les observations rendues disponibles les trois premiers mois de dépendance par les portefeuilles sans franchise ayant permis la construction des lois GIR12 et GIR1234 sont exploitées par les modèles retenus. Pour le GIR123, seules les observations de la mortalité à partir du quatrième mois sont disponibles. En revanche, les lois finales contiennent les probabilités de décès des 3 premiers mois grâce à la modélisation de l'outil utilisé.

En partie « 3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence », les portefeuilles retenus pour la calibration des lois de décès en dépendance sont les suivants :

- GIR12 : A, B, C et E,
- GIR123 : F, G et H,
- GIR1234 : J et K.

Les nombres de rentiers[18] analysés sont présentés dans le tableau suivant (sur l'ensemble des âges et anciennetés en dépendance) :

Nombre de rentiers		GIR12			GIR123			GIR1234		
		H	F	Total	H	F	Total	H	F	Total
Total		**5045**	**8051**	**13096**	**2244**	**3992**	**6236**	**2927**	**5303**	**8230**
Dépendants	En vie	1795	3901	**5696**	1018	2301	**3319**	1372	3197	**4569**
	Décédés	3250	4150	**7400**	1226	1691	**2917**	1555	2106	**3661**

Figure 44 : Nombre de rentiers observés pour la réalisation des lois de décès en dépendance

Les distributions des décès en état de dépendance selon l'âge atteint ainsi que la durée de la dépendance sont présentées dans les graphiques suivants :

Figure 45 : Distribution des décès en état de dépendance selon l'âge atteint et la durée en dépendance

Les distributions des durées passées en dépendance sont les suivantes :

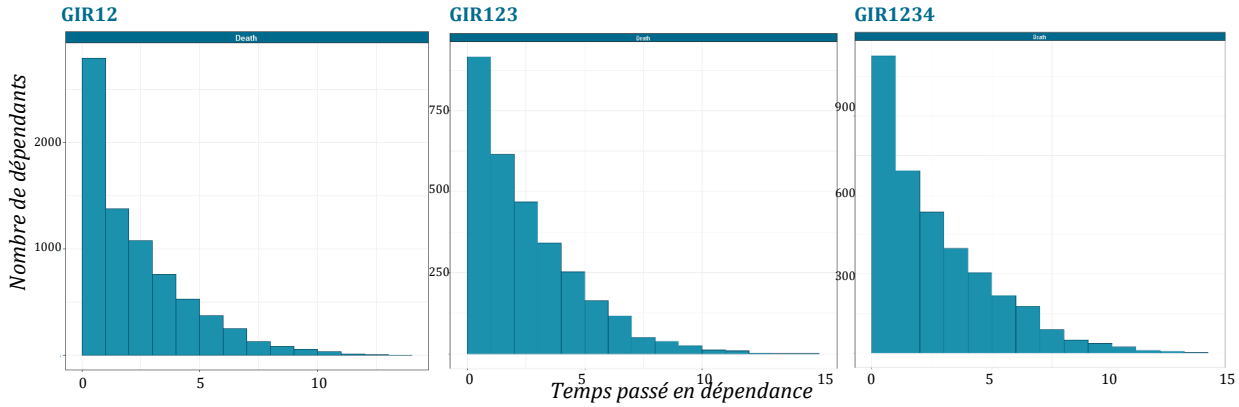


Figure 46 : Distribution des durées passées en dépendance

[18] Ici est analysé l'ensemble des observations : tous les âges d'entrée en dépendance, et toutes les durées passées en dépendance, ainsi que les trois premiers mois de dépendance des produits sans franchise ou pour lesquels les données sont exhaustives sur cette période. Ceci explique les différences par rapport aux chiffres communiqués en partie « 3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence », issus de la tranche d'âge 65-90 ans et des cinq premières années de dépendance, sans prise en compte des trois premiers mois de dépendance.

Un nombre d'observations plus conséquent est disponible en GIR12, par rapport aux deux niveaux de dépendance partielle. Peu importe le niveau de dépendance, le nombre de décès observé décroit en fonction de la durée passée en dépendance. De plus, un décrochage notable entre le nombre de décès la première année et celui de la seconde année est constaté, et cela majoritairement pour le GIR12. Enfin, la forme triangulaire des graphiques présentés en figure 45 indique que plus on avance en âge et en ancienneté, moins il y a d'information disponible. Deux conclusions peuvent alors être tirées :

- Les espérances de vie en dépendance partielle sont plus longues qu'en dépendance totale. Ceci semble naturel compte tenu des états de santé plus aggravés en GIR12 qu'en GIR123 ou GIR1234.
- Plus l'ancienneté en dépendance sera élevée et plus les âges étudiés seront jeunes ou élevés, plus il faudra prendre d'hypothèses relatives à la mortalité des dépendants.

Modélisation des lois

Les lois sont obtenues pour les trois niveaux de dépendance GIR12, GIR123 et GIR1234 grâce au modèle de mélange présenté dans la partie précédente avec les paramètres suivants :

Paramètres du modèle de mélange		GIR12		GIR123		GIR1234	
		H	F	H	F	H	F
$\mu_0(x,t)$	A	-2,68	-7,81	-2,75	-8,09	-2,55	-8,3
	B	6,6	23,71	7,24	25	5,11	25
Δ_1		1,341	1,65	0,916	0,915	1,286	1,558
Δ_2		-3,232	-2	-10	-10	-7,843	-2,370
$\theta(x)$	P_1	0,894	0,969	0,997	0,992	0,946	0,996
	P_2	0,718	3,25E-08	0,652	0,585	0,779	0,568
	P_3	-5,781	0,167	-6,334	-2,662	-5,414	-1,315
	P_4	50	20	50	38,405	50	26,933

Figure 47 : Paramètres du modèle de mélange

Les graphiques ci-dessous représentent le poids du groupe 1, relatif aux espérances de vie en dépendance les plus courtes, par âge d'entrée en dépendance et par sexe pour les différents modèles utilisés :

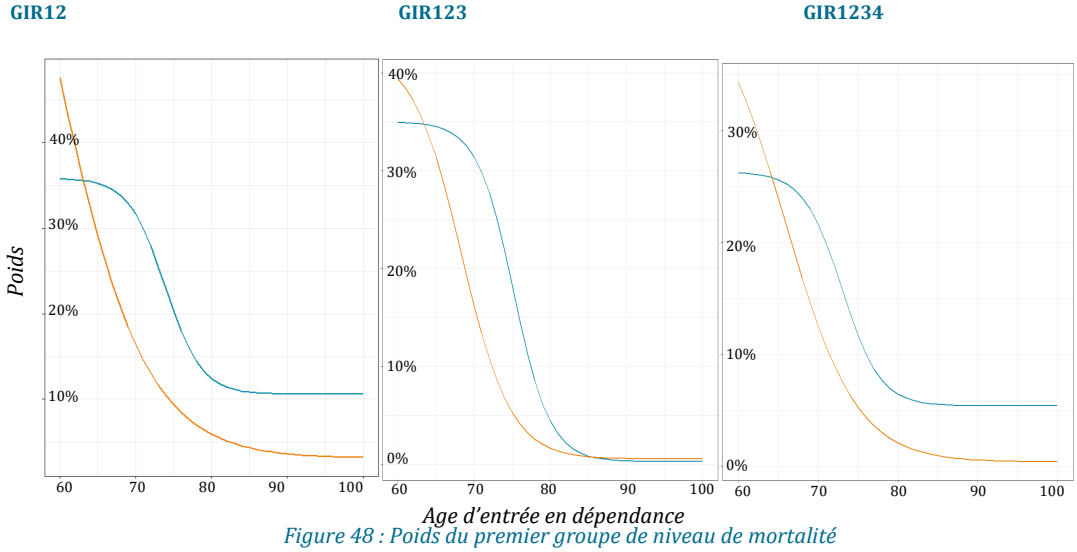


Figure 48 : Poids du premier groupe de niveau de mortalité

La proportion d'assurés avec une longévité en dépendance plus faible diminue dans la population des dépendants à mesure que l'âge à l'entrée est plus élevé. Ainsi, plus l'âge d'entrée en dépendance est élevé et plus la probabilité que la cause d'entrée en dépendance soit liée à une pathologie avec une espérance de vie courte type cancer est faible. Les graphiques représentant les coefficients de surmortalité par groupe $\Delta_1(x)$ et $\Delta_2(x)$ selon l'âge sont présentés en Annexe 3.

Les intensités de décès obtenues avec le modèle sur les données GIR12 sont présentées dans les graphiques ci-dessous :

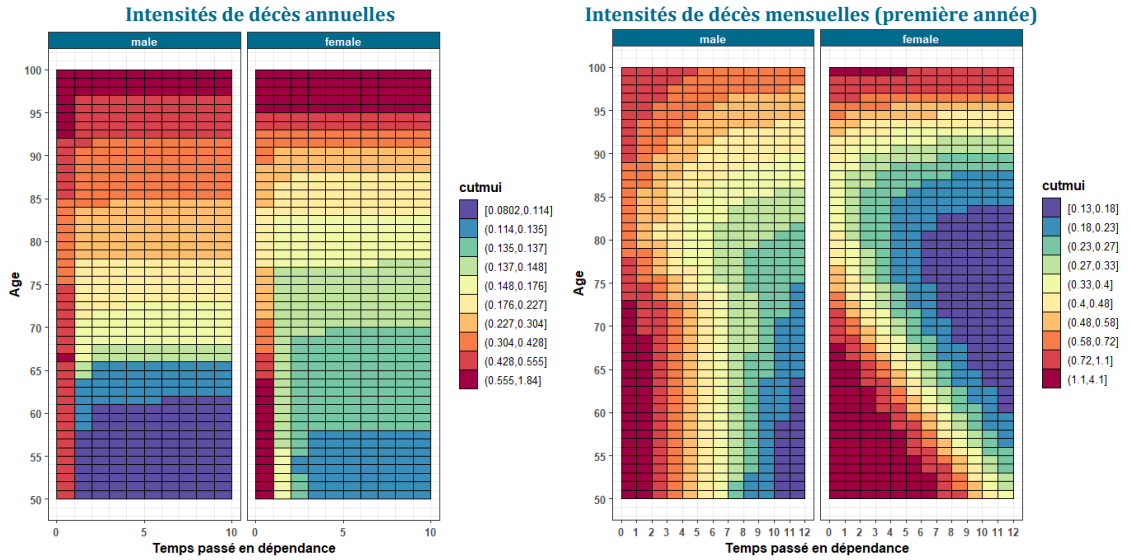


Figure 49 : Loi d'intensités de décès en dépendance GIR12 obtenues avec le modèle de mélange

La mortalité observée lors de la première année de dépendance est élevée. Puis les intensités évoluent avec l'âge à l'entrée en dépendance. La première année, les intensités sont plus élevées pour les plus jeunes rentiers compte tenu des pathologies responsables de la perte d'autonomie aux âges jeunes, tels que les cancers. Les observations sont similaires, malgré des intensités naturellement plus faibles, pour les niveaux GIR123 et GIR1234. Les intensités obtenues pour ces deux niveaux sont présentées en Annexe 3.

Backtesting intermédiaire

Enfin, un *backtesting*[19] a été réalisé sur les lois de mortalité des dépendants calibrées dans ce chapitre, afin d'en valider les résultats sur les âges et anciennetés en dépendance pour lesquels suffisamment d'observations étaient disponibles. Une fois ces lois validées, elles peuvent être finalisées par un retraitement des résultats aux âges où moins de données étaient disponibles, à l'aide d'une méthode d'extrapolation présentée en « 3.6. Finalisation des lois ».
Le *backtesting* est réalisé à partir de ratios A/E, où l'« *Actual* » représente le nombre de décès observé et l'« *Expected* » le nombre de décès estimé à partir des lois modélisées. Ces ratios sont calculés selon la même méthode que celle présentée en partie « 3.3.1. Objectif et Méthode », pour la tranche d'âge à l'entrée en dépendance 65-90 ans, et les cinq premières années de dépendance. Les A/E sont analysés par tranche de cinq ans et par année d'ancienneté.

[19] Le Backtesting est un test rétro-actif de validité permettant de vérifier la bonne concordance des lois modélisées avec les données réelles étudiées.

Au total sur l'ensemble du périmètre observé, la synthèse des A/E est la suivante :

Backtesting (A/E)	GIR12	GIR123	GIR1234
Homme	101,7%	103,5%	101,7%
Femme	100,8%	98,5%	99,1%

Figure 50 : Backtesting des lois de décès en état de dépendance

Les rapports A/E sont jugés cohérents sur la globalité de la loi obtenue, pour les âges et anciennetés en dépendance sur lesquels le plus d'information est disponible. Sur une loi en deux dimensions, il est difficile d'obtenir des ratios A/E à 100% sur chaque tranche d'âge et chaque ancienneté. Pour chaque niveau de dépendance, la loi modélisée estime les taux de décès de manière juste sur une vision « d'ensemble » et reste suffisamment précise à la maille $ancienneté\ en\ dépendance\ \times tranche\ d'âge\ de\ 5\ ans$. Ces lois sont donc validées pour la suite de l'étude.

3.5. Incidence et mortalité autonome

Compte tenu du caractère concurrent des risques d'incidence et de décès en état d'autonomie présenté en partie « 3.2.3. Modèle à risques concurrents », il est nécessaire d'étudier ces deux risques parallèlement. Pour rappel, comme expliqué en partie « 3.2.4. Extraction de populations homogènes », les périodes d'observation des différents portefeuilles étudiées sont homogènes et similaires pour les deux risques étudiés simultanément.

Les lois d'incidence et de mortalité des autonomes sont réalisées par sexe et sont sous une dimension, l'âge d'entrée en dépendance et l'âge atteint au moment du décès respectivement (x).

Mortalité autonome		
Age atteint	40	q^a_{40}
	41	q^a_{41}
	⋮	…
	119	q^a_{119}

Incidence		
Age entrée en dépendance	40	i_{40}
	41	i_{41}
	⋮	…
	119	i_{119}

Figure 51 : Lois d'incidence et de décès en état d'autonomie en une dimension

Un jeu de lois est réalisé par niveau de dépendance.

3.5.1. Définition des tranches d'âge d'observation

Méthode

Chaque loi de probabilité du modèle de dépendance va être construite à partir des intensités de transition évaluées par la méthode définie en paragraphe « 3.2.2. ». Notamment, les lois d'incidence et de mortalité des autonomes ainsi obtenues vont être lissées. Cependant, sur les tranches d'âge pour lesquelles peu d'observations concernant le nombre de décès en état d'autonomie et de passages en dépendance sont disponibles, l'information ne doit pas être considérée dans le lissage.

Pour tout âge x, les intervalles de confiance à 95% de $\widehat{\mu_x^a}$ et $\widehat{\lambda_x}$ se définissent de la manière suivante (voir 3.2.2.) :

$$\widehat{\mu_x^a} \in \left[\frac{D_x}{E_x} \mp 1{,}96 \times \frac{\sqrt{D_x}}{E_x}\right] \; et \; \widehat{\lambda_x} \in \left[\frac{I_x}{E_x} \mp 1{,}96 \times \frac{\sqrt{I_x}}{E_x}\right]$$

Deux résultats fondamentaux obtenus des conclusions du paragraphe 3.2.3. sont les égalités ci-dessous :

$$\frac{\widehat{\sigma_x^a}}{\widehat{\mu_x^a}} = \frac{1}{\sqrt{D_x}} \; et \; \frac{\widehat{\sigma_x^\lambda}}{\widehat{\lambda_x}} = \frac{1}{\sqrt{I_x}}$$

Ainsi, les rapports entre les demi-largeurs des intervalles de confiance et les valeurs des estimateurs valent respectivement $1{,}96 \times \frac{\widehat{\sigma_x^a}}{\widehat{\mu_x^a}} \approx \frac{2}{\sqrt{D_x}}$ et $1{,}96 \times \frac{\widehat{\sigma_x^\lambda}}{\widehat{\lambda_x}} \approx \frac{2}{\sqrt{I_x}}$. Ces rapports ne dépendent que des nombres de décès en autonomie et d'entrées en dépendance. Ils ne dépendent plus de l'exposition.

Finalement, le constat précédent permet de conclure sur la proportionnalité des intervalles de confiance des estimateurs avec ceux d'une variable aléatoire suivant une loi normale $\mathcal{N}(1{,}1)$. Notons $\Delta = \frac{2}{\sqrt{D_x}}$. Plus Δ est petit, plus l'estimateur calculé sera robuste.

$$\begin{cases} \Delta > 75\% \; si \; Dx < 7 \\ 50\% < \Delta \leq 75\% \; si \; 7 \leq Dx < 16 \\ 25\% < \Delta \leq 50\% \; si \; 16 \leq Dx < 64 \\ 12{,}5\% < \Delta \leq 25\% \; si \; 64 \leq Dx < 256 \\ \Delta \leq 12{,}5\% \; si \; Dx \geq 256 \end{cases}$$

Les mêmes intervalles sont obtenus à partir de Ix et de $\Delta = \frac{2}{\sqrt{I_x}}$.

Si quatre sinistres ou moins sont observés, Δ sera de l'ordre de 100%, la borne inférieure de l'intervalle de confiance sera zéro et ce dernier n'aura plus de sens.

La tranche d'âge retenue est une tranche d'âge sur laquelle au moins 7 sinistres sont observés à chaque âge, permettant de garantir que les observations suivent la loi brute estimée avec un intervalle de confiance dont la demi-largeur est inférieure à 75 % de la loi brute. Ce choix est donc plus strict que le critère de Cochran, qui stipule qu'à partir de cinq observations les taux bruts et les intervalles de confiance associés peuvent être correctement exprimés.

Les lois d'entrée en dépendance et de mortalité en état d'autonomie étant des lois concurrentes, 7 sinistres devront être observés sur chacun des deux risques modélisés à chaque âge de la plage choisie.

Résultats

Par exemple, en échelle logarithmique et par âge, le premier graphique ci-dessous présente le nombre de décès en état d'autonomie observés et le second graphique expose le nombre d'entrées en dépendance observées, pour les femmes sur le niveau de dépendance GIR1234 :

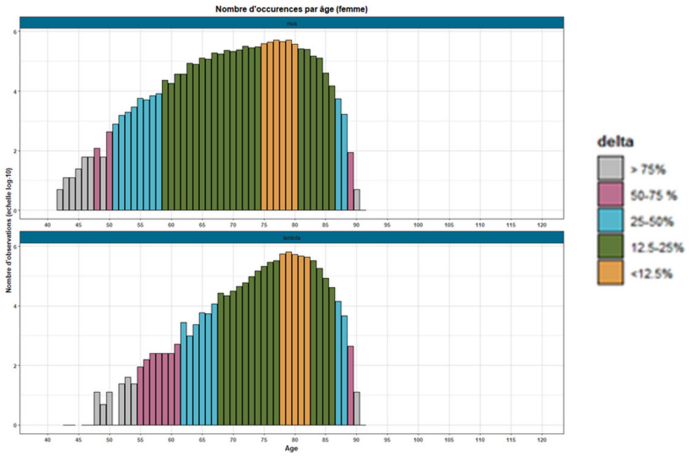


Figure 52 : Nombres de décès en état d'autonomie et de passages en dépendance par âge (Femmes, GIR1234)

Les deux lois étant concurrentes, la plage d'âge choisie leur est commune. Dans ce cas, les lois seront construites sur la base des données observées entre 55 ans et 89 ans.
Pour les niveaux GIR12 et GIR123, seules les incidences sont étudiées pour les portefeuilles C, E et G, et non les décès en état d'autonomie. Pour ces niveaux, l'analyse présentée ci-dessus est effectuée deux fois, selon le périmètre retenu pour les incidences d'une part, puis pour celui retenu pour la mortalité en état d'autonomie d'autre part (voir partie « 3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence »). Sur ces deux périmètres, il est vérifié que 7 sinistres soient observés à chaque âge de la plage choisie sur chacun des deux risques, même si une seule des deux lois résultera des données concernées.

Tranche d'âge d'observation (ans)	GIR12		GIR123		GIR1234	
	H	F	H	F	H	F
Incidence	59-90	61-91	59-87	61-88	59-88	55-89
Mortalité autonome	59-90	61-90	59-87	61-88		

Figure 53 : Tranches d'âge retenues pour la calibration des lois d'incidence et de décès en état d'autonomie

3.5.2. Méthode de Lissage

La méthode de lissage décrite ci-après est utilisée à la fois pour les lois d'entrée en dépendance et de mortalité en état d'autonomie.

Le lissage modélisé dans la bibliothèque R *MortalitySmooth* est appliqué aux intensités de transition brutes évaluées sur les plages d'âges sélectionnées. Cette méthode consiste à lisser à l'aide de splines les nombres de décès ou de passages en dépendance pour un âge donné modélisés par une loi de Poisson :

$$D_x \sim \mathbb{P}(E_x \times \mu_x^a) \; et \; I_x \sim \mathbb{P}(E_x \times \lambda_x)$$

MortalitySmooth segmente ainsi la courbe des taux bruts en sous-intervalles et ajuste les taux de chaque morceau à l'aide d'un polynôme, en respectant des contraintes de continuité et d'égalité des pentes et des courbures pour les raccordements aux points de jonction. Cette pénalité permet

d'éviter le surajustement aux données. Par défaut, le polynôme est cubique, une pénalité est appliquée en fonction du nombre de degré du polynôme, et un nœud apparaît tous les cinq points de données. Ces paramètres peuvent être modifiés. De plus, l'importance donné au taux de chaque âge x est fonction de l'exposition : pour ce faire, c'est le logarithme de l'exposition qui est renseigné. Pour plus d'information, la méthode est détaillée dans la documentation R et dans un article de Carlo G. Camarda, cité en bibliographie.

MortalitySmooth présente plusieurs avantages dans notre cas par rapport à d'autres méthodes de lissage telles que Whittaker Henderson :

- Elle contraint le nombre de sinistres obtenu avec la loi lissée à être égal au nombre de sinistres observés,
- Son approche est continue,
- Elle est paramétrique et les paramètres peuvent être calibrés de manière optimale.

3.5.3. Calibration des lois d'incidence et de mortalité en état d'autonomie

Données

En partie « 3.3. Comparaison des niveaux de risque en fonction des portefeuilles de référence », les portefeuilles retenus pour la calibration des lois sont les suivants :

- GIR12 :
  - Incidence : A*, B, C et E,
  - Mortalité autonome : A* et B,
- GIR123 :
  - Incidence : F, G et H*,
  - Mortalité autonome : F et H*,
- GIR1234, incidence et mortalité autonome : J* et K.

Parmi ces portefeuilles, certains disposent d'une franchise de trois mois. Comme expliqué en « 3.2.5. Gestion des franchises », les données sont retraitées sur l'ensemble des données étudiées et les lois réalisées ici sont les lois :

- i_x^{3mois} : Les probabilités d'entrer en dépendance et de survivre pendant la durée de franchise (trois mois),
- $q_x^{a,3mois}$: Les probabilités de décéder en état d'autonomie ou de dépendance pendant la période de franchise (trois mois).

Les lois i_x^{0mois} et q_{aax}^{0mois} seront obtenues après conversion, lors de la finalisation des lois après extrapolation (voir « 3.6.2. Obtention des lois de probabilité finales »).

Afin de déduire les probabilités i_x^{3mois} et $q_x^{a,3mois}$, ce sont d'abord les intensités $\mu_x^{a,3mois}$ et λ_x^{3mois} qui sont étudiées.

Les observations retenues pour la calibration des lois, correspondant aux tranches d'âge définies dans le paragraphe précédent « 3.5.1. Définition des tranches d'âge d'observation », sont synthétisées dans le tableau suivant :

Observations		GIR12		GIR123		GIR1234	
		H	F	H	F	H	F
Mortalité autonome	Exposition annuelle	504 012	830 435	324 639	605 782	350 702	689 975
	Décès	11 192	9 505	6 994	6 510	6 225	5 605
Entrée en dépendance	Exposition annuelle	633 027	1 050 438	431 706	736 255	350 702	689 975
	Entrées en dépendance	2 732	4 778	1 951	3 561	2 127	4 109

Figure 54 : Observations retenues pour la calibration des lois d'intensité de transition à partir de l'état d'autonomie

Modélisation des lois

Une fois les tranches d'âge d'observation déterminées, les intensités de transition vers l'état de dépendance ou de décès à partir de l'état d'autonomie peuvent être calculées grâce à la méthode de Hoem expliquée en « 3.2.2. Les intensités de transition », puis lissées grâce à *MortalitySmooth*.

Les graphiques ci-dessous présentent les intensités brutes (en points) ainsi que les intensités lissées (en courbe) obtenues sur le niveau de dépendance GIR12 :

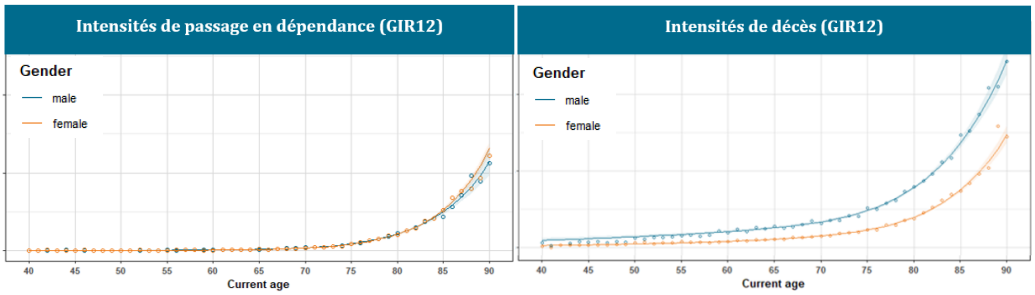


Figure 55 : Intensités de transition à partir de l'état d'autonomie par âge atteint, brutes et lissées (GIR12)

Les intensités de passage en dépendance et de décès augmentent avec l'âge. Si les intensités de décès des femmes sont moins élevées que celles des hommes, leurs intensités de passage en dépendance sont en revanche supérieures à celles des hommes aux âges les plus élevés. L'augmentation de l'espérance de vie accompagnée du vieillissement démographique a pour conséquence de plus en plus de personnes âgées en perte d'autonomie, avec une majorité de femmes, ces dernières étant les plus touchées par des problèmes rendant difficiles les actes de la vie quotidienne. Aux âges jeunes, les hommes sont plus impactés que les femmes par les cancers, ce qui explique leurs intensités de passage en dépendance plus élevées.
Les observations sont similaires, malgré des intensités de passage en dépendance plus élevées, et des intensités de décès plus faibles, pour les niveaux GIR123 et GIR1234. Les intensités obtenues pour ces deux niveaux sont présentées en Annexe 4.

Backtesting intermédiaire

Afin de juger de la qualité du lissage, deux types de résidus ont été étudiés : les résidus de réponse et les résidus de Pearson. Les résidus de réponse sont souhaités le plus proche possible de 0, avec une alternance homogène des signes. Les résidus de Pearson doivent être compris entre -2 et 2, avec une alternance homogène des signes.

Pour l'ensemble des lois et des sexes, le lissage est de bonne qualité. Entre 60 et 80 ans, il est optimal. Au-delà, la qualité du lissage réduit logiquement en conséquence de la réduction du nombre d'observations disponibles.
Voici par exemple l'illustration des résidus de Pearson obtenus sur les lois des hommes sur le niveau de dépendance GIR12 (en points, les résidus, en ligne, les résidus lissés) :

Intensités de transition en état de dépendance **Intensités de décès en état d'autonomie**

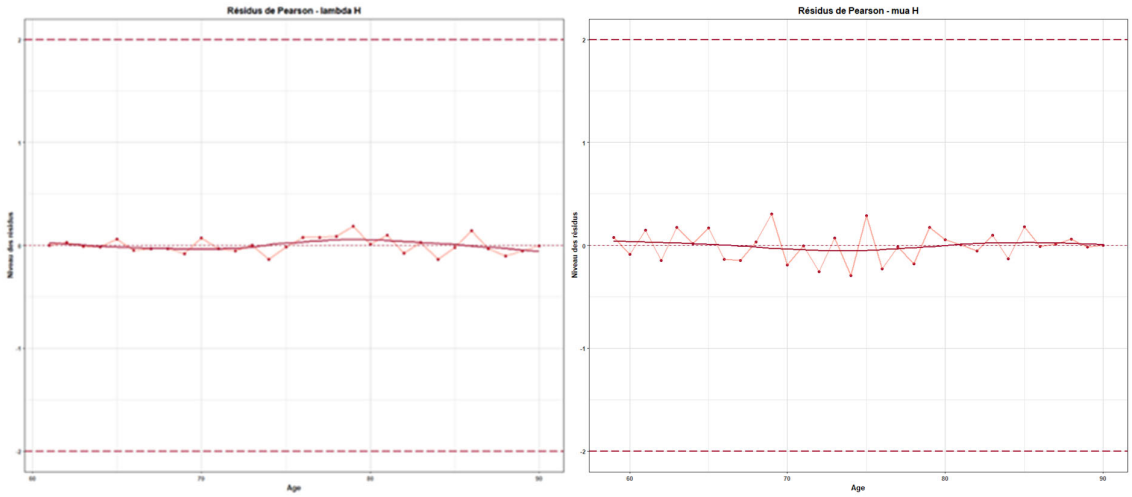


Figure 56 : Résidus de Pearson résultants du lissage des lois de transition à partir de l'état d'autonomie (Hommes - GIR12)

Les résidus de Pearson résultants du lissage des lois des femmes sur le niveau de dépendance GIR12, et des deux sexes pour les niveaux GIR123 et GIR1234 sont présentés en Annexe 4.

3.6. Finalisation des lois

A cette étape de l'étude, les lois d'intensité lissées aux âges - et anciennetés en dépendance dans le cas des décès en état de dépendance - pour lesquels suffisamment d'observations étaient disponibles sont calibrées. Quelques étapes, présentées dans cette partie, restent nécessaires à l'obtention de lois d'expérience exploitables.

3.6.1. Extrapolation des lois d'intensité aux âges élevés

Afin de finaliser les lois, une étape d'extrapolation des lois d'intensité est nécessaire à l'estimation des intensités aux âges – et anciennetés en dépendance le cas échéant – pour lesquels les expositions sont insuffisantes, c'est-à-dire les âges – et anciennetés en dépendance - les plus élevés.

Extrapolation des lois d'intensité de passage en dépendance

Certains modèles paramétriques sont bien connus des statisticiens et permettent d'ajuster les tables d'expérience en cohérence avec les évolutions attendues sur la tranche des derniers âges étudiés. Les intensités (notées ici $\mu(x)$ selon l'âge x) sont alors exprimées sous la forme d'une fonction connue à un ou plusieurs paramètres définis à partir des informations rendues disponibles grâce à l'expérience connue sur les âges pour lesquels elle existe.

On distingue deux familles de modèles :

- La famille exponentielle, avec le modèle de Gompertz ($\mu(x) = e^{ax+b}$) et de Makeham ($\mu(x) = e^{ax+b} + C$). Ces derniers reflètent une relation exponentielle entre l'âge et l'intensité,
- La famille logistique avec notamment les modèles Beard, Perks et Kannisto, dont les courbes sont sigmoïdes, reflétant un ralentissement de la croissance de l'intensité avec l'âge.

Dans cette partie, l'extrapolation est souhaitée sur les lois d'intensité de passage en dépendance. Les modèles exponentiels, convergeant exponentiellement vers 1, sont principalement utilisés pour les lois de décès, où a est le paramètre constant représentant la mortalité due au vieillissement, et b la mortalité accidentelle. Dans le cas de Makeham, le terme additionnel C représente la mortalité indépendante de l'âge due aux accidents ou maladies.

Les modèles logistiques peuvent tous s'écrire sous la forme suivante mais disposent de plus ou moins de paramètres :

$$\mu(x) = \frac{be^{ax}}{c\frac{b}{a}(e^{ax} - 1) + 1} + d \;\; avec\ a, b, c\ et\ d\ paramètres\ constants$$

Notamment, le modèle de Kannisto a un faible nombre de paramètres (deux) ce qui rend sa complexité moindre par rapport aux modèles Beard et Perks de respectivement trois et quatre paramètres :

$$\mu(x) = \frac{e^{ax+b}}{e^{ax+b} + 1}$$

Les courbes des fonctions logistiques montrent un ralentissement de la croissance de l'intensité avec l'âge, ces dernières reflètent l'évolution des incidences à laquelle on peut s'attendre et sont plus adaptées à la calibration d'une loi d'intensité de passage en dépendance.

Les comportements des assurés après le dernier âge pour lequel des observations sont disponibles (environ 90 ans) pouvant être modélisés de diverses manières, le choix de la méthode de Kannisto a été effectué en collaboration avec un médecin conseil SCOR expert en gériatrie. Les paramètres a et b ont été définis en utilisant une régression linéaire à partir des intensités de passage en dépendance obtenues sur les tranches d'âges [70 ans ; âge maximum de la période d'observation définie en partie 3.5.1.] :

Extrapolation	GIR12		GIR123		GIR1234	
	H	F	H	F	H	F
Tranche d'âge lissage	59-90	61-91	59-87	61-88	59-88	55-89
Tranche d'âge pour définir a et b	70-90	70-91	70-87	70-88	70-88	70-89
Paramètre a (arrondi)	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
Paramètre b (arrondi)	-19	-20	-18	-19	-18	-19

Figure 57 : Paramétrage du modèle Kannisto pour l'extrapolation de la loi d'intensités de passage en dépendance

Finalement, les courbes d'intensités de passage en dépendance lissées (en ligne) et extrapolées (en pointillés) jusqu'à 119 ans sont les suivantes :

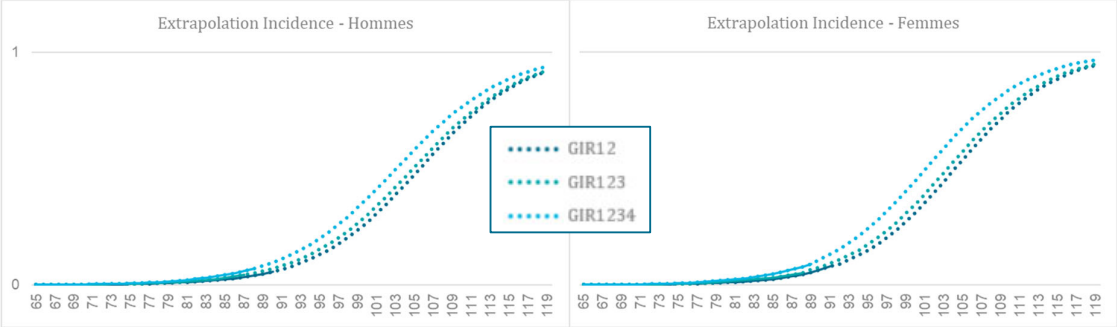


Figure 58 : Lois d'intensité de passage en dépendance extrapolées

Extrapolation des lois d'intensité de décès en état d'autonomie et de dépendance

Théorie

A ce stade de l'étude, les lois de mortalité des dépendants et des autonomes ont été étudiées indépendamment, et la mortalité de la population générale n'a pas été analysée. Cette dernière est supposée être composée des deux précédentes. Par conséquent, le nombre de décès observés dans la population générale, D^g, doit être égal à la somme des décès en autonomie, D^a, et des décès en dépendance, D^i. De même, l'exposition générale, E^g, doit être la somme de l'exposition en autonomie, E^a, et en dépendance, E^i.

Ainsi, en introduisant les catégories (C) autonome (a), dépendante (i) et générale (g), nous avons l'équation suivante selon l'âge atteint au moment du décès x :

$$D_x^g = D_x^a + D_x^i \Rightarrow E\left[D_x^g\right] = E[D_x^a] + E[D_x^i] \Leftrightarrow \mu_x^g \times E_x^g = \mu_x^a \times E_x^a + \mu_x^i \times E_x^i$$
$$\Leftrightarrow \mu_x^g \times (E_x^a + E_x^i) = \mu_x^a \times E_x^a + \mu_x^i \times E_x^i \quad (5)$$

La méthode dite de « Bouclage », permettant d'assurer la contrainte reflétée par l'équation précédente, a été développée par Léonie Le Bastard dans le cadre de sa thèse et ses travaux en interne chez SCOR. L'étude présentée dans ce mémoire a permis de définir le process de mise en œuvre : un travail d'adaptation de la méthode globale a dû être effectué afin qu'elle soit applicable dans le cadre de l'étude. Elle permet d'extrapoler les lois de mortalité des autonomes et des dépendants respectivement, tout en gardant une cohérence entre ces dernières, à partir d'une loi de mortalité générale connue à tout âge.

Plus précisément, l'algorithme se base sur :

- Le nombre de décès et les expositions en état d'autonomie et de dépendance à chaque âge où des observations sont disponibles,
- Une indicatrice (W_x^C) indiquant si l'information à l'âge x de la catégorie C est fiable ($W_x^C = 1$) ou non ($W_x^C = 0$) en fonction du nombre d'observations disponibles,
- Une loi de mortalité générale, reflétant la mortalité de la population générale à tout âge. Cette dernière est présentée dans le paragraphe suivant,
- Une loi d'incidence, sur l'ensemble des âges, telle que définie dans le paragraphe précédent.

Avec les informations de la liste ci-dessus, l'algorithme fonctionne de la manière suivante :

1. Exploitation des observations ($W_x^C = 1$) :
    - Les intensités brutes de décès en autonomie et en dépendance[20] sont alors déterminées sur la tranche d'âge pour laquelle l'information à chaque âge est exploitable à l'aide des estimateurs du maximum de vraisemblance, comme expliqué en partie « 3.2.2. Les intensités de transition ». Elles sont ensuite lissées grâce à une méthode de lissage par P-splines.
    - Pour cela, deux pénalités sont introduites et viennent s'ajouter à la log-vraisemblance :
        - Une pénalité « de lissage » afin d'éviter une trop grande variabilité entre les coefficients de splines adjacentes,
        - Une pénalité de non-respect de la contrainte donnée par la formule (5) en début de paragraphe, dite pénalité « de bouclage » :

$$Pen^{bouclage} = \frac{1}{2} K \times \sum_x \left(\frac{\mu_x^g \times (E_x^a + E_x^i) - \mu_x^a \times E_x^a - \mu_x^i \times E_x^i}{\mu_x^g \times (E_x^a + E_x^i)} \right)^2 \text{ avec K paramètre constant}$$

    - La vraisemblance pénalisée est alors maximisée à l'aide d'itérations de la méthode de Newton-Raphson, et permet de déterminer les coefficients optimaux des splines.
2. Extrapolation des lois de décès ($W_x^C = 0$) :
    - Les intensités associées aux âges les plus élevés pour lesquels aucune information n'est disponible sont exclusivement déterminées de telle sorte à minimiser conjointement les pénalités de lissage et de bouclage.
    - La pénalité de bouclage a, dans cette seconde étape, un rôle très important. Or, elle est calculée à partir des expositions qui sont nulles aux âges étudiés pour lesquels l'extrapolation est souhaitée. Avec des expositions nulles, la pénalité obtenue est nulle quelques soient les intensités. Il est donc nécessaire de calculer des expositions théoriques afin d'estimer les proportions d'autonomes et de dépendants. Pour cela, un algorithme itératif intégrant la méthode expliquée en première étape est utilisé, à partir de la loi d'incidence, de mortalité générale ainsi que des dernières observations jugées fiables.
    - Les lois de mortalité en autonomie et dépendance extrapolées sont alors obtenues de la même façon qu'en première étape en maximisant la vraisemblance pénalisée.

L'importance donnée à la pénalité de bouclage dépend d'un paramètre K qui est un paramètre de l'algorithme. Plus K est grand, plus le critère de bouclage est important, et plus l'algorithme tentera de diminuer la valeur de l'erreur de bouclage afin de respecter le critère de cohérence entre les 3 lois de mortalité.

Pour plus d'information sur cette méthode, se référer aux travaux effectués par Léonie Le Bastard, étudiante en thèse CIFRE au sein de SCOR et du laboratoire de Sciences Actuarielle et Financière de l'université de Lyon.

[20] L'ancienneté en dépendance n'est pas regardée, les intensités de décès en dépendance sont ici regardées selon l'âge atteint.

Loi de mortalité générale

L'estimation d'une loi de mortalité générale, c'est-à-dire de mortalité « toutes causes », en état d'autonomie ou de dépendance, est nécessaire pour les extrapolations aux âges élevés des lois de décès. Une unique loi de mortalité générale, commune à tous les niveaux de dépendance, a été utilisée pour les extrapolations GIR12, GIR123 et GIR1234. En effet, aux âges élevés, la mortalité générale du portefeuille est attendue similaire théoriquement, peu importe le niveau de dépendance assuré. Ceci évite, ainsi, l'introduction de biais par l'utilisation de différents portefeuilles.

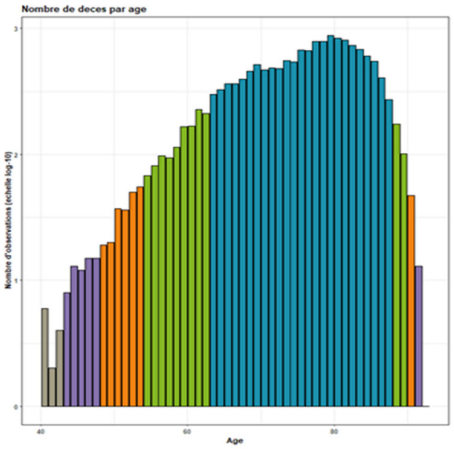
Les probabilités de décès obtenues seront selon l'âge atteint au moment du décès. Les méthodes d'estimation des taux bruts et de lissage sont similaires à celles utilisées pour la calibration des lois d'incidence et de mortalité en autonomie présentée en paragraphe « 3.5.3. ».
Pour extrapoler la courbe aux âges élevés, la mortalité des portefeuilles étudiés sera supposée proche de celle de la population française aux âges élevés. La loi de mortalité de la population française considérée provient des données disponibles dans la « Human Mortality Database (HMD) » sur les années 2016 à 2018. Cette base de données fournit par pays les expositions et décès par âge et par sexe. Cette loi de référence est extrapolée avec la méthode de Kannisto.

Les portefeuilles considérés correspondent à l'union des portefeuilles retenus pour chacun des jeux de lois construites pour les différents niveaux de GIR. En revanche, les portefeuilles pour lesquels la qualité des observations sur la mortalité en autonomie était douteuse ne sont pas pris en compte.

Finalement, les données des portefeuilles suivants permettent de calibrer la loi de mortalité générale : A, B, F, H, J et K. Les périodes observées sont identiques à celles observées pour la calibration des lois d'incidence et mortalité en état d'autonomie. A noter que, la présence ou non d'une période de franchise n'a aucun impact sur la mortalité générale. En effet, que le décès de l'assuré soit survenu en état d'autonomie ou en état de dépendance n'influe pas sur cette dernière.

Afin de déterminer les tranches d'âge sur lesquelles les taux bruts vont être calculés, le même raisonnement que celui expliqué en partie « 3.5.1 Définition des tranches d'âge d'observation » est appliqué ; c'est-à-dire qu'a minima sept décès observés par âge sont souhaités, pour une valeur de delta inférieure à 75%.
Les tranches d'âge retenues sont entre 43 et 91 ans pour les hommes, et 46 et 91 ans pour les femmes :

Hommes : 43-91 ans



Femmes : 46-91 ans

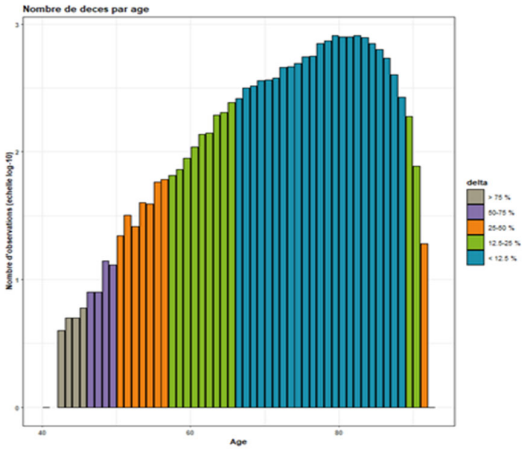


Figure 59 : Nombres de décès en autonomie ou en dépendance par âge

Les observations retenues pour la calibration des lois, correspondant aux tranches d'âge définies ci-dessus sont synthétisées dans le tableau suivant :

Observations	Tous niveaux		
	H	F	Total
Exposition annuelle	707 240	1 173 659	1 880 899
Nombre de décès toutes causes (autonomie ou dépendance)	15 806	14 358	30 164

Figure 60 : Observations retenues pour la calibration des lois d'intensité de décès tous états

Les intensités de transition sont alors obtenues à partir du rapport entre le nombre de décès observés et l'exposition centrale au risque. Ces nombres sont évalués par la méthode du maximum de vraisemblance.

$$\hat{\mu}_x^g = \frac{D_x}{E_x}$$

Le passage en probabilité de décès, sous l'hypothèse que l'intensité de transition est constante entre x et x+1, est la suivante :

$$q_x = 1 - e^{-\mu_x}$$

Les graphiques suivants présentent les lois de mortalité générale des hommes et des femmes, brutes et lissées à partir de la méthode MortalitySmooth présentée en « 3.5.2. Méthode de lissage » :

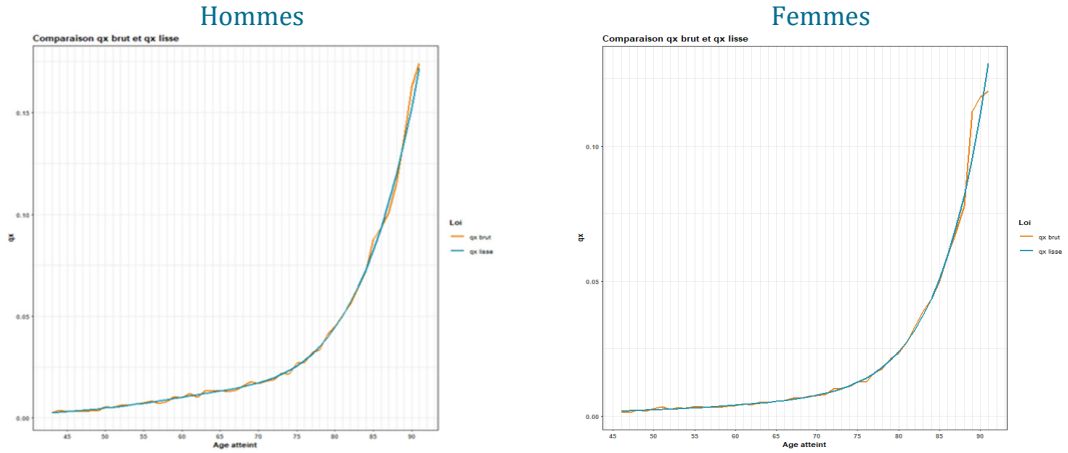


Figure 61 : Probabilités de décès à partir de l'état d'autonomie ou de dépendance par âge atteint, brutes et lissées

Pour extrapoler la mortalité générale aux grands âges, la loi HMD française extrapolée avec la méthode de Kannisto, dite « loi de référence », va être utilisée. Pour la loi de décès des hommes, sur l'ensemble de la plage de lissage, les taux de mortalité selon la loi construite et selon la loi de référence sont très proches. Au-delà de la plage d'observations, c'est-à-dire à partir de 92 ans, la loi HMD extrapolée est considérée. En revanche, la méthode précédente ne peut pas fonctionner pour la loi de mortalité des femmes : les taux lissés sont situés sous la courbe de référence sur la plage d'observations 43-91 ans (voir graphique ci-dessous). Considérer la loi de référence à partir de 92 ans engendrerait un « saut » entre 91 et 92 ans.
Alors, afin de converger vers la loi HMD, le modèle relationnel de Brass est utilisé :

$$\mu_x^g = \frac{\theta * \mu_x^{ref}}{1 - (1-\theta) * {}_xq_0^{ref}}$$

Avec :

- x l'âge,
- θ un paramètre à calibrer,
- μ_x^{ref} l'intensité de mortalité à l'âge x de la loi de référence du modèle, i.e. la loi HMD,
- ${}_xq_0^{ref}$ la probabilité de décéder entre la naissance et l'âge x de la loi de référence (HMD).

Les lois de mortalité générale obtenues sont les suivantes :

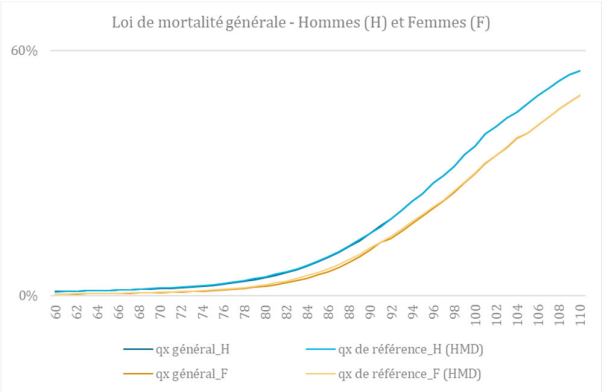
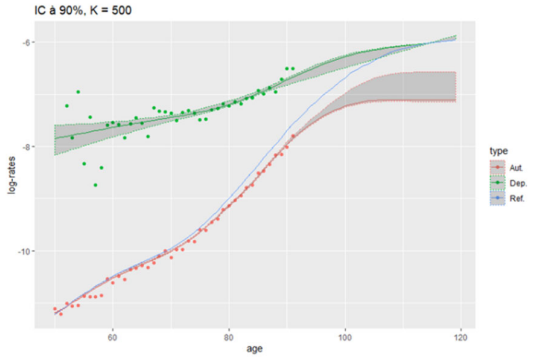


Figure 62 : Probabilités de décès de la population générale assurée (autonomes et dépendants) et comparaison avec les lois de référence

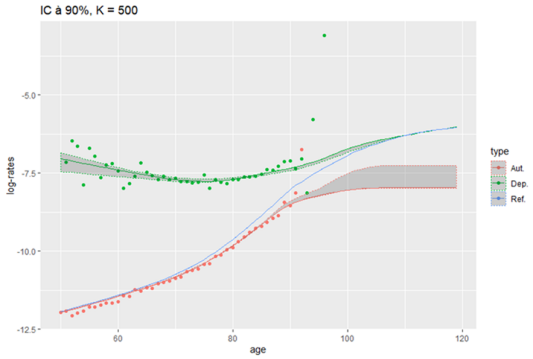
Extrapolation des lois de décès obtenues grâce au bouclage

Finalement, les intensités de décès en dépendance (vert) et en autonomie (rouge) extrapolées avec le bouclage sont représentées dans le graphique ci-dessous. La loi bleue « Ref. », est la loi de mortalité générale. Les graphiques sont en échelle logarithmique.

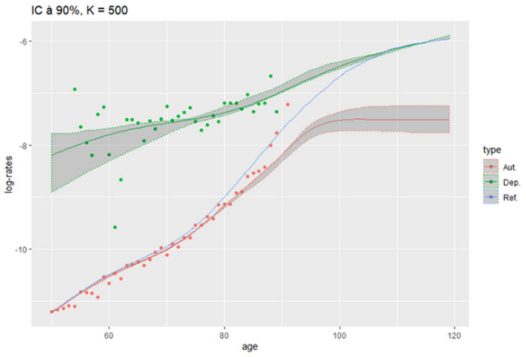
GIR12 - Hommes



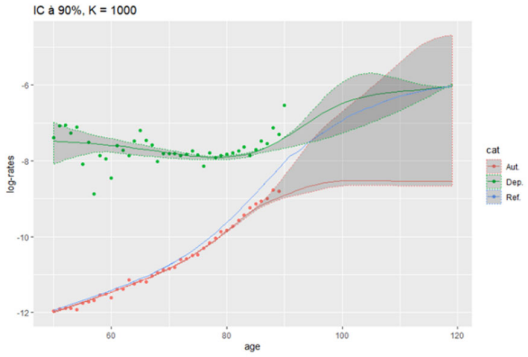
GIR12- Femmes



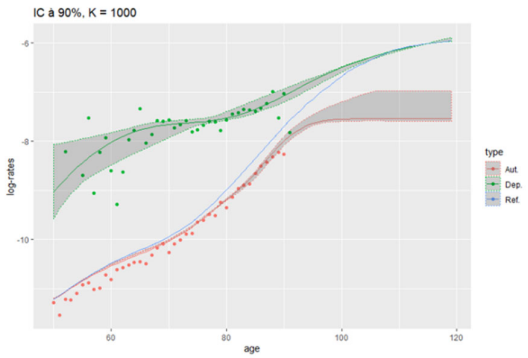
GIR123 - Hommes



GIR123 – Femmes



GIR1234 – Hommes



GIR1234 – Femmes

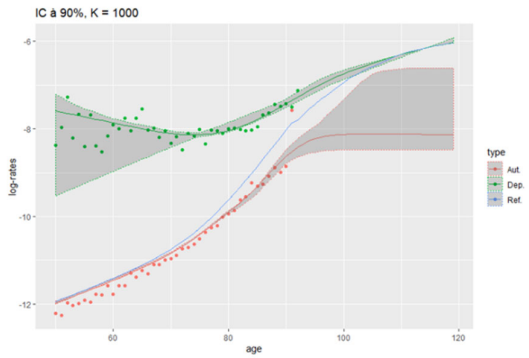


Figure 63 : Intensités de décès extrapolées avec le bouclage (en autonomie, dépendance, et tous les états)

Le bouclage a permis d'extrapoler les lois de mortalité des autonomes et des dépendants respectivement, tout en gardant une cohérence entre ces dernières, à partir d'une loi de mortalité générale connue à tout âge.

Ainsi, les intensités de décès en autonomie inconnues jusqu'alors après la tranche d'âge de lissage sont désormais estimées.

Les lois de décès en état de dépendance résultant du modèle de mélange sont calibrées sur tous les âges et toutes les anciennetés en dépendance. Cependant, le caractère paramétrique de ce modèle impose des tendances d'évolution pour l'extrapolation calquées sur celles observées aux extrémités du périmètre contenant suffisamment d'observations. Donc, les probabilités obtenues peuvent croitre trop rapidement aux âges élevés (après 90 ans environ). Les résultats du bouclage vont permettre la correction des extrapolations issues du modèle de mélange.

En revanche, les intensités obtenues par le bouclage sont en une dimension : selon l'âge atteint au moment du décès. Il est nécessaire d'en déduire des intensités de décès en dépendance en deux dimensions : selon l'âge d'entrée en dépendance d'une part, et la durée passée en dépendance au moment du décès d'autre part. Pour cela, les intensités obtenues en deux dimensions avec le modèle de mélange aux âges élevés sont réajustées grâce aux résultats du bouclage. Cet ajustement est constant pour un âge atteint x, c'est-à-dire qu'il s'applique à toutes les intensités $\mu^{i}_{x_0,t}$ telles que $x = x_0 + t$, avec x_0 l'âge d'entrée en dépendance et t la durée passée en dépendance.
Ainsi, le niveau de mortalité par âge atteint est réajusté et correspond à celui résultant du bouclage, tout en conservant une évolution de l'intensité selon l'âge d'entrée en dépendance et l'ancienneté en état inchangée par rapport à celle prévue par le modèle de mélange.

3.6.2. Obtention des lois de probabilité finales

Passage en probabilités et traitement de la franchise

A cette étape de l'étude, les éléments suivants sont connus :

- Les intensités de passage en dépendance sachant que la dépendance a duré plus de trois mois,
- Les intensités de décès en état d'autonomie ou de dépendance lors des trois premiers mois en état,
- Les intensités de décès en dépendance dès le premier mois de dépendance.

Grâce aux formules de transformation des intensités en probabilités présentées en partie « 3.2.2. Les intensités de transition » et « 3.4.1. Modèle de mélange », les probabilités i_x^{3mois}, $q_x^{a,3mois}$, $q_{x,m}^{im}$ et $q_{x,t}^{i}$ sont obtenues à partir des intensités précédentes.

Les lois de mortalité en état d'autonomie et d'incidence calibrées sont des lois avec franchises incluses. L'effet de franchise des lois doit être retiré pour obtenir les lois d'expérience finales à l'aide des formules présentées en partie « 3.2.5. Gestion des franchises » et rappelées ci-dessous :

$$i_x^{0mois} = \frac{i_x^{3mois}}{(1 - q_{x,m=1}^{im}) * (1 - q_{x,m=2}^{im}) * (1 - q_{x,m=3}^{im})}$$

$$q_x^{a,0mois} = q_x^{a,3mois} - i_x^{0mois} * \left[q_{x,m=1}^{im} + q_{x,m=2}^{im} * \left(1 - q_{x,m=1}^{im}\right) + q_{x,m=3}^{im} * (1 - q_{x,m=2}^{im}) * (1 - q_{x,m=1}^{im})\right]$$

Extrapolation des lois de probabilité aux âges jeunes

Trop peu d'expositions et d'observations sont disponibles aux âges jeunes, précédant les différentes plages de lissages respectives. Ainsi, les extrapolations des lois de probabilité ont été revues aux âges les plus jeunes.

Incidence

Les extrapolations des lois d'incidence aux âges jeunes ont été effectuées à partir des données d'incidence relatives au dénombrement des patients en affection de longue durée (ALD) et de leurs pathologies enregistrées en 2017 pour le régime général (y compris les sections locales mutualistes).
Tout d'abord, la répartition des assurés par catégorie de pathologies menant à la dépendance sur la tranche d'âge 0-60 ans a été observée sur un des portefeuilles pour lequel l'information était disponible. Cette information est rarement disponible et difficilement exploitable, compte tenu des réglementations autour du secret médical.
Ensuite, des correspondances ont été établies entre les catégories de pathologies à l'origine des dépendances avec les affections de la liste établie par décret des 30 affections longue durée comportant un traitement prolongé et une thérapeutique particulièrement coûteuse (Annexe 5).
A partir de ces correspondances, et des taux d'incidence en ALD par tranche d'âge de 5 ans, les évolutions des taux d'incidence en dépendance entre 60 ans et 40 ans ont été déduites.
Cette méthode est appliquée de manière similaire aux lois hommes et femmes, GIR12, GIR123 et GIR1234.

Mortalité autonome

L'extrapolation des lois de décès en état d'autonomie aux âges jeunes est réalisée à partir des probabilités de décès à 60 ans, en appliquant le taux de décroissance calculé à partir des probabilités de décès des tables TH et TF Décès 00-02 de 59 ans jusqu'à 40 ans. Cette méthode est appliquée de manière similaire aux lois hommes et femmes (avec TH et TF respectivement), GIR12, GIR123 et GIR1234.

Mortalité des dépendants

La mortalité des dépendants aux âges jeunes est supposée constante par âge atteint à partir de 66 ans.

Cohérence des trois niveaux de lois

Une dernière étape indispensable à la réalisation des lois a consisté en la vérification de la cohérence des lois entre elles. Quelques légers ajustements ont été réalisés en cas de nécessité selon une logique attendue en fonction des niveaux de dépendance et des sexes. En effet, les données utilisées pour la calibration des lois étant issues de différents portefeuilles en fonction des niveaux de dépendance analysés, un « avis d'expert » a parfois été nécessaire afin de corriger certaines rares probabilités pour lesquelles la volatilité des observations a impacté la cohérence des résultats. Les tests sont les suivants :

- Incidence : plus le niveau de dépendance est élevé, plus la probabilité d'entrer en état est faible. Pour tout âge x, pour chaque sexe, l'inégalité suivante est attendue : $i_x(GIR12) < i_x(GIR123) < i_x(GIR1234)$.

- Mortalité autonome : à l'inverse de l'incidence, plus le niveau de dépendance est élevé, plus la probabilité de décéder en état d'autonomie est important. De plus, comme observé sur la plupart des âges pour lesquels de la donnée est disponible, ainsi que de manière générale sur le risque décès, la probabilité de décès des hommes est en général supérieure à celle des femmes. Les inégalités suivantes sont testées :

  Pour tout âge x, pour chaque sexe : $q_x^a(GIR12) > q_x^a(GIR123) > q_x^a(GIR1234)$.
  Pour tout âge x, $q_x^a(GIR12, H) > q_x^a(GIR12, F)$, $q_x^a(GIR123, H) > q_x^a(GIR123, F)$ et $q_x^a(GIR1234, H) > q_x^a(GIR1234, F)$.

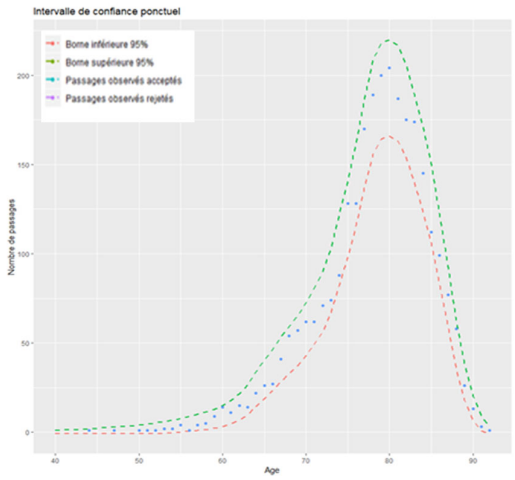
- Mortalité des dépendants : les mêmes tests que pour la mortalité en autonomie sont appliqués.
  Pour tout âge x, toute duration t, pour chaque sexe : $q_{x,t}^i(GIR12) > q_{x,t}^i(GIR123) > q_{x,t}^i(GIR1234)$.
  Pour tout âge x, toute duration t, $q_{x,t}^i(GIR12, H) > q_{x,t}^i(GIR12, F)$, $q_{x,t}^i(GIR123, H) > q_{x,t}^i(GIR123, F)$ et $q_{x,t}^i(GIR1234, H) > q_{x,t}^i(GIR1234, F)$.

3.6.3. Backtesting final des lois

Un backtesting final, après extrapolations et corrections pour cohérence des lois entre elles, a été réalisé afin de valider les lois d'incidence, de mortalité autonome et des dépendants pour les trois niveaux. Ici, l'exemple du GIR12 est donné.

En effectuant l'approximation usuelle d'une loi de Poisson par une loi normale, on peut confronter graphiquement les entrées en dépendance et décès observés avec les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %.

Incidences GIR12 - Hommes



Incidences GIR12 - Femmes

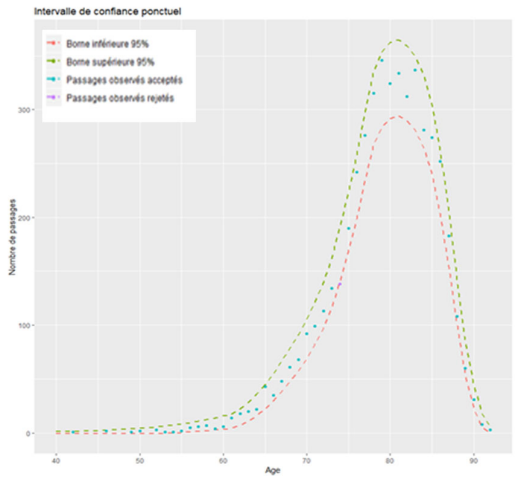
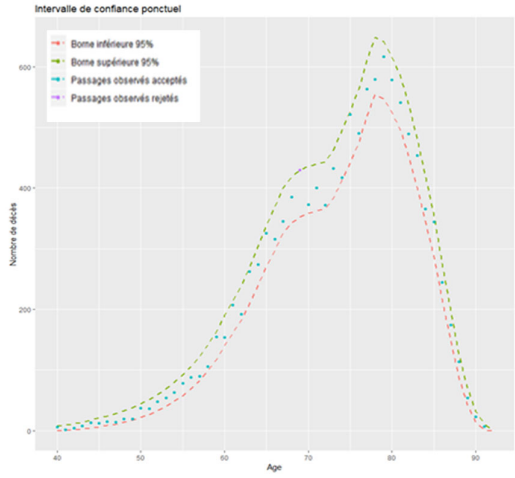


Figure 64 : Incidences observées et bornes supérieure et inférieure du nombre d'entrées en dépendance estimé par les lois d'incidence finales

L'ensemble des passages en dépendance selon la définition GIR12 est compris dans l'intervalle de confiance pour les hommes. Pour les femmes, une unique observation est en dehors de l'intervalle de confiance mais reste très proche de sa borne inférieure (âge : 74 ans).

Décès en état d'autonomie GIR12 - Hommes



Décès en état d'autonomie GIR12- Femmes

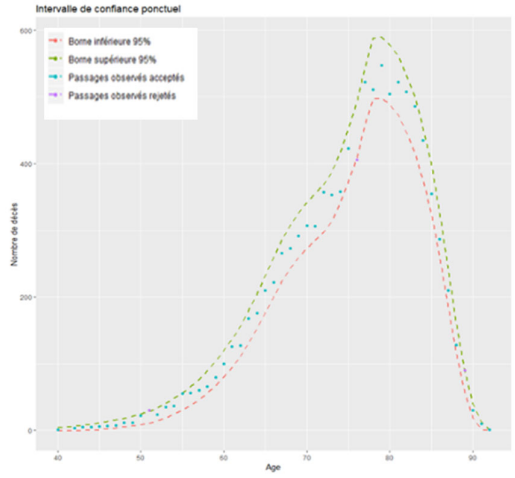


Figure 65 : Décès en état d'autonomie observés et bornes supérieure et inférieure du nombre de décès estimé par les lois finales

Une unique observation est en dehors de l'intervalle de confiance mais reste très proche de sa borne supérieure pour les hommes (âge : 69 ans). Pour les femmes, trois observations sont en dehors des intervalles de confiance mais restent très proches des bornes inférieures ou supérieures et sont peu nombreuses relativement à l'ensemble des âges (âges : 51, 76 et 89 ans). A noter que peu d'observations sont disponibles aux âges élevés et jeunes, et que le lissage des lois vient corriger certains taux bruts atypiques constatés pour certains âges.

Concernant la mortalité des dépendants, le backtesting des lois finales est effectué selon la même méthode qu'explicitée dans le dernier paragraphe « Backtesting intermédiaire » de la partie

« 3.4.2. Calibration des lois de décès en dépendance ». En revanche, les ratios A/E présentés sont détaillés par année et tranches d'âge :

Mortalité des dépendants GIR12 – Par ancienneté en dépendance

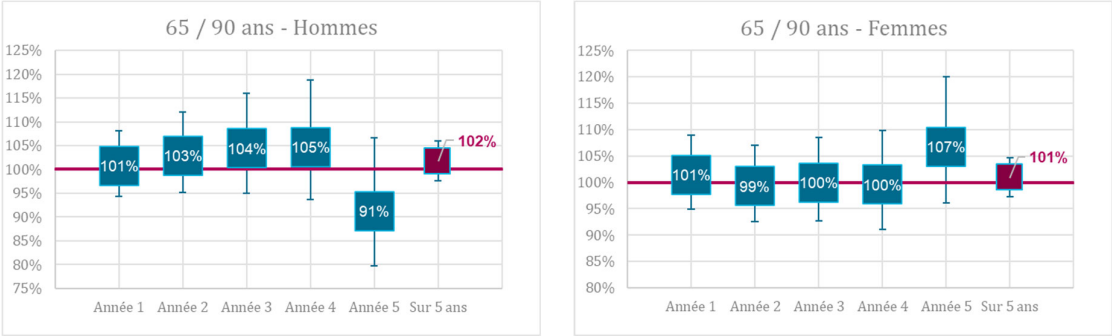


Figure 66 : Backtesting final des lois de décès en dépendance par ancienneté en dépendance

Mortalité des dépendants GIR12 – Par tranche d'âge sur les deux premières années en état

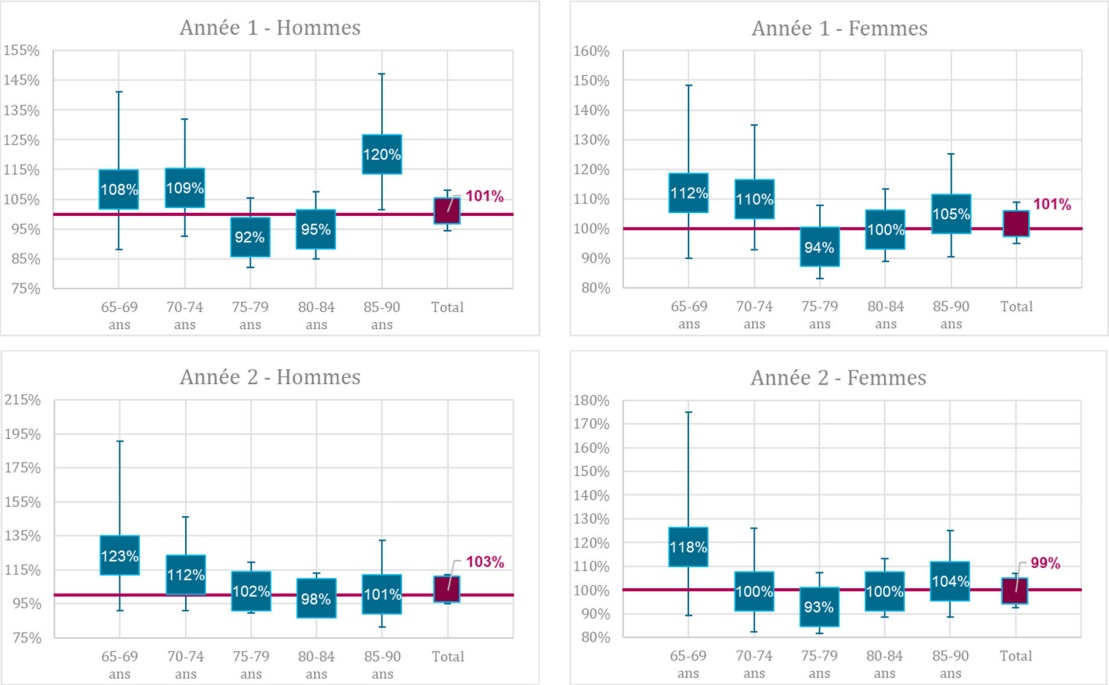


Figure 67 : Backtesting final des lois de décès en dépendance par tranche d'âge sur les deux premières années en état

Les rapports A/E sont satisfaisants pour les âges et anciennetés en dépendance sur lesquels le plus d'information est disponible. Dans le cas où le nombre d'observations est plus faible (tranche d'âge jeune ou âgée, ancienneté en dépendance élevée), les ratios A/E peuvent s'éloigner de 100% mais les intervalles de confiance sont plus larges et permettent de valider l'hypothèse que les lois reflètent correctement le risque observé (100% inclut dans l'intervalle de confiance). Seul un intervalle de confiance n'inclut pas 100% : celui de la tranche d'âge 85-90 ans pour les hommes. Ce segment représente 137 observations ce qui est relativement faible par rapport à la tranche d'âge précédente, par exemple, qui inclut 268 décès. La borne inférieure reste proche de 100%, et afin de conserver une allure de courbe cohérente par duration, les probabilités de la loi sur cette tranche d'âge restent inchangées. Finalement, sur l'ensemble du périmètre observé, le A/E est de

101,7% pour les hommes et 100,9% pour les femmes. Le backesting permet de valider les lois réalisées pour refléter le risque de décès en dépendance pour le niveau GIR12.

Les lois modélisées pour les niveaux GIR123 et GIR1234 ont également été testées, de la même façon que présentée ci-dessus pour le GIR12. Ces lois estiment correctement les risques étudiés d'après l'expérience analysée (voir Annexe 6), elles sont donc validées par le test effectué.

PARTIE 4 : Influence des caractéristiques des contrats sur la sinistralité

La partie précédente a permis de calibrer des lois biométriques dites « de référence ». Ces dernières vont, dans cette quatrième et dernière partie, être utilisées comme bases de comparaison entre les différentes caractéristiques des contrats dépendance existants à ce jour sur le marché français. Un point d'attention particulier est ici accordé à l'hétérogénéité des produits correspondants aux portefeuilles agrégés en partie 2 et analysés dans ce mémoire, notamment d'un point de vue de leurs définitions, mais aussi compte tenu de leurs conditions d'adhésion, les contrats pouvant être individuels ou collectifs.

4.1. Analyse des différents niveaux de GIR

Dans la partie précédente, des lois de probabilité de référence ont été réalisées, correspondant aux risques observés sur des portefeuilles individuels définis selon la grille AGGIR.

Pour rappel, comme présenté en partie « 3.2.1. Modélisation du risque et introduction des notations », le modèle utilisé à ce jour par SCOR ne prévoit pas la probabilité de passage entre les deux états. Ainsi, les lois réalisées correspondent aux niveaux suivants :

- GIR12 : Dépendance totale à partir du niveau de GIR2,
- GIR123 : Dépendance totale ou partielle à partir du GIR3,
- GIR1234 : Dépendance totale ou partielle à partir du GIR4.

Une inclusion existe alors entre ces niveaux : GIR12 ⊆GIR123 ⊆GIR1234. Pour chacun d'entre eux, et pour chaque sexe, les lois suivantes ont été réalisées, c'est-à-dire vingt-quatre lois au total :

- Lois de probabilité i_x d'entrer en dépendance selon l'âge x,
- Lois de probabilité q_x^a de décès en état d'autonomie selon l'âge x,
- Lois de probabilité $q_{x,t}^i$ de décès en état de dépendance selon l'âge x et l'ancienneté annuelle en état t,
- Lois de probabilité $q_{x,m}^{im}$ de décès en état de dépendance selon l'âge x et l'ancienneté mensuelle en état m.

Dans ce paragraphe, ces dernières seront présentées dans un objectif de comparaison. Afin de faciliter la lecture des graphiques en supprimant les effets d'échelle, les probabilités des âges inférieurs à 60 ans et supérieurs à 110 ans ne sont pas présentées.

4.1.1. **Incidence de la perte d'autonomie**

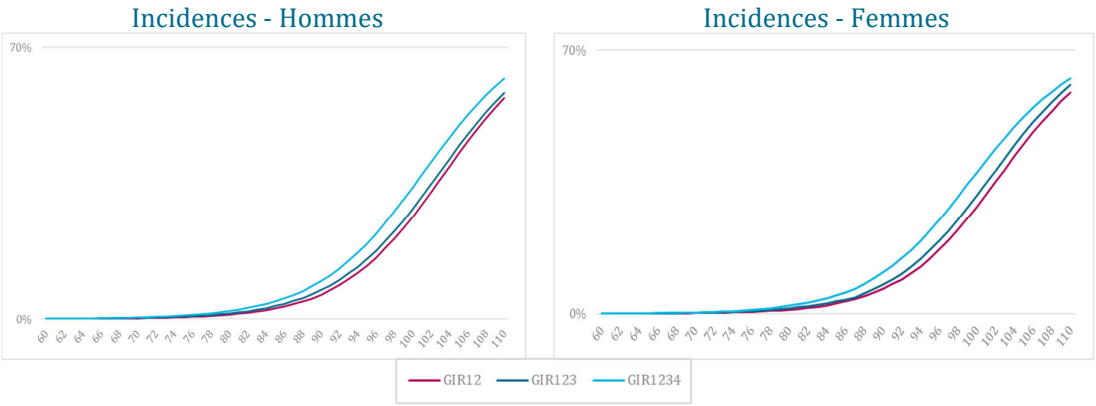


Figure 68 : Lois d'incidence en dépendance, GIR12, GIR123 et GIR1234

Pour tous les âges, moins le niveau de dépendance est strict, plus les probabilités d'incidence sont élevées. Ce phénomène est d'autant plus marqué avec l'âge. En revanche, le niveau de dépendance GIR123, intégrant le niveau de dépendance partielle GIR3 et intermédiaire par rapport aux niveaux GIR12 et GIR1234, est plus proche du niveau de dépendance totale GIR12 que celui intégrant la dépendance partielle GIR34. Ceci s'explique par l'algorithme associé à la définition selon la grille AGGIR. En effet, le GIR4 peut être atteint très rapidement : par exemple, une personne ayant des douleurs qui l'empêcheraient de se laver et de s'habiller le bas du corps entièrement, mais qui le ferait partiellement, aurait un degré de dépendance GIR4. Pour passer en GIR3, cette même personne doit ne plus pouvoir se laver et s'habiller du tout, sur l'ensemble du corps. Lorsque les actes « se laver » et « s'habiller » sont perdus, la personne est probablement à mobilité réduite et la perte des actes « transfert » et « déplacement intérieur » peut être imminente ou associée : dans ce cas, le degré d'autonomie est le GIR2. Il peut être supposé que le passage du GIR4 au GIR3 est plus lent que celui du GIR3 au GIR2 et cela se reflète dans les graphiques ci-dessus.

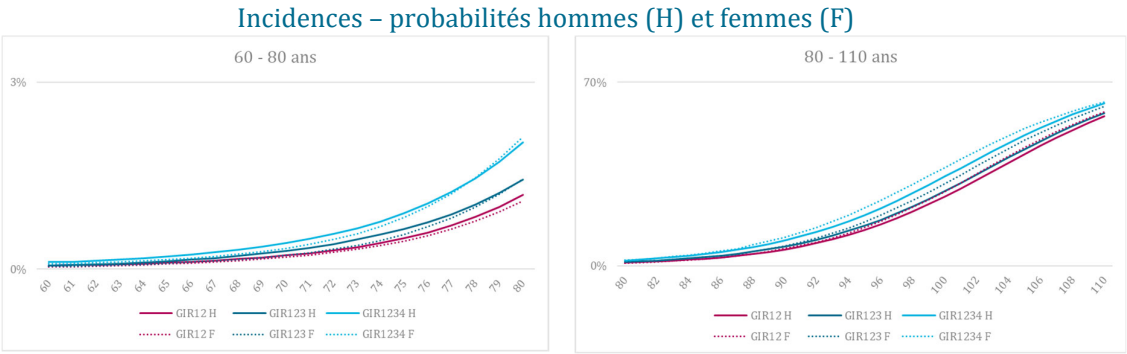


Figure 69 : Lois d'incidence en dépendance hommes et femmes, GIR12, GIR123 et GIR1234, avant et après 80 ans

Le graphique précédent illustre les différences entre les lois de probabilité obtenues pour les hommes, en trait plein, et celles des femmes, en pointillés. Avant environ 80 ans, sur le graphique de gauche, pour chacun des niveaux, les lois hommes sont supérieures à celles des femmes. Cette tendance est inversée après 80 ans, lorsque les probabilités d'entrer en dépendance croissent plus rapidement pour les femmes que pour les hommes et que la loi des femmes dépasse celle des hommes : les hommes sont un peu plus touchés aux âges jeunes par des pathologies conduisant à la dépendance que les femmes (cancers). D'autres maladies,

telles que les démences, arrivent plus tardivement avec l'âge et touchent majoritairement les femmes. L'écart entre la loi des hommes et celle des femmes aux âges élevés est plus important pour les niveaux de dépendance les moins stricts. Si les démences sont souvent facteur de dépendance totale, une perte seule des actes de cohérence et d'orientation suffisant à entrer en GIR2, d'autres maladies telles que l'ostéoporose touchant principalement les femmes dans des proportions de plus en plus importante avec l'âge pourraient mener à un nombre important de pertes d'autonomie partielles. En effet, on estime que 39% des femmes souffrent d'ostéoporose autour de l'âge de 65 ans et cette proportion monterait à 70% des femmes âgées de 80 ans et plus.
D'autre part, on peut remarquer qu'aux âges élevés, les probabilités d'incidence des femmes en GIR12 sont très proches de celles des hommes en GIR123.

4.1.2. **Mortalité autonome**

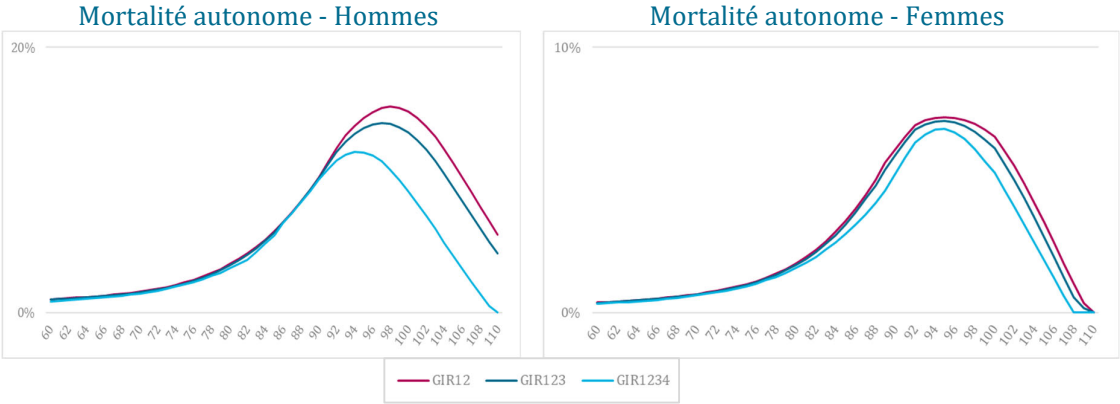


Figure 70 : Lois de décès en autonomie, GIR12, GIR123 et GIR1234

Aux âges élevés, la probabilité de décéder en état d'autonomie chute et tend vers 0%. Ceci est une conséquence directe de la formule de calcul de cette probabilité en fonction des intensités de transition de l'état d'autonomie vers le décès et la dépendance, présentée en partie « 3.2.2. Les intensités de transition » :

$$q_x^a = \frac{\mu_x^a}{\mu_x^a + \lambda_x}\left(1 - e^{-(\mu_x^a + \lambda_x)}\right)$$

La loi d'intensité de passage en dépendance continuant de croître aux âges élevés, alors que la loi d'intensités de décès en autonomie voit sa croissance ralentir sur les derniers âges pour tendre vers une valeur presque constante, la probabilité q_x^a chute progressivement vers 0 aux âges les plus élevés. Cette décroissance s'explique également par le fait qu'à partir d'un certain âge, il est moins probable de décéder en état d'autonomie, mais plus probable de décéder après être passé en état de dépendance.

Plus le niveau de dépendance assuré est strict, plus la probabilité de décéder en état d'autonomie est élevée. En effet, en GIR12, la probabilité de décéder en état d'autonomie inclut celle de décéder en GIR3 ou GIR4 (la définition de l'état d'autonomie du point de vue du GIR12 est le GIR3456). Ceci est vrai à tout âge, mais est encore plus vrai aux âges élevés, en conséquence directe des méthodes d'extrapolation utilisées.

Décès en état d'autonomie – probabilités hommes (H) et femmes (F)

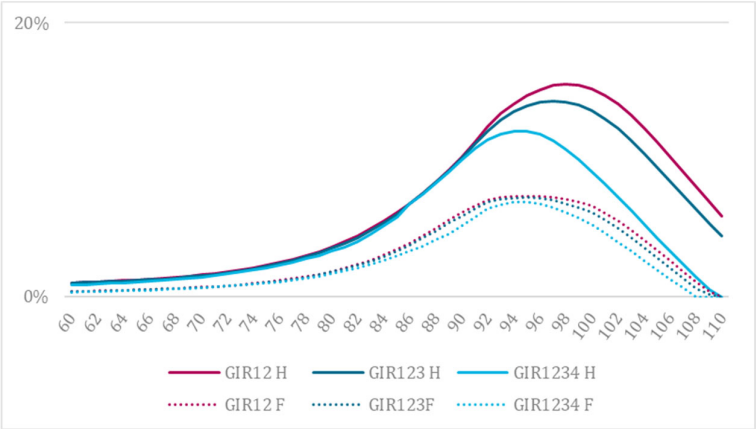


Figure 71 : Lois de décès en autonomie des hommes et des femmes, GIR12, GIR123 et GIR1234

Les probabilités de décès en état d'autonomie des femmes sont plus faibles que celles des hommes, compte tenu d'une espérance de vie en moyenne plus longue, et cela peu importe le niveau de dépendance étudié.

4.1.3. **Mortalité des dépendants**

Les probabilités de décès en état de dépendance s'expriment selon l'âge d'entrée en dépendance x et l'ancienneté en dépendance t. Afin de comparer les résultats obtenus pour ce risque en fonction des niveaux de dépendance et du sexe, ce sont les espérances de vie en état de dépendance qui vont être présentées dans un premier temps. En effet, ces dernières permettent d'interpréter les lois obtenues et d'avoir une vision synthétique du comportement biométrique.

Les espérances de vie entière pour chaque âge d'entrée en dépendance x sont calculées de la manière suivante :

$$e_x^t = \sum_{t=0}^{80} \left[\prod_{k=0}^{t} (1 - q_{x,k}^i) \right]$$

De la même façon, les espérances de vie mensuelles la première année pour chaque âge d'entrée en dépendance x sont calculées de la manière suivante :

$$e_x^m = \sum_{m=0}^{11} \left[\prod_{k=0}^{m} (1 - q_{x,k}^{im}) \right]$$

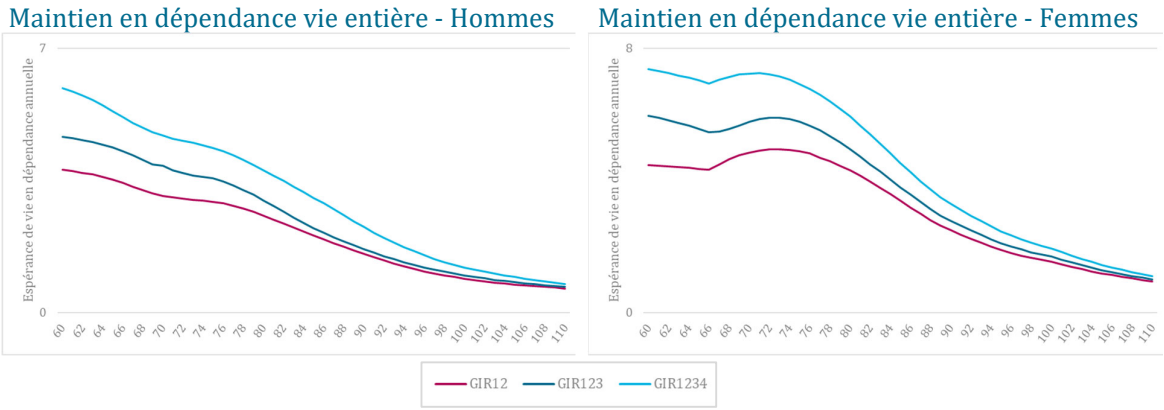


Figure 72 : Espérance de vie en dépendance annuelle (vie entière), GIR12, GIR123 et GIR1234

L'espérance de vie en dépendance décroit avec l'âge, ce phénomène étant une conséquence naturelle du vieillissement.

La forme des courbes des femmes sur les premiers âges est induite par l'extrapolation des lois de mortalité des dépendants aux âges jeunes. Les probabilités aux âges jeunes initialement issues du modèle paramétrique donnait une courbe d'espérances de vie en dépendance parabolique, croissante avant 75 ans puis décroissante : les pathologies à l'origine d'une entrée en dépendance précoce sont souvent foudroyantes, comme certains types de cancers. Ainsi, le maintien en dépendance sera moins long pour un dépendant de 60 ans qu'un dépendant de 75 ans. L'espérance de vie aux âges jeunes des femmes étant plus élevée que celle des hommes, l'impact de ce type de maladie est plus marqué sur la courbe féminine. Cette tendance est retranscrite par le modèle de mélange dans son estimation des probabilités. Seulement, très peu de données sont disponibles aux âges les plus jeunes et les évolutions constatées sur les premiers âges d'observation sont conservées par le modèle paramétrique pour une extrapolation « à gauche ». Parfois, cette évolution est trop rapide et ici, les probabilités de décès ont été jugées trop élevées aux âges jeunes. Comme indiqué en partie 3.6.2, pour pallier cette limite du modèle, la mortalité des dépendants a finalement été supposée constante par âge atteint aux âges inférieurs à 66 ans. Les probabilités ainsi obtenues sont plus réalistes que celles issues du modèle d'après les « *avis d'expert*[21]» récoltés. Le « décrochage » obtenus sur les courbes des espérances de vie féminine est donc dû à un ralentissement de l'effet de croissance de la courbe avant 72 ans compte tenu de la fixation de la probabilité par âge atteint, cette dernière étant plus faible qu'initialement avant 66 ans. La courbe des hommes étant strictement décroissante, malgré un retraitement similaire, aucun décrochage n'est constaté.

Plus le niveau de dépendance étudié est strict, moins l'espérance de vie en état est élevée : les assurés du groupe iso-ressources GIR12 sont victimes de pathologies plus invalidantes que ceux du groupe GIR3, qui sont eux-mêmes dans un état de santé moins bon que ceux du groupe GIR4. Ainsi, le décès intervient plus rapidement pour les dépendants GIR12 que ceux en GIR3 et a fortiori en GIR4. Les espérances de vie en fonction des niveaux de dépendance se rapprochent avec l'âge : ceci s'explique probablement par la proportion d'assurés en dépendance partielle (GIR3 ou GIR34) qui diminue avec l'âge. Ces constats sont valables aussi bien pour les hommes que pour les femmes et semblent naturels compte tenu des états de santé correspondant à chacun des niveaux de dépendance.

[21] Cette décision a été prise en accord avec des experts SCOR du risque dépendance (médicaux et actuaires).

Espérance de vie en dépendance (vie entière, annuelle) – Hommes (H) et femmes (F)

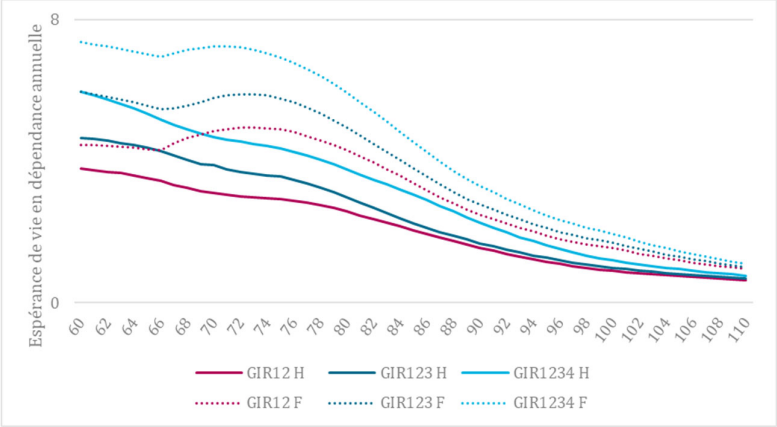


Figure 73 : Espérances de vie annuelle en dépendance (vie entière) des hommes et des femmes, GIR12, GIR123 et GIR1234

L'espérance de vie est plus élevée chez les femmes que chez les hommes, pour une population autonome ou une population générale et ceci se vérifie également pour une population en perte d'autonomie, peu importe le niveau de dépendance.

Si la perte d'autonomie intervient à 80 ans, les durées de vie restantes attendues sont les suivantes :

Espérance de vie entière pour un assuré entré en dépendance à 80 ans (annuelle)	H	F
GIR12	2,6	4,3
GIR123	3,0	4,9
GIR1234	3,8	5,9

Figure 74 : Espérances de vie annuelle en dépendance pour une entrée en dépendance à 80 ans

Des lois de probabilité mensuelles de première année ont également été effectuées. Les espérances e_x^m obtenues à partir de ces dernières sont présentées ci-dessous :

Maintien en dépendance la première année - Hommes

Maintien en dépendance la première année - Femmes

Figure 75 : Espérance de vie en dépendance mensuelle (première année), GIR12, GIR123 et GIR1234

Les graphiques précédents illustrent l'espérance de vie des assurés en première année de dépendance. Comme expliqué précédemment pour les espérances de vie annuelles « vie entière », la forme parabolique des courbes est la conséquence des maladies graves entraînant des décès

rapides responsables d'entrées en dépendance précoces. Entre 60 et 75 ans, la proportion de ces maladies décroit, pour ensuite laisser place à l'effet du vieillissement.

Les probabilités de décès obtenues la première année de dépendance reflètent ce phénomène avec des probabilités élevées aux âges jeunes, décroissantes avant 75-80 ans, puis à nouveau croissantes :

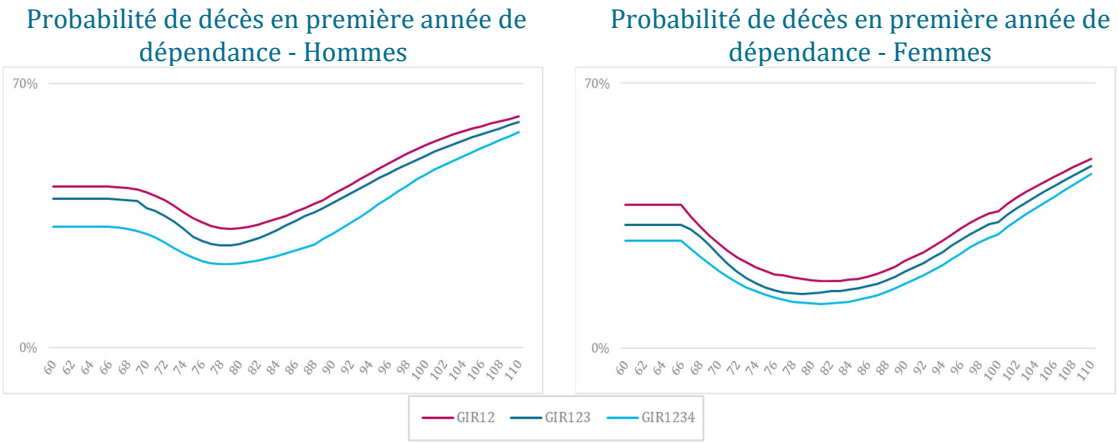


Figure 76 : Probabilités annuelles de décès en dépendance en première année de dépendance, GIR12, GIR123 et GIR1234

Après la première année, les probabilités de décès sont croissantes avec l'âge.

Si l'on observe les probabilités d'entrée en dépendance par ancienneté en état, pour un âge fixé, on remarque une plus forte probabilité de décéder en première année, puis une diminution en seconde année, pour une croissance progressive sur les années suivantes. Cela est également la conséquence des maladies graves survenues aux âges jeunes et ayant conduit à des pertes d'autonomie précoces, suivies de décès rapides. Ainsi, ce constat se fait majoritairement aux âges jeunes et chez les hommes qui sont plus touchés par les cancers et pour qui les taux de mortalité sont plus élevés.

Voici les probabilités de décès selon l'ancienneté en dépendance et par âge d'entrée en état observées par exemple pour le niveau GIR12 :

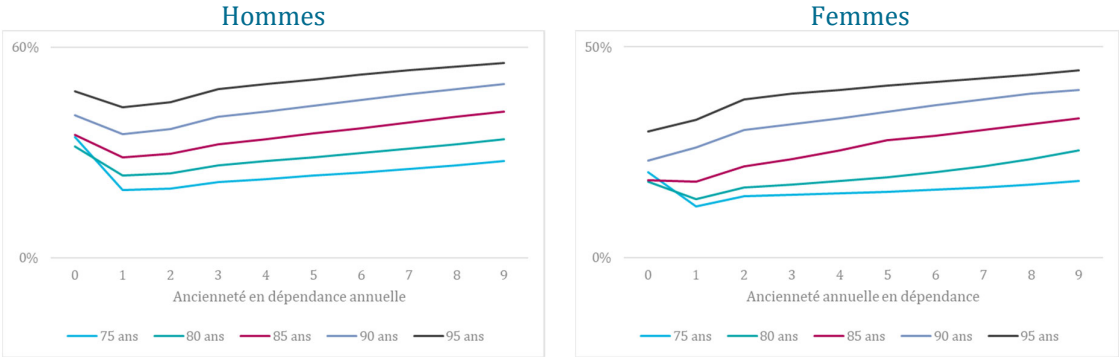


Figure 77 : Probabilités de décès selon l'ancienneté en dépendance et par âge d'entrée en état (GIR 12 / 75, 80, 85, 90 et 95 ans)

Les tendances observées sur les graphiques ci-dessus pour le GIR12 se retrouvent pour le GIR123 et le GIR1234.

4.1.4. **Projection d'une population**

Les lois biométriques d'expérience réalisées sur les niveaux GIR12, GIR123 et GIR1234 permettent d'effectuer des projections sur une population observée à une date d'arrêté. Ces dernières permettent alors à l'assureur d'estimer l'évolution de cette population et d'en déduire les montants de provisions[22] à constituer pour faire face à ses engagements contractuels vis-à-vis de ses assurés. Elles sont également utiles à la tarification des nouveaux contrats d'assurance dépendance.

Dans cette partie, une population assurée cotisante âgée de 60 ans à fin 2020 et constituée de 100 000 hommes et 100 000 femmes est considérée. Elle est projetée jusqu'à son extinction pour le GIR12, le GIR123 et le GIR1234. Les tableaux et graphiques suivants mettent en avant les prévalences en dépendance, ainsi que les flux de prestations auxquels peut s'attendre l'assureur.

Prévalence en dépendance

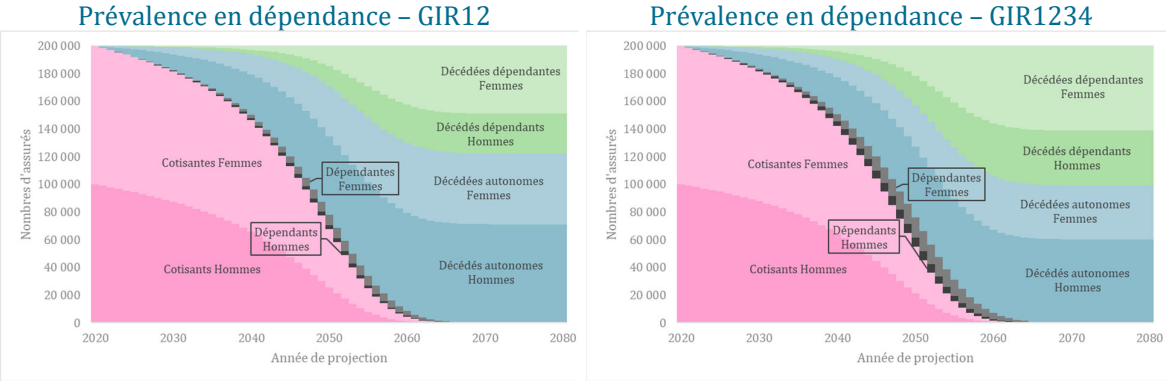


Figure 78 : Prévalence en dépendance, GIR12 et GIR1234

Les graphiques ci-dessus indiquent la répartition des assurés entre les catégories suivantes, pour chaque année de projection :

- Assurés cotisants vivants hommes et femmes (roses),
- Assurés dépendants vivants hommes et femmes (gris),
- Assurés décédés en état d'autonomie hommes et femmes (bleu),
- Assurés décédés en état de dépendance hommes et femmes (vert).

A gauche, la population est assurée pour le GIR12 et à droite, elle l'est pour le GIR1234. Une part plus importante de dépendants est donc comptabilisée chaque année sur le graphique de droite, compte tenu des assurés entrés en dépendance partielle (GIR34). Sur les deux populations, parmi les assurés dépendants, une majorité de femmes est comptabilisée. Ainsi, parmi les assurés décédés, la plus grande part des décès en état d'autonomie est celle des hommes, et à l'inverse, la plus grande part des décès en dépendance est celle des femmes.
Pour la population assurée pour le GIR12 comme celle assurée pour le GIR1234, plus aucun cotisant n'est en vie aux alentours de 2060, c'est-à-dire pour un âge de 100 ans. Le nombre

[22] La provision pour risques croissants (PRC) d'une part, permettant de couvrir le décalage d'engagements entre l'assureur (risque dépendance croissant avec l'âge) et les assurés (les primes payées par les assurés autonomes ne suivent pas nécessairement le coût du risque), et les provisions mathématiques (PM) d'autre part, qui correspondent aux provisions liées aux prestations en cours de service pour les assurés dépendants (sinistres en cours à la date de calcul).

d'assurés cotisants chute néanmoins plus rapidement en GIR1234 qu'en GIR12, compte tenu du nombre plus important d'entrées en dépendance. En 2065, pour les deux niveaux assurés, tous les individus sont décédés en état de dépendance ou d'autonomie. Ils seraient alors âgés de 105 ans. Les prévalences en dépendance pour le niveau GIR123 sont proches graphiquement de celles du GIR12 et présentées en Annexe 7.

Projections	Hommes			Femmes			Total		
	Cotisants projetés	Dépendants	%	Cotisants projetés	Dépendants	%	Cotisants projetés	Dépendants	%
GIR12	100 000	28 814	29%	100 000	48 897	49%	200 000	77 711	39%
GIR123	100 000	32 484	32%	100 000	52 612	53%	200 000	85 096	43%
dont GIR3		*3 670*	*4%*		*3 714*	*4%*		*7 385*	*+4%*
GIR1234	100 000	39 704	40%	100 000	61 078	61%	200 000	100 782	50%
dont GIR4		*7 220*	*7%*		*8 466*	*8%*		*15 686*	*8%*

Figure 79 : Part de la population assurée et projetée passée en dépendance (nombre et pourcentage, GIR12, GIR123 et GIR1234)

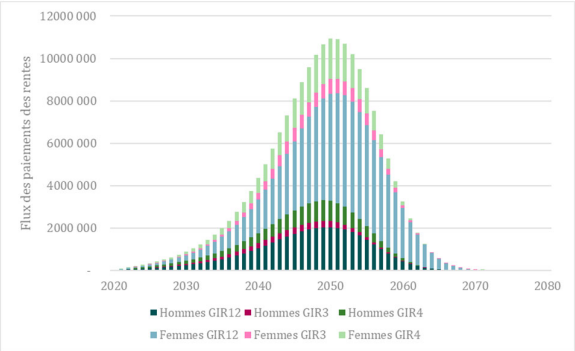
Le tableau précédent indique les nombres et proportions d'assurés de la population projetée passés en dépendance au cours de la vie du contrat. Lorsque seule la dépendance totale est assurée (GIR12), 29% des hommes et 49% des femmes de la cohorte initiale sont passés en dépendance. En GIR123, ces parts augmentent à 32% et 53% respectivement. En GIR1234, elles sont de 40% et 61%. Tous sexes confondus, ce sont 39% de la population générale assurée en GIR12 qui passe en dépendance, et cette proportion atteint 50% dans le cas où la dépendance partielle en GIR3 et GIR4 est assurée.

Lorsque l'on prend l'hypothèse que les statistiques biométriques sont identiques en dépendance totale que la dépendance partielle soit assurée ou non, les nombres de dépendants en GIR3 et GIR4 peuvent être isolés. Ainsi on peut voir qu'environ un tiers des dépendants partiels observés se situent en GIR3, et deux tiers en GIR4. Cela est la conséquence de la perte d'autonomie GIR3 qui est plus proche de celle en GIR2 que de celle en GIR4, comme expliqué dans les parties précédentes.

Flux des paiements des rentes

En prenant l'hypothèse que le montant de rente en dépendance totale est de 700€, correspondant au montant moyen observé sur le marché, et que celui de dépendance partielle (GIR3 ou 4) correspond à 50% de ce montant, soit 350€, les montants estimés des rentes futures peuvent être déduits. Le taux technique utilisé correspond au taux technique vie actuelle, soit 0%.

Flux des paiements des rentes



Montants totaux de rentes payées (k€)	Hommes	Femmes	Total
GIR12	38 161	92 855	131 015
GIR123	44 167	105 235	149 402
dont GIR3	*6 006*	*12 380*	*18 386*
GIR1234	60 929	134 452	195 381
dont GIR4	*16 763*	*29 217*	*45 979*

Figure 80 : Illustration des montants de rentes versées et totaux engagés (GIR12, GIR123 et GIR1234)

Grâce aux hypothèses citées préalablement, la projection des flux de trésorerie constituant l'engagement de l'assureur, pour chaque niveau de dépendance, est présentée ci-dessus dans le graphique de droite. Les montants de rentes versées en dépendance totale (en bleu foncé pour les hommes, bleu clair pour les femmes) s'élèvent à un total de 131 millions d'euros.

En prenant la même hypothèse que précédemment, à savoir que le comportement est le même en GIR12 qu'il soit souscrit seul ou avec une garantie dépendance partielle, les montants de rentes versées pour les niveaux de dépendance GIR3 et GIR4 peuvent être déduits :

- GIR3 (rose foncé pour les hommes, rose clair pour les femmes) : 14% du montant dépensé pour la dépendance totale est à ajouter pour ce niveau de dépendance qui précède le GIR2, dont 9% pour les femmes et 5% pour les hommes.
- GIR4 (vert foncé pour les hommes, vert clair pour les femmes) : 31% du montant dépensé pour la dépendance totale est à ajouter pour ce niveau de dépendance qui précède le GIR3, dont 20% pour les femmes et 11% pour les hommes.

La couverture de la dépendance partielle est très coûteuse lorsqu'elle s'applique à partir du GIR4. En effet, tous sexes confondus, la couverture du GIR34 augmente, dans cet exemple, de près de 50% les dépenses engagées pour le GIR12 seul, avec une répartition très proche de deux tiers pour la population féminine et un tiers pour la masculine.

Le GIR3, quant à lui, reste proche de la couverture GIR12 et n'augmente les dépenses engagées que de 14% par rapport à la dépendance totale. La répartition par sexe reste similaire à celle évoquée précédemment.

4.2. Analyse des portefeuilles 3AVQ4

Le base de données dépendance étudiée dans ce mémoire intègre treize portefeuilles définis en partie selon la grille AGGIR, comme ceux étudiés en troisième partie de ce mémoire, mais aussi selon le référentiel AVQ avec la définition de dépendance totale 3AVQ4. Pour rappel, ces deux types de définitions sont présentés en partie « 1.4.2. Les définitions de la dépendance ». La grille AGGIR est commune à tous les assureurs, c'est-à-dire qu'ils n'y apportent aucune contribution et qu'elle est semblable pour tous les produits qui la prennent comme référence. En revanche, le niveau de dépendance 3AVQ4 peut varier d'un assureur à l'autre en fonction des conditions de perte des actes de la vie quotidienne que chaque assureur aura donné dans la notice de son

produit. Pour une comparaison plus détaillée des deux modèles, se référer à la Figure 2 de la partie « 1.4.3. Comparaison des définitions ».
Cette partie a pour objet de comparer les niveaux de dépendance totale 3AVQ4 entre eux tout d'abord puis à la définition GIR12. Pour ce faire, trois portefeuilles 3AVQ4 sont analysés : les portefeuilles M, N et O. Le portefeuille N prévoit une franchise de trois mois, les données sont donc uniformisées pour comparaison et les décès lors des trois premiers mois de dépendance sont considérés comme des décès en état d'autonomie (voir « 3.2.5 Gestion des franchises »). La méthode utilisée est la même que celle qui a permis de comparer les portefeuilles GIR12, GIR123 et GIR1234 respectivement entre eux, afin d'en déduire ceux qui seraient utilisés pour la construction des lois après vérification de la cohérence des niveaux de risque.

4.2.1. Comparaison des portefeuilles 3AVQ4 entre eux

Les ratios A/E ont été observés dans un premier temps sans aucun autre retraitement que celui lié à la franchise. Les graphiques sont présentés en Annexe 8 pour la sinistralité de la population autonome. Les commentaires suivants peuvent être faits :

- Mortalité autonome : les assurés du portefeuille N décèdent moins que sur les deux autres portefeuilles mais des décès en état d'autonomie sont manquants sur ce dernier. Il est donc retiré du périmètre pour l'analyse du décès en autonomie,
- Surprime : seul le produit N ne prévoit pas de souscriptions avec surprimes. Les surprimés des deux produits M et O sont retirés pour l'analyse des entrées en dépendance et décès en autonomie, les notations correspondantes devenant M* et O*.

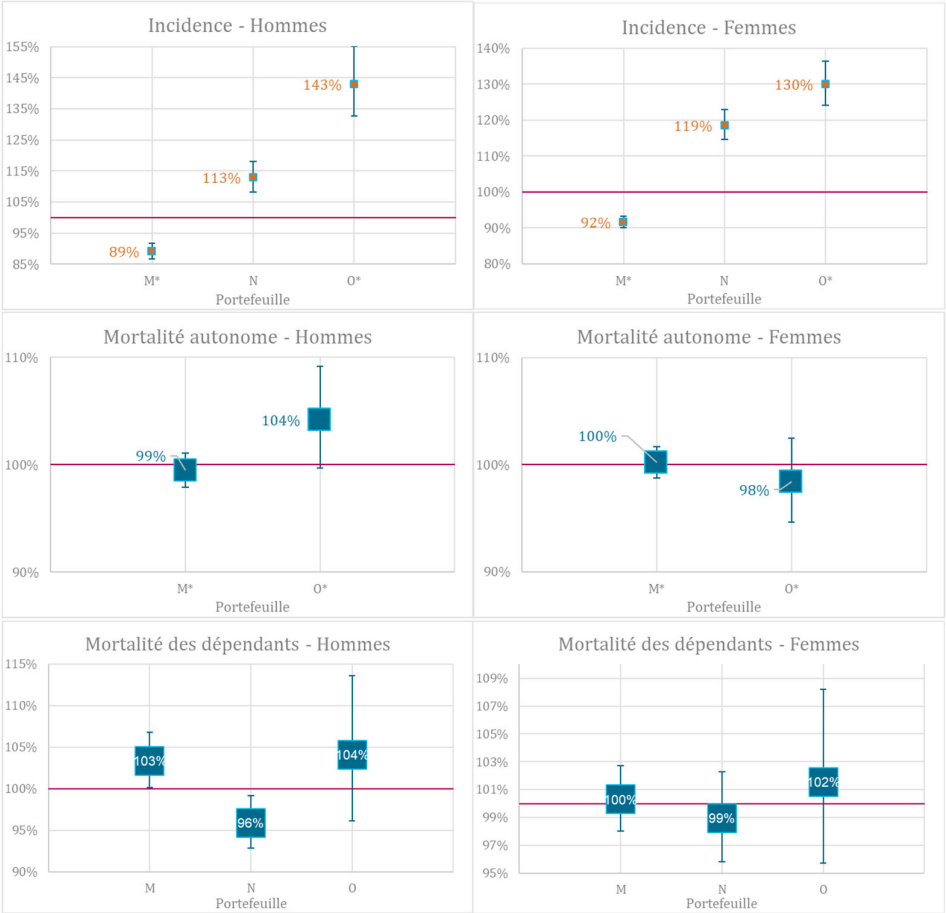


Figure 81 : Comparaison de la sinistralité des portefeuilles M, N et O définis en 3AVQ4

Dans les graphiques précédents, la courbe constante à 100% représente la sinistralité attendue avec l'agrégation des trois portefeuilles analysés :

- La mortalité, peu importe l'état, en autonomie ou en dépendance, est de niveau homogène entre les portefeuilles étudiés.
- Le niveau d'incidence du portefeuille M* est plus faible que celui de N et considérablement plus faible que celui de O*. A noter que la suppression des surprimes n'a pas modifié les tendances obtenues.

Afin d'expliquer les différences de sinistralité relatives à l'entrée en dépendance entre les trois portefeuilles, une analyse détaillée des niveaux de sélection médicale, des conditions de mise en jeu de la garantie et de la gestion des sinistres (si possible) a été effectuée avec l'aide des experts sinistres SCOR. Les principales conclusions sont les suivantes :

- Le produit M est peu couvrant compte tenu d'un nombre de conditions cumulées pour faire valoir un droit d'indemnisation important et rarement atteignable. De plus, les actes doivent être complètement perdus. Ceci entraîne un nombre important de refus et peu de sinistres à payer.
- Le produit O semble avoir une sélection médicale plus allégée que celle du produit N, d'après la documentation dont SCOR dispose, ce qui peut expliquer un niveau d'incidence plus élevé sur ce dernier.

En conclusion, d'un produit à l'autre défini en AVQ, les conditions de mise en jeu de la garantie dépendance totale 3AVQ4 peuvent varier. La subjectivité dans le déclanchement de la garantie 3AVQ4, liée à la rédaction des clauses des contrats mais aussi aux modalités de gestion de chaque assureur, conduit à des niveaux d'incidence considérablement différents.

4.2.2. Comparaison des portefeuilles 3AVQ4 au référentiel GIR12

La partie précédente à mis en avant :

- Une disparité nette du niveau d'incidence en dépendance entre les portefeuilles,
- Une cohérence entre les portefeuilles 3AVQ4 sur la mortalité, en autonomie et dépendance.

La sinistralité des portefeuilles M, N et O en 3AVQ4 va maintenant être comparée à celle du niveau GIR12. Pour ce faire, pour chacun des risques étudiés, les coefficients A/E vont être analysés en rapportant le nombre de sinistres observés de chaque portefeuille (A), à celui estimé (E) si l'on applique la loi d'intensité GIR12 à l'exposition de chaque portefeuille respectivement. A noter que les intensités ont été recalculées à partir des probabilités des lois finales GIR12 présentées en partie « 4.1. Analyse des différents niveaux de GIR » et ont été converties afin de tenir compte du manque d'observations sur les trois premiers mois de dépendance compte tenu de l'existence d'une franchise. Les graphiques ci-dessous permettent de mettre en avant comment se situent la sinistralité 3AVQ4 par rapport à celle du GIR12 : une sinistralité parfaitement identique entre ces deux définitions donnerait des ratios de 100% (lignes noires).

Incidence et mortalité autonome

Pour les risques de transition à partir de l'état d'autonomie, à savoir l'entrée en dépendance ou le décès, l'étude a été réalisée par tranche d'âge de cinq ans.

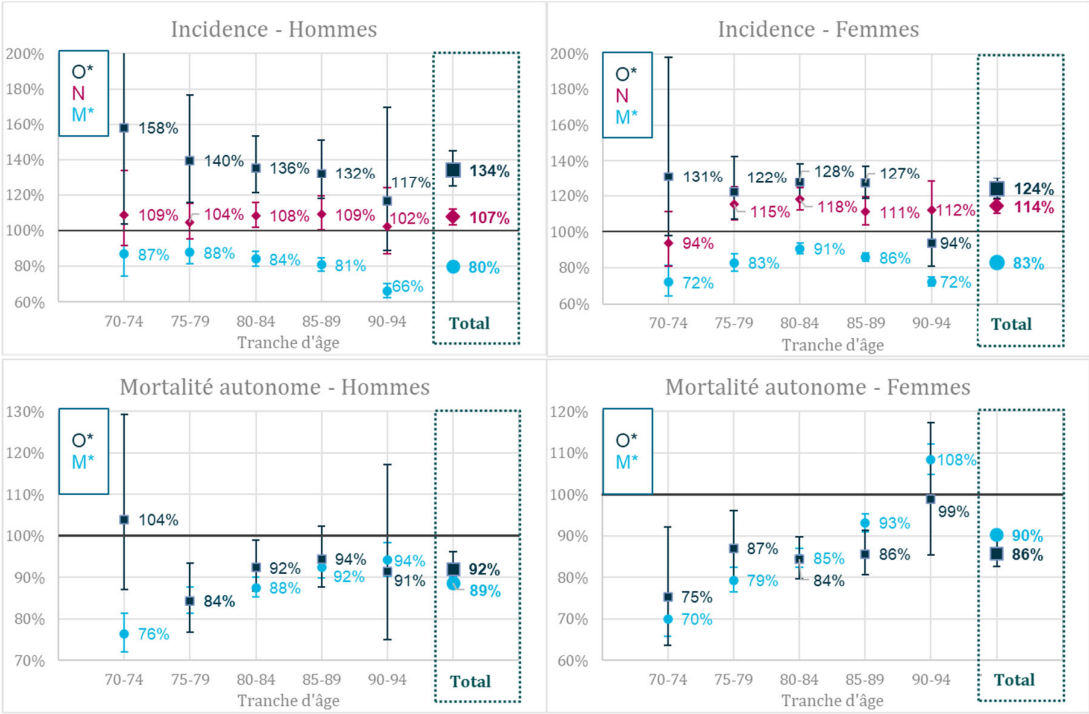


Figure 82 : Incidences et mortalité autonome 3AVQ4 des portefeuilles M, N et O* par rapport au GIR12*

Concernant l'entrée en dépendance, pour laquelle les niveaux divergent en fonction des portefeuilles, les observations de M* montrent une sinistralité inférieure à celle du GIR12, contrairement à N et O*, qui ont une sinistralité supérieure. Aucune tendance liée à l'âge n'est observée.

La mortalité des autonomes, homogène entre les deux portefeuilles M* et O*, est inférieure à la mortalité autonome GIR12. Contrairement à l'incidence, une tendance liée à l'âge se dégage : plus l'âge avance, plus le niveau de mortalité en 3AVQ4 se rapproche de celui en GIR12. Cela peut s'expliquer par le fait qu'aux âges élevés, les décès sont provoqués par la vieillesse, et que les différences d'états de santé, qu'ils correspondent à du 3AVQ4 ou du GIR12, deviennent plus négligeables.

Mortalité des dépendants

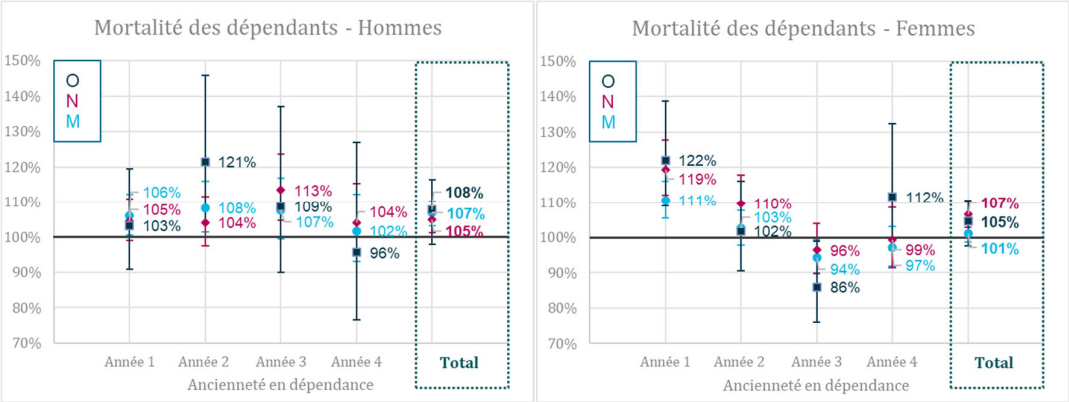


Figure 83 : Mortalité en dépendance 3AVQ4 des portefeuilles M, N et O par rapport au GIR12

Pour la mortalité des dépendants, l'étude a été réalisée par tranche d'âge d'entrée en dépendance de cinq ans et par ancienneté en état. Finalement, aucune tendance selon l'âge et l'ancienneté n'a été constatée pour les hommes. La mortalité est supérieure en 3AVQ4 par rapport au GIR12 sur l'ensemble du périmètre. Pour les femmes, il existe cependant une surmortalité en 3AVQ4 par rapport au GIR12 très marquée sur les deux premières années. Le niveau de mortalité en 3AVQ4 se rapproche de celui du GIR12 progressivement avec l'ancienneté en état, en passant exceptionnellement inférieur sur la troisième année. Les graphiques d'analyse par tranche d'âge, ne montrant aucune tendance, sont présentés en Annexe 9.

4.2.3. Simulation de la sinistralité d'un portefeuille couvert en 3AVQ4

Afin de projeter une population assurée en 3AVQ4 et analyser les différences d'évolution par rapport à une population assurée en GIR12, des coefficients vont être définis à partir des résultats précédents et appliqués directement aux lois de référence GIR12.

Les résultats précédents mettent en avant des niveaux d'incidence disparates entre les portefeuilles et par rapport au GIR12. Trois scénarios vont donc être réalisés : scénarios « Min » correspondant à la sinistralité de M*, « Med » correspondant à celle de N et « Max » correspondant à celle de O*. De plus, afin de tenir compte de la tendance observée sur la mortalité autonome, les coefficients appliqués évolueront linéairement avec l'âge. Enfin, les chocs appliqués à la loi de décès en dépendance des femmes dépendront de l'ancienneté en dépendance.

Coefficients à appliquer aux lois GIR12		Incidence		Mortalité autonome (par tranche d'âge)						Mortalité des dépendants				
		H	F	H			F			H	F (année d'ancienneté)			
				<70	70-95	>95	<70	70-95	>95		1	2	3	4+
Scénarios	Min	80%	80%	80%	de 80% à 95%	95%	70%	de 70% à 100%	100%	107 %	115 %	105 %	95 %	100%
	Méd	105%	115%											
	Max	135%	125%											

Figure 84 : Tables de coefficients à appliquer aux lois GIR12 pour obtenir un niveau de sinistralité 3AVQ4

Ces coefficients vont être appliqués directement aux intensités des lois GIR12 présentées en partie « 4.1. Analyse des différents niveaux de GIR » afin de déterminer des intensités relatives à la définition 3AVQ4 :

$$\lambda_x^{3AVQ4_Sc(i)} = Coeff_{Sc(i)} \times \lambda_x^{GIR12} \; avec \; Sc(i) \in \{Min, Med, Max\}$$
$$\mu_x^{a,3AVQ4} = Coeff_x \times \mu_x^{a,GIR12} \; avec \; x \; l'\text{âge atteint}$$
$$\mu_{x,t}^{i,3AVQ4} = Coeff_t \times \mu_{x,t}^{i,GIR12} \; avec \; t \; l'ancienneté \; en \; dépendance$$

A noter que ces intensités n'intègrent pas de décalage relatif à l'existence d'une franchise. Elles sont « à 0 mois ». A l'aide des formules évoquées en début de troisième partie, elles sont alors transformées en probabilités 3AVQ4. Ces dernières permettent, comme en partie « 4.1.4. Projection d'une population », de projeter une population assurée cotisante âgée de 60 ans à fin 2020 et constituée de 100 000 hommes et 100 000 femmes pour chacun des scénarios 3AVQ4. Les résultats pourront alors être comparés à ceux du GIR12.

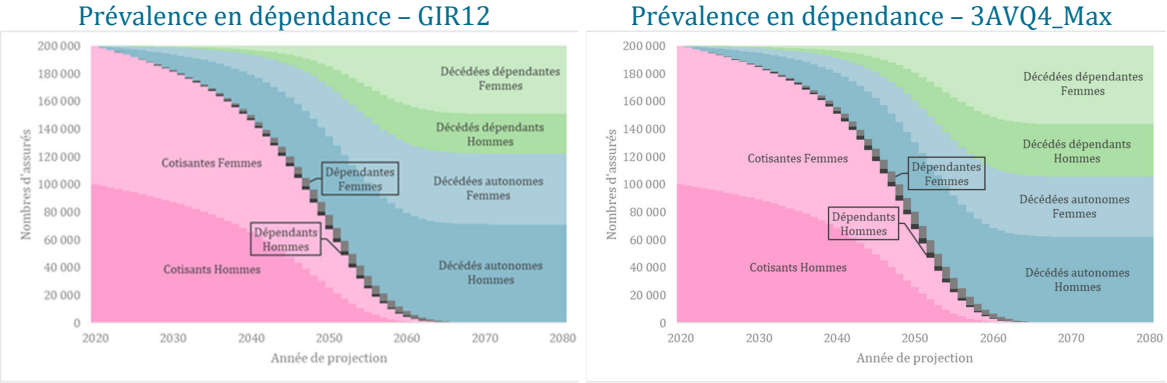


Figure 85 : Prévalence en dépendance, GIR12 et 3AVQ4_Max

Les graphiques ci-dessus illustrent les prévalences en dépendance des définitions GIR12 et 3AVQ4 pour le scénario « 3AVQ4_Max ». Les prévalences en dépendance des scénarios « 3AVQ4_Min » et « 3AVQ4_Med » sont présentées en Annexe 10.

Projections	Hommes			Femmes			Total		
	Cotisants projetés	Dépen-dants	%	Cotisants projetés	Dépen-dants	%	Cotisants projetés	Dépen-dants	%
GIR12	100 000	28 814	29%	100 000	48 897	49%	200 000	77 711	39%
3AVQ4_Min	100 000	28 778	29%	100 000	49 046	49%	200 000	77 824	39%
		- 35	*0%*		*+ 148*	*0%*		*+ 113*	*0%*
3AVQ4_Med	100 000	33 347	33%	100 000	55 119	55%	200 000	88 466	44%
		+ 4 533	*+ 5%*		*+ 6 222*	*+ 6%*		*+ 10 755*	*+ 5%*
3AVQ4_Max	100 000	37 819	38%	100 000	56 533	57%	200 000	94 352	47%
		+ 9 005	*+ 9%*		*+ 7 636*	*+ 8%*		*+ 16 641*	*+ 8%*

Figure 86 : Part de la population projetée passée en dépendance (nombre et pourcentage, GIR12 et 3 scénarios 3AVQ4)

Lorsque la définition est le GIR12, 29% des hommes et 49% des femmes de la cohorte initiale sont passés en dépendance. Ces parts varient très peu pour le premier scénario « 3AVQ4_Min ». Pour les deux autres scénarios 3AVQ4, les nombres d'entrées en dépendance sur toute la période de projection varient à la hausse avec, tous sexes confondus, +5% et +8% d'assurés supplémentaires passés en dépendance par rapport au GIR12 pour les scénarios « 3AVQ4_Med » et « 3AVQ4_Max » respectivement.

En analysant les résultats obtenus et les coefficients appliqués, les conclusions suivantes peuvent être faites par rapport au GIR12 :

- Scénario « 3AVQ4_Min » : La probabilité d'entrer en dépendance est plus faible. Cependant, les assurés décèderont également moins en autonomie. Ainsi une population cotisante sera conservée plus longtemps. Moins d'entrées en dépendance seront comptabilisées dans un premier temps mais les incidences auront lieu sur plus long terme, compte tenu de la cohorte cotisante présente plus tardivement. Une fois en dépendance, les assurés décèderont plus rapidement qu'en GIR12 et les rentes seront versées moins longtemps.
- Scénarios « 3AVQ4_Med » et « 3AVQ4_Max » : La probabilité d'entrer en dépendance est plus forte. De la même façon que pour le scénario « 3AVQ4_Min », les assurés décèderont moins en autonomie. Le nombre d'entrées en dépendance additionnel étant plus conséquent que le nombre de décès en autonomie en moins, la cohorte cotisante s'épuise

plus rapidement que pour le GIR12. La population assurée entre alors en dépendance de manière plus forte mais sur une plus courte période. Une fois en dépendance, les assurés décèderont plus rapidement qu'en GIR12 et les rentes seront versées moins longtemps.

En résumé, pour le scénario « 3AVQ4_Min », par rapport au GIR12, plus de cotisations seront perçues par l'assureur, et les rentes seront versées à un nombre de dépendants relativement similaire mais sur des périodes plus courtes en conséquence d'espérances de vie plus faibles en état. Pour les deux autres scénarios, des rentes seront à verser à une part de la population assurée plus importante, mais sur des durées moins longues. En supposant un montant de rente de 700€ pour les deux définitions et peu importe les scénarios, ainsi qu'un taux technique à 0%, les projections des flux de trésorerie suivantes sont obtenues :

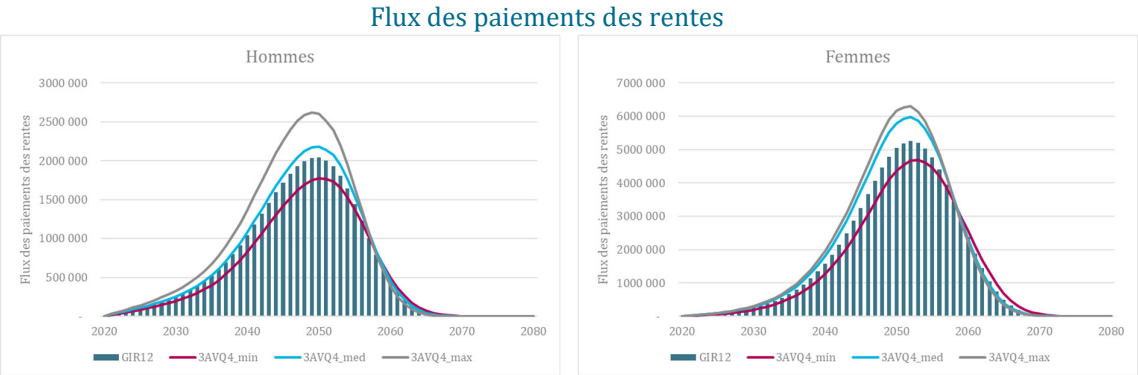


Figure 87 : Illustration des montants de rentes versées et totaux engagés (GIR12 versus les 3 scénarios 3AVQ4)

Les graphiques de flux de paiements des rentes ci-dessus sont cohérents avec les constats précédents. Avant 2060 environ, c'est-à-dire tant qu'il reste des assurés autonomes dans la population projetée, on a : $N_t^{3AVQ4_Min} < N_t^{GIR12} < N_t^{3AVQ4_Med} < N_t^{3AVQ4_Max}$, avec N_t^{Def} le nombre d'assurés dépendants pour une année t et une définition Def. Pour les définitions « 3AVQ4_Med » et « 3AVQ4_Max », les incidences sont beaucoup plus élevées que pour les deux autres mais s'arrêtent plus rapidement. A l'approche de 2060, les populations sont majoritairement dépendantes et restent moins longtemps en état qu'en GIR12. Ceci explique la convergence rapide des courbes bleues et grises vers l'histogramme GIR12 sur les dernières années. En revanche, la courbe rose relative à la définition « 3AVQ4_Min » dépasse les trois autres ensuite : ceci s'explique par l'extinction plus tardive de la cohorte autonome, donnant lieu à des entrées en dépendance repoussées dans le temps.

Montants de rentes payées totaux (k€)	Hommes	Femmes	Total
GIR12	38 161	92 855	131 015
3AVQ4_Min	33 359	84 477	117 836
	- 4 802	*- 8 378*	*- 13 180*
3AVQ4_Med	40 210	102 458	142 668
	2 049	*9 604*	*11 653*
3AVQ4_Max	47 363	106 917	154 280
	9 203	*14 062*	*23 264*

Figure 88 : Montants totaux de rentes versées (GIR12 versus les 3 scénarios 3AVQ4)

La première définition 3AVQ4 diminue le montant de rentes versées en GIR12 de 10% au total, alors que les deux autres définitions l'augmentent respectivement de 9% et 18%.

Il est difficile de conclure quant au caractère plus ou moins restrictif d'une définition par rapport à une autre. En effet, si la définition 3AVQ4 était plus sévère que celle en GIR12, des probabilités d'entrer en dépendance plus faibles et de décès en autonomie et en dépendance plus élevées seraient observées, et inversement dans le cas où le GIR12 serait plus grave que le 3AVQ4. Les constats précédents ne prennent aucune de ces deux directions. D'un produit à l'autre défini en AVQ, et d'un assureur à l'autre, les modalités de gestion et des contrats peuvent varier : l'assureur est libre dans l'utilisation de la définition en AVQ contrairement à celle du référentiel AGGIR. A noter également que les résultats obtenus varient intrinsèquement selon les populations observées, qui correspondent à des portefeuilles plus ou moins anciens pour cette définition, par rapport au GIR12 dont la mise en application date des années 2000.

4.3. Analyse des portefeuilles collectifs

Deux familles de produits existent : les produits collectifs et individuels. Dans la première, les garanties dépendance en inclusion des contrats frais de santé peuvent être comptabilisées. La base de données étudiée dans ce mémoire intègre trois portefeuilles assurés par ce type de garanties. Deux d'entre eux sont définis selon le GIR12 et le troisième a une définition de dépendance totale qui lui est propre. L'objectif de cette partie est d'obtenir une comparaison de ces deux familles. Les probabilités des lois finales individuelles GIR12 présentées en partie « 4.1. Analyse des différents niveaux de GIR » serviront de référentiel pour l'individuel.

4.3.1. Comparaison du portefeuille collectif au référentiel individuel

L'un des portefeuilles GIR12 collectif n'intègre pas l'exhaustivité des décès en autonomie et intègre trop peu d'entrées en dépendance pour le rendre exploitable (plus de sept entrées en dépendance pour les âges 77 ans et 83 ans seulement pour les hommes et les âges 79, 86 et 88 ans pour les femmes). Par conséquent, il n'est pas retenu dans cette analyse.

Les deux autres portefeuilles ont ensuite été testés afin d'en déduire si leurs sinistralités étaient comparables. La définition du produit non défini en GIR12 semble très spécifique et moins stricte que le GIR12, avec un niveau d'incidence plus élevé, et des niveaux de décès en autonomie et dépendance plus faibles. Ainsi, seul un portefeuille collectif, noté « Coll », défini en GIR12 et intégrant suffisamment d'observations, sera confronté à la référence GIR12 individuelle. Cela permet d'éviter l'introduction de biais liés à la définition et de mettre en lumière les variations liées uniquement au caractère individuel ou collectif du produit.

Le produit « Coll » prévoit une franchise de six mois. Les données sont donc uniformisées pour comparaison et les décès lors des six premiers mois de dépendance sont considérés comme des décès en état d'autonomie (voir « 3.2.5 Gestion des franchises »). Les intensités GIR12 sont également converties à l'aide des méthodes évoquées précédemment dans ce mémoire, en tenant compte d'une franchise de six mois à la place de trois mois.

Pour chacun des risques étudiés, les coefficients A/E vont être analysés en rapportant le nombre de sinistres observés de « Coll », à celui estimé si l'on applique la loi d'intensité GIR12 individuelle à l'exposition de « Coll ». A noter que les intensités ont été recalculées à partir des probabilités des lois finales GIR12. Les graphiques ci-dessous mettent en avant la sinistralité de « Coll » par rapport à l'individuel. Une sinistralité parfaitement identique entre ces deux définitions donnerait des ratios de 100%.

Incidence et mortalité autonome

Pour les risques de transition à partir de l'état d'autonomie, à savoir l'entrée en dépendance ou le décès, l'étude a été réalisée par tranche d'âge de cinq ans.

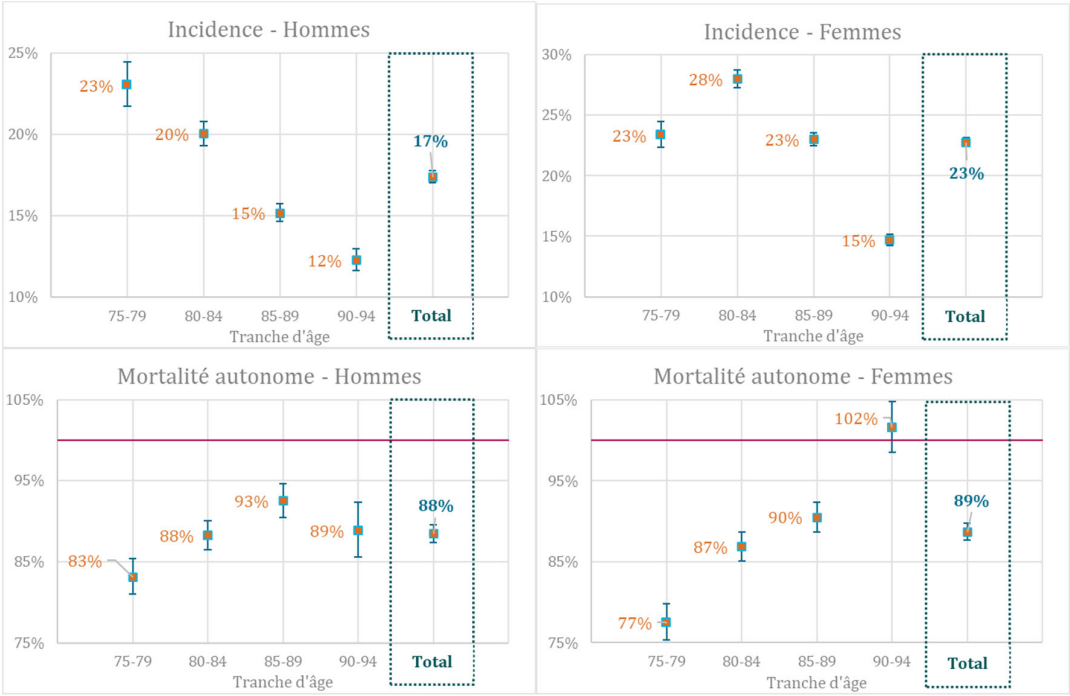


Figure 89 : Incidences et mortalité autonome en collectif par rapport à l'individuel

En assurance collective, 80% d'entrées en dépendance en moins sont comptabilisées par rapport à l'assurance individuelle. Plus l'âge augmente, plus le niveau d'incidence du collectif diminue par rapport à celui de l'individuel. Ces constats peuvent s'expliquer par un effet de sous-déclaration : les assurés d'un contrat collectif associé à un contrat frais de santé sont susceptibles d'oublier facilement leur garantie une fois en retraite. Elle s'oublie d'autant plus compte tenu de montants de rentes assurés plus faibles en collectif qu'en individuel. De plus, l'assuré est moins conscient de l'existence de sa garantie, cette dernière étant annexe à son contrat frais de santé. Il n'a pas eu la démarche de se couvrir spécifiquement contre ce risque contrairement à une personne qui s'assure individuellement, souvent après avoir été confrontée de près ou de loin à la perte d'autonomie de ses proches.

Un niveau de mortalité en autonomie plus faible en collectif qu'en individuel ne s'explique pas facilement : il peut s'agir d'un manque d'information dans les données mais cela n'est pas certain. En effet, l'assurance collective en dépendance étant apparue relativement récemment, le recul sur les données est moins conséquent que pour l'assurance individuelle. Cependant, plus l'âge augmente plus le niveau de mortalité du collectif s'approche de celui de l'individuel.

Mortalité des dépendants

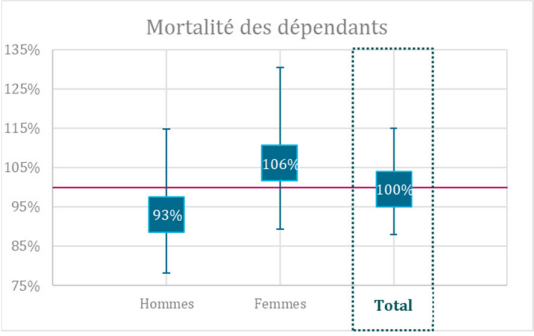


Figure 90 : Mortalité en dépendance pour le collectif par rapport à l'individuel

Pour la mortalité des dépendants, il n'est pas possible de faire l'étude par tranche d'âge ou ancienneté en état de dépendance, trop peu d'observations sont disponibles (99 sinistres sont recensés pour les hommes et 116 pour les femmes, soit 215 au total). En revanche, les sinistralités constatées en individuel et en collectif sur l'ensemble du périmètre sont très proches. Ceci semble cohérent : un assuré dépendant GIR12, que son contrat soit collectif ou individuel, a le même niveau de perte d'autonomie et donc des probabilités de décès équivalentes.

4.3.2. Simulation de la sinistralité d'un portefeuille couvert en collectif

Afin de projeter une population assurée par un contrat collectif et analyser les différences d'évolution par rapport à une population assurée individuellement, des coefficients vont être appliqués aux lois individuelles GIR12 de référence (présentées en partie « 4.1. Analyse des différents niveaux de GIR ») :

Coefficients à appliquer aux lois individuelles GIR12	Lois Hommes et Femmes				
	Incidence (par tranche d'âge)			Mortalité autonome	Mortalité des dépendants
	<75	75-95	>95		
	30%	De 30% à 15%	15%	100%	100%

Figure 91 : Tables de coefficients à appliquer aux lois GIR12 individuelles pour obtenir un niveau de sinistralité correspondant à du collectif

La population couverte par un portefeuille collectif est supposée comparable à celle couverte par un produit individuel. Seul l'effet de sous déclaration est analysé.
Les lois de décès resteront inchangées. La mortalité en état d'autonomie semble plus faible en collectif qu'en individuel de 10% environ en moyenne, cependant aucune explication concrète ne va dans ce sens et il y a un risque de manque d'information au sujet des décès en état d'autonomie pour le collectif. Les niveaux de mortalité en dépendance sont quant à eux similaires entre les deux familles de produits étudiées.
Concernant les incidences, les coefficients évolueront linéairement avec l'âge sur la tranche d'âge 75-95 ans, de 30% à 15%. De la même façon que pour l'analyse des portefeuilles 3AVQ4, ces coefficients vont être appliqués directement aux intensités d'entrée en dépendance des lois individuelles GIR12 afin de déterminer des intensités cohérentes pour un portefeuille collectif :

$$\lambda_x^{Coll_GIR12} = Coeff_x \times \lambda_x^{Indiv_GIR12} \; avec \; x \; l'âge \; atteint$$

A l'aide des nouvelles lois $q_x^{a,Coll}$ et i_x^{Coll} obtenues toutes deux à partir de $\lambda_x^{Coll_GIR12}$, de la même façon que celle abordée au préalable dans cette quatrième partie, une population assurée par un

produit collectif et autonome, âgée de 60 ans à fin 2020 et constituée de 100 000 hommes et 100 000 femmes va être projetée. Les résultats pourront alors être comparés à ceux obtenus pour l'assurance individuelle.

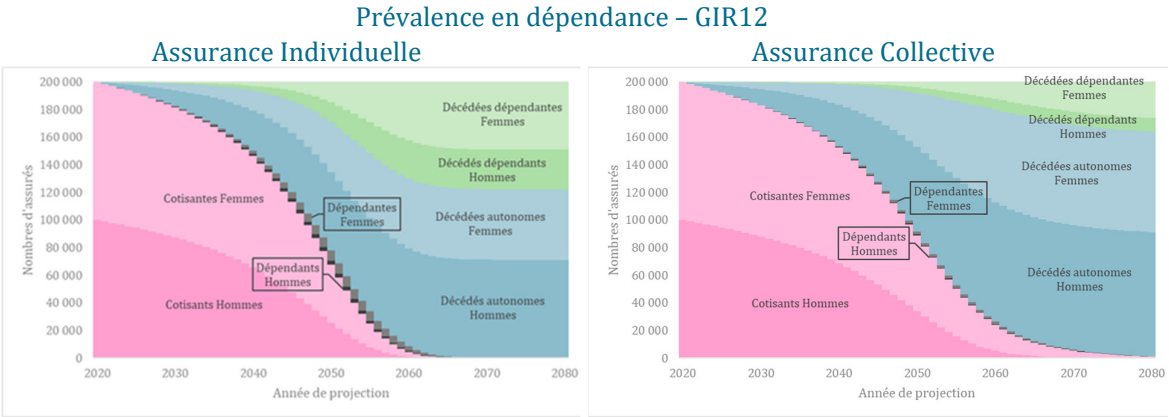


Figure 92 : Prévalence en dépendance, GIR12, assurance individuelle et assurance collective

Les graphiques ci-dessus illustrent les prévalences en dépendance pour l'assurance collective et l'assurance individuelle. Compte tenu de niveaux d'incidence réduits de 70% à 85% pour le collectif, un nombre de dépendants bien plus faible est comptabilisé chaque année. En conséquence, les niveaux de décès n'ayant pas été modifiés, la population autonome cotisante perdure dans le cas de la projection d'un portefeuille assuré collectivement. Ce phénomène est légèrement contrebalancé par une hausse des probabilités de décès en état d'autonomie, calculées à partir des intensités modifiées d'incidence (voir « 3.2.2. Les intensités de transition). A la fin de la projection, la part des décès en état d'autonomie est beaucoup plus importante pour le collectif que pour l'individuel et inversement pour celle des décès en état de dépendance.

Ces résultats s'interprètent cependant difficilement. Il n'y a, a priori, pas de raison à ce que l'extinction du portefeuille soit plus tardive dans le cas du collectif par rapport à celui de l'individuel. En effet, les niveaux d'incidence réduits sont la conséquence d'une sous-déclaration des sinistres et non d'une meilleure santé. Il y a donc, dans la population autonome persistante, une part d'assurés dépendants non déclarés.

La probabilité de décès en état d'autonomie doit donc être réhaussée de la probabilité de décéder sachant que l'assuré est dépendant mais n'a pas déclaré son état. Pour cela, un quatrième état est introduit au modèle présenté en partie 3. La trajectoire d'un assuré est ici vue comme la réalisation d'un processus indexé par l'âge x de l'assuré et prenant sa valeur dans l'ensemble $E = \{A, I, DND, D\}$, pour Autonomie (A), Dépendance déclarée (I), Dépendance Non Déclarée (DND) ou Décès (D) respectivement.
La probabilité de décès en état de dépendance non déclarée est :

$$q_x^{dnd} = \sum_{k=0}^{x-x_{min}} i_{x-k}^{dnd} \times q_{x-k,k}^{i} \times \left[\prod_{t=0}^{\max(0;k-1)} \left(1 - \mathbb{1}_{k>0}(k) \times q_{x-k,t}^{i}\right) \right]$$

Où :

- q_x^{dnd} est la probabilité de décéder à l'âge x en état de dépendance non déclarée,
- i_x^{dnd} est la probabilité d'entrer en dépendance à l'âge x mais sans déclaration dans le cadre d'un contrat collectif,
- $q_{x,t}^{i}$ est la probabilité de décéder en dépendance, pour une entrée en état à l'âge x et une ancienneté annuelle en état t,
- $\mathbb{1}_{k>0}(k)$ vaut 1 si k est strictement supérieur à zéro, et 0 sinon.

i_{x-k}^{dnd}, et donc q_x^{dnd}, sont déterminés grâce aux lois d'incidence et de mortalité autonome recalculées à partir des intensités de transition $\lambda_x^{Indiv_GIR12} - \lambda_x^{Coll_GIR12}$ et $\mu_x^{Indiv_{GIR12}} (= \mu_x^{Coll_{GIR12}})$.

Finalement, la probabilité de rester en état d'autonomie est la suivante :

$$\mathbb{P}(Z_{x+1} = A \mid Z_x = A) = 1 - q_x^{a,Coll} - q_x^{dnd} - i_x^{Coll}$$

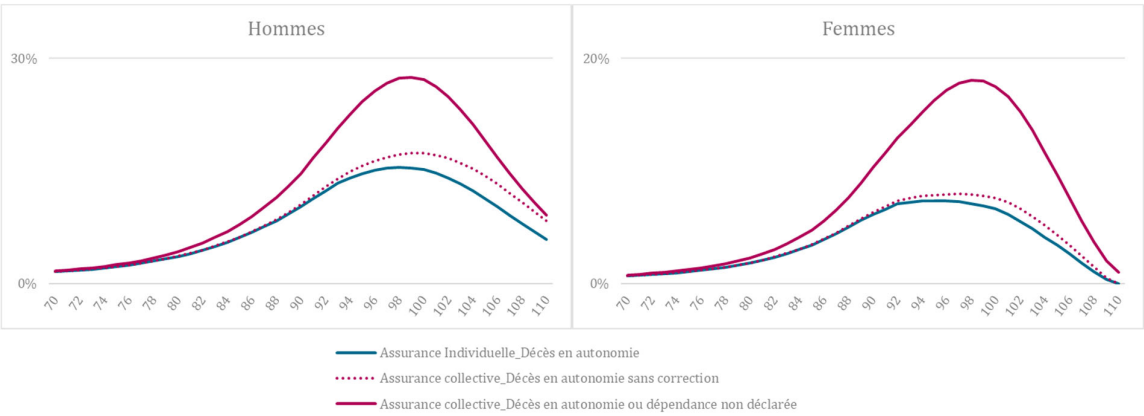


Figure 93 : Intégration d'une probabilité de décès en dépendance non déclarée à la mortalité autonome

En tenant compte de q_x^{dnd} présentée précédemment, la prévalence en dépendance est corrigée de la façon suivante :

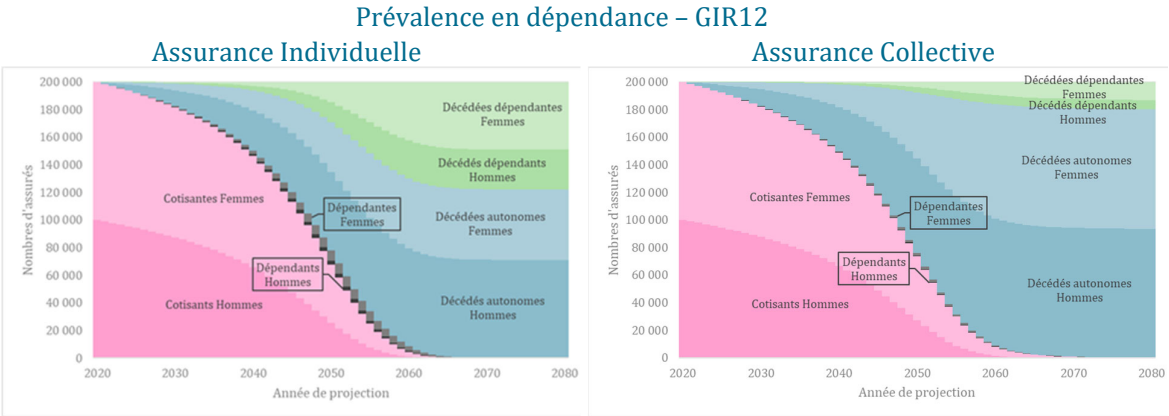


Figure 94 : Prévalence en dépendance, GIR12, assurance individuelle et assurance collective, avec correction pour prise en compte des sinistres non déclarés

La part de la population projetée passée en dépendance « déclarée » et décédée dans cet état est très faible lorsque le contrat est collectif. Les dates d'extinction du portefeuille sont similaires entre les deux types de contrats, seules les répartitions sont modifiées, la population autonome d'un contrat collectif intégrant des dépendants non déclarés.

Projections GIR12	Hommes			Femmes			Total		
	Cotisants projetés	Dépen-dants	%	Cotisants projetés	Dépen-dants	%	Cotisants projetés	Dépen-dants	%
Individuel	100 000	28 814	29%	100 000	48 897	49%	200 000	77 711	39%
Collectif	100 000	6 758	7%	100 000	13 194	13%	200 000	19 952	10%
		-22 056	*-22%*		*-35 703*	*-36%*		*-57 760*	*-29%*

Figure 95 : Part de la population projetée passée en dépendance (nombre et pourcentage, individuel et collectif)

Dans un portefeuille collectif, seulement 7% et 13% des populations masculine et féminine respectivement ont perdu leur autonomie, l'ont déclaré et ont perçu une rente. Tous sexes confondus, près des trois quarts des dépendants comptabilisés en assurance individuelle ne le sont plus en collective.

Les rentes versées dans le cadre de contrats collectifs sont généralement plus faibles qu'en individuel. Ainsi, les nombres d'assurés dépendants chaque année sont comparés dans les graphiques suivants, et non les flux des paiements des rentes.

Nombres de sinistres par année de projection

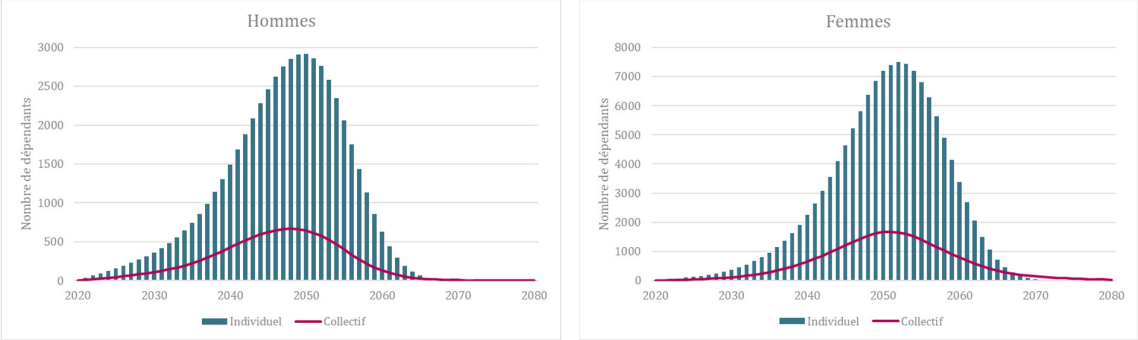


Figure 96 : Nombre de sinistres par année de projection (collectif versus individuel, GIR12)

Les courbes roses représentent les nombres de rentiers pour chaque année de projection d'un portefeuille couvert par un contrat collectif. Elle est superposée à un histogramme représentant les nombres de rentiers atteints dans le cas de l'assurance individuelle. Les courbes ont toutes une allure gaussienne. Les nombres maximums sont atteints aux alentours de l'année 2050, celui du collectif représentant environ un quart de celui de l'individuel.

Si l'on considère une rente de 300 euros pour le contrat collectif, le montant total de rentes versées serait de 14 millions d'euros, dont 10 millions pour les femmes, soit un montant 90% inférieur à celui calculé pour l'individuel[23]. Avec un montant de rente similaire entre le collectif et l'individuel, le montant versé dans le premier cas serait inférieur de 75% par rapport à celui du second.

[23] Pour rappel, pour 700€ de rente, ce dernier serait de 131 millions d'euros.

Conclusion

Le vieillissement de la population française amorcé depuis plusieurs années va inévitablement se poursuivre. Au lendemain de la Seconde Guerre mondiale, la natalité a repris après avoir été fortement ralentie : c'est le « baby-boom », avec un indice de fécondité[24] qui est passé de 1,8 en 1940 à 3 en 1947. Les difficultés économiques créées par le premier choc pétrolier dans les années 70 ont mis un terme à ce pic de natalité. Aujourd'hui, l'indice de fécondité est redescendu à 1,9 naissance, ce qui ne permet pas un renouvellement des générations. Le « baby-boom » laisse à présent place au « papy-boom » avec l'arrivée massive à l'âge de la retraite des enfants nés entre 1940 et 1970. En parallèle, l'espérance de vie augmente. La population s'accroît, vieillit et la perte d'autonomie semble inévitable. Une nouvelle France se dessine alors et engendre de nouvelles problématiques sociales et économiques.

Les citoyens français ne se sont jamais sentis aussi concernés par ce risque. Pessimistes pour l'avenir, ceux-ci s'inquiètent du financement de la perte d'autonomie. La crise sanitaire de la Covid-19 que nous traversons révèle d'autant plus les limites du système français de prise en charge des personnes âgées. Face à ce choc démographique inévitable, le gouvernement a finalement annoncé en août dernier que la création d'une cinquième branche de la Sécurité sociale consacrée à la perte d'autonomie est au programme du projet de loi de financement de la Sécurité sociale (PLFSS) pour 2021. Ces aides publiques, bien que nécessaires, risquent d'être insuffisantes pour couvrir le reste à charge pour les familles. Ainsi, le recours à l'assurance privée par les ménages ou par les entreprises en faveur de leurs salariés s'avère plus que jamais évident.

L'assurance dépendance est apparue dans les années 80. Depuis cette date, les contrats n'ont pas cessé d'évoluer. Très peu réglementé, ce marché est à ce jour caractérisé par une hétérogénéité incontestable. Les produits se vendent relativement difficilement en raison de leur complexité, du process de sélection médicale à la souscription, du coût élevé des garanties mais aussi des cotisations qui sont à fonds perdus dans la majeure partie des cas. De plus, la coexistence de plusieurs définitions sur le marché rend les polices moins lisibles pour les assurés (GIR, AVQ, AVQ Label). Afin de s'adapter aux évolutions gouvernementales, les professionnels de l'assurance réfléchissent activement à des propositions. La FFA et la FNMF proposent notamment de compléter les contrats responsables santé par un volet dépendance permettant une prise en charge en cas de dépendance totale. Les enjeux pour l'avenir sont nombreux : renforcer davantage le service concret rendu à l'assuré en simplifiant le processus de souscription et en uniformisant la définition de la dépendance pour l'ensemble du marché.

SCOR couvre aujourd'hui les différentes familles de contrats dépendance en France : les polices individuelles, les contrats collectifs proposés en inclusion par certaines grandes mutuelles et ceux proposés pour les salariés d'entreprise du secteur privé. Cette étude a donc trouvé son origine dans le souhait d'exploiter l'historique de données dont dispose SCOR, acteur majeur sur le marché de la dépendance. En créant une base de données regroupée à partir de tous les portefeuilles pour lesquels les historiques sont suffisants, l'objectif a été de confronter les caractéristiques principales des différents produits et d'en déduire leurs impacts sur la sinistralité observée. Ce sont treize portefeuilles qui ont été sélectionnés et agrégés après avoir assuré la fiabilité des données inhérentes et les avoir mis en forme sous une structure homogène. 2,6

[24] Nombre d'enfants par femme en âge de procréer.

millions d'assurés ont ainsi été centralisés et ont permis la déduction de statistiques descriptives dans un premier temps, puis une analyse des comportements biométriques dans un second temps.

Tout d'abord, il a été choisi de calibrer des lois d'expérience à partir d'un sous-groupe de données correspondant à des produits individuels et dont la définition de la dépendance est établie sur la grille AGGIR. Ces caractéristiques assurent a priori une homogénéité des portefeuilles sous-jacents. Néanmoins, le périmètre de données a dû être réduit en conséquence des différences de règles d'acceptation à la souscription des personnes en risque aggravé de santé, ou encore des déclarations de décès en état d'autonomie manquantes pour certains portefeuilles. Sur cet ensemble de données jugé homogène, des lois d'incidence et de décès en état d'autonomie et de dépendance ont pu être construites sur la base d'une modélisation à trois états. La première étape a été le lissage des données disponibles sur les tranches d'âge avec la meilleure qualité d'information. Ensuite, les résultats ont été utilisés dans l'extrapolation des lois obtenues sur les autres tranches d'âge. Enfin, des tests rétroactifs de validité ont permis de vérifier la bonne concordance des lois modélisées avec les données réelles étudiées.

Les lois obtenues ont permis de comparer, pour une perte d'autonomie définie selon la grille AGGIR, les niveaux de sinistralité en dépendance totale (GIR12) et en dépendance partielle (dès le GIR3 ou le GIR4). Après analyse de ces lois et projection de populations assurées, on déduit notamment que la perte d'autonomie GIR3 est plus proche de celle en GIR12 que de celle en GIR4. La couverture de la dépendance partielle est très couteuse lorsqu'elle s'applique à partir du GIR4. En effet, elle augmente de près de 50% les dépenses engagées pour le GIR12 seul. La couverture du GIR3, quant à elle, ne les augmente que de 14%.

Un point d'attention particulier a ensuite été apporté aux portefeuilles individuels définissant la dépendance totale par le 3AVQ4. La subjectivité dans le déclenchement de la garantie 3AVQ4, liée à la rédaction des clauses des contrats mais aussi aux modalités de gestion de chaque assureur, conduit à des niveaux d'incidence considérablement différents d'un produit à l'autre défini en AVQ. En confrontant trois scénarios de sinistralité 3AVQ4 par rapport au jeu de lois biométriques GIR12, il est difficile de conclure quant au caractère plus ou moins restrictif d'une définition par rapport à une autre. Ceci est la conséquence de la liberté de l'assureur dans l'utilisation de la définition en AVQ contrairement à l'application stricte du référentiel AGGIR.

Enfin, les travaux réalisés dans ce mémoire ont également rendu possible la comparaison de la sinistralité observée sur les portefeuilles individuels et collectifs. Beaucoup moins de sinistres sont comptabilisés en assurance collective : l'incidence est 80% plus faible qu'en assurance individuelle. Ces constats ne s'expliquent pas par une meilleure santé des assurés couverts par des contrats collectifs, mais par une sous-déclaration de la population assurée qui est moins informée de l'existence de sa garantie. Ainsi, dans le cadre de la projection de la population et de la sinistralité d'un portefeuille collectif, la part d'assurés dépendants non déclarés a été estimée.

Cependant, les conclusions énoncées précédemment présentent des limites. Tout d'abord, elles dépendent entièrement des données étudiées reçues directement des cédantes. Chaque acteur a ses spécificités quant à ses méthodes de gestion et de traitement des données qu'il est difficile de comparer. Ainsi, il peut être compliqué de savoir si les résultats observés sont les conséquences de caractéristiques biométriques ou de choix de gestion de l'assureur d'un portefeuille. En outre, les historiques des portefeuilles étudiés sont différents en fonction des générations de produits auxquels ils appartiennent. Par exemple, l'assurance collective étant plus récente que l'assurance individuelle et beaucoup de contrats ayant été mis en place ces dernières années, les données collectées dans un avenir proche permettront de compléter cette étude avec de l'information

supplémentaire. Des lois spécifiques à cette famille de garanties pourront ainsi être réalisées. De plus, si l'influence du niveau de sélection médicale est indéniable, l'étude de son impact sur la sinistralité n'a pas été concluante. Cela démontre que les effets croisés des différences entre les produits biaisent les variations observées. Enfin, les travaux ont été menés sur des données tête par tête, afin d'apporter plus de crédibilité aux portefeuilles dont les volumes étaient les plus conséquents. Une autre méthode aurait pu être appliquée, comme l'affectation d'une pondération différente selon les portefeuilles.

En définitive, les caractéristiques des produits commercialisés à ce jour influent directement sur la sinistralité des portefeuilles observés : leurs disparités se reflètent inéluctablement sur les engagements. Définition selon une grille AVQ ou selon le référentiel AGGIR, couverture de la dépendance partielle ou non, souscription individuelle ou collective, le nombre de dépendants attendu peut varier du simple au double. L'anticipation de la sinistralité en fonction des critères des contrats est un exercice difficile, c'est pourquoi le risque dépendance doit être suivi avec vigilance et de façon régulière, aussi bien d'un point de vue de la tarification que du provisionnement. A l'avenir, il est souhaitable pour les assurés et pour l'ensemble des acteurs de la perte d'autonomie de tendre vers une homogénéisation des produits pour en favoriser les ventes et faciliter leur pilotage.

Bibliographie

Mémoires et thèses :

- Pierre Poret, *Impact de la directive Solvabilité II sur le risque dépendance* (2014)
- Saber Trabelsi, *Risque de Longévité : Modélisation et Couverture (2011)*
- Anne-Charlotte Brette, *De la retraite à la dépendance (2011)*
- Marie Haderer, *La réassurance du risque de longévité (2002)*
- Lina Dupin-Nivel, *Etude du risque dépendance : comportement des lois d'incidence et de longévité dans le temps (2014)*
- Néfissa Sator & Grégory Sother, *Approche Solvabilité 2 et ERM du risque Dépendance (2013)*
- Guillaume Biessy, *Modélisation semi-markovienne de la perte d'autonomie chez les personnes âgées : application à l'assurance dépendance (2016)*
- Linda Tsapbaze, *Modélisation dynamique des états de dépendance (2013)*
- Léonie Le Bastard, *Note de synthèse de la méthode de bouclage par P-splines* (2020)

Ouvrages :

- Frédéric Planchet, *Risque de longévité et détermination du besoin en capital : travaux en c*ours (2009)
- CNSA, *Les chiffres clés de l'aide à l'autonomie* (2014)
- Actuaris, *Dépendance et Solvabilité 2* (2013)
- Article de la tribune de l'assurance, *Risque de longévité en dépendance : un défi pour les marges techniques des assureurs* (2016)
- DREES, *Dossiers solidarité et santé, Projection des populations âgées dépendantes : Deux méthodes d'estimation (2013)*
- DREES, *Le compte de la dépendance, en 2011 et à horizon 2060 (2014)*
- DREES, *Etudes & Résultats numéro 1032, Personnes âgées dépendantes : les dépenses de prise en charge pourraient doubler en part de PIB d'ici à 2060 (2017)*
- FFA, *L'assurance dépendance en 2016 (2016)*
- Carlo G. Camarda, Journal of Statistical Software, *MortalitySmooth : An R Package for Smoothing Poisson Counts with P-splines (2012)*
- Antoine Delwarde, Michel Denuit, *Construction de tables de mortalité périodiques et prospectives (2005)*
- Frédéric Planchet et Pierre Thérond, *Modélisation statistique des phénomène de durée – Applications actuarielles (2011)*
- Brass W., *On the scale of mortality, Biological aspects of demography (1971)*

Documents électroniques :

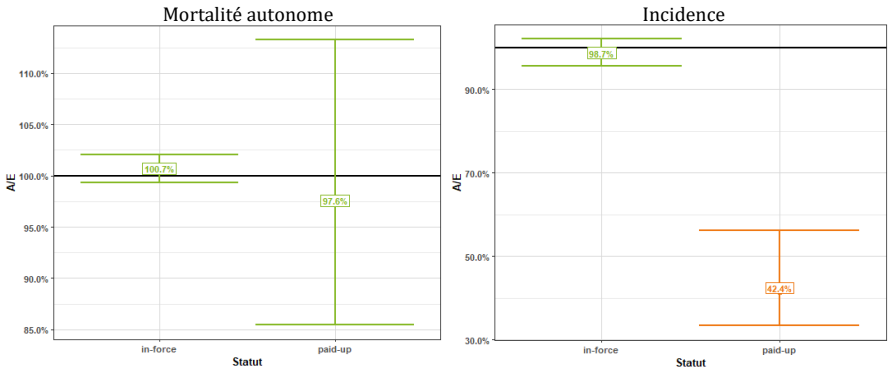
- http://docs.isfa.fr/labo/2011.4(WP2141).pdf
- http://revue-risques.fr/revue/risques/html/Risques_72_0010.htm/$file/Risques_72_0010.html
- http://www.lemonde.fr/argent/article/2013/02/25/peut-on-se-proteger-efficacement-avec-les-assurances-dependance_1838488_1657007.html
- http://www.louisbachelier.org/comment-gerer-les-risques-de-dependance-et-de-longevite/
- https://www.datacamp.com/courses/survival-analysis-in-r
- https://www.mortality.org/
- https://www.ffa-assurance.fr/etudes-et-chiffres-cles/assurance-dependance-71-millions-de-personnes-couvertes-la-fin-de-annee-2017

Annexes

Annexe 1 : Prétesting, exemple de démarche suivie

Analyse de la population cotisante : incidence et mortalité autonome

Tout d'abord, la démarche relative aux risques concurrents de mortalité et d'entrée en dépendance à partir de l'état d'autonomie est illustrée ci-dessous.



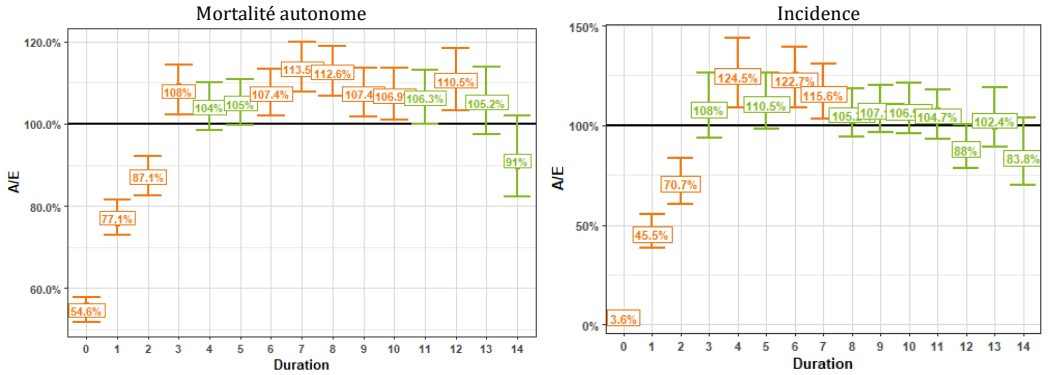
Analyse par mise en réduction

Ces deux graphiques mettent en avant les différences de comportement entre un assuré cotisant (*In-force*) et un assuré ayant mis en réduction son contrat (*paid-up*) :

- *In-force* : La mortalité des autonomes et l'incidence en dépendance de tous les assurés de la base sont étudiées jusqu'à leur sortie de la période d'observation. Pour les assurés réduits, cette sortie correspond à la date de mise en réduction.
- *Paid-up* : La mortalité des autonomes et l'incidence en dépendance des assurés ayant réduit leur contrat sont étudiées après mise en réduction et jusqu'à leur sortie de la période d'observation, pour censure, décès ou dépendance.

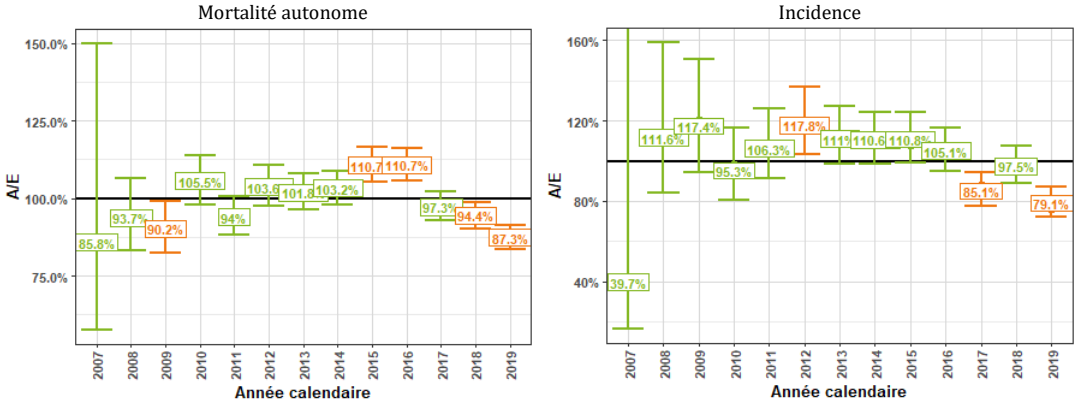
La loi de référence est celle du premier groupe d'assurés cité précédemment. D'une part, les intervalles de confiance des assurés « *paid-up* » sont plus larges que ceux des assurés « *in-force* ». Ceci s'explique par une proportion relativement faible d'assurés ayant réduit leur contrat par rapport à l'ensemble de la population observée. Si la mortalité des assurés autonomes semble similaire que l'assuré soit cotisant ou qu'il ait réduit son contrat, les assurés « *paid-up* » passent beaucoup moins en dépendance que les assurés cotisants. Ceci peut s'expliquer par une sous déclaration des sinistres lorsque les assurés ont réduit leurs garanties, compte tenu d'un oubli de ces dernières après l'arrêt du paiement des cotisations d'assurance.

Par conséquent, pour cette base illustrative, les assurés ayant réduit leur contrat ne sont plus observés après leur date de mise en réduction. Dans la suite de l'analyse, cette restriction est prise en compte.



Analyse par ancienneté dans le portefeuille (Duration)

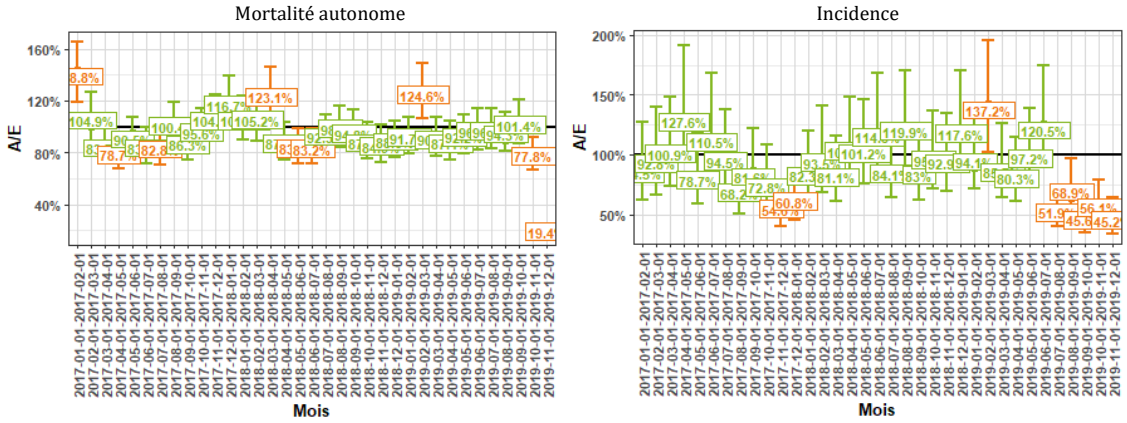
Les graphiques ci-dessus mettent en avant la sinistralité selon le nombre d'années de cotisation. Pour les anciennetés 0 à 2, l'expérience de mortalité et d'incidence est significativement inférieure au risque moyen estimé sur l'ensemble du portefeuille. Ceci s'explique par le délai de carence prévu par le contrat pouvant s'étendre jusqu'à 3 ans en cas de maladie neurodégénérative, ainsi que par la sélection médicale réalisée lors de la souscription : les assurés adhérant au contrat ne souffrent pas à la souscription de pathologies pouvant être à l'origine de la perte d'autonomie. Le périmètre retenu à ce stade est l'ensemble des données pour lesquelles l'ancienneté en portefeuille est supérieure à 3 ans, ainsi que la période antérieure à la date de mise en réduction le cas échéant. Si ce périmètre est retenu en référence, les A/E à partir de l'ancienneté « 3 ans » sont tous validés par le test statistique.



Analyse par année de survenance

Ces graphiques définissent les périodes pour lesquelles les décès en état d'autonomie d'une part, et les entrées en dépendance d'autre part, semblent homogènes. Pour ces deux risques concurrents, nous observons un décrochage sur l'année 2019 : l'année n'est pas connue intégralement, la date d'arrêté de ces données étant début décembre. Il est alors nécessaire d'observer mensuellement les niveaux de sinistralité observés la dernière année : si ces derniers sont trop faibles sur les dernières périodes, des sinistres ont pu avoir lieu mais sans être remontés en gestion au moment de la date d'arrêté.

Pour ce portefeuille illustratif, des sinistres inconnus sont constatés sur les deux derniers mois d'observation pour le décès en état d'autonomie et sur les cinq derniers mois pour l'entrée en dépendance :



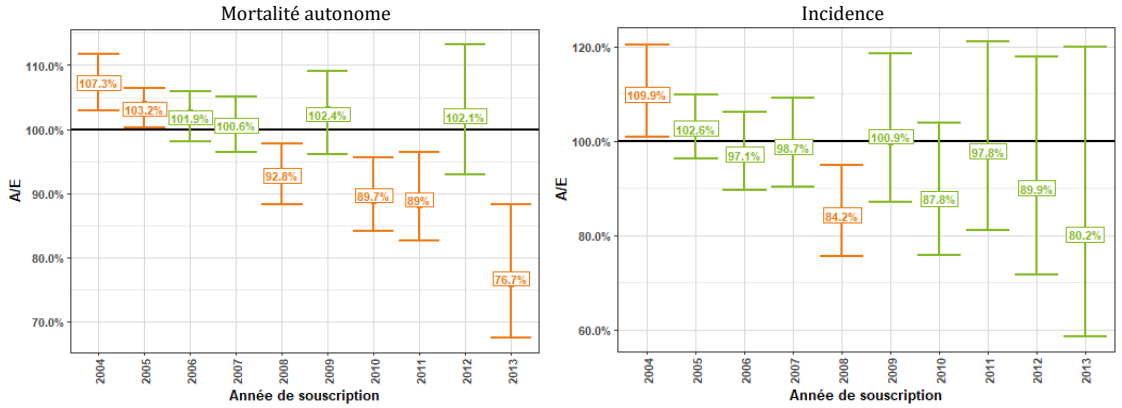
Analyse de survenance mensuelle

La période d'étude pourrait aller jusqu'au 30/09/2019 pour la mortalité autonome, et jusqu'au 30 juin pour l'incidence. Les données ne seront donc pas observées après le mois de juin 2019.

De plus, l'analyse par année calendaire avant 2019 montre une certaine homogénéité. Aucun réel décrochage dans la sinistralité ni changement de tendance n'est observé. Pour quelques années isolées, une légère hausse ou baisse du niveau de risque est constatée, mais ces dernières ne nous permettent pas de conclure sur une évolution avérée du niveau de sinistralité. Ces années atypiques pourraient par exemple être expliquées par un éventuel durcissement de l'acceptation des sinistres, ou encore par une amélioration du système de gestion.

Finalement, les données seront observées à partir de l'année 2007 et plus spécifiquement à partir du 1er juillet 2007 afin d'observer un nombre entier d'années et tenir compte de la saisonnalité de la sinistralité (voir paragraphe 2.2.3).

Par ailleurs, pour certains portefeuilles, de réelles tendances ont pu être observées limitant la période aux toutes dernières années, compte tenu d'une amélioration du système de reporting des décès en état d'autonomie.

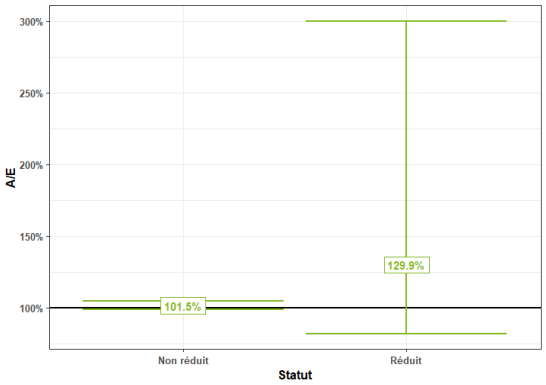


Analyse par année de souscription

Les graphiques précédents mettent en avant une mortalité plus faible sur les dernières années de souscription. Pour la mortalité en état d'autonomie comme pour l'incidence, les intervalles de confiance sont plus larges pour les années récentes car moins d'observations sont disponibles. Ceci s'explique par la présence de générations plus jeunes sur les années de souscription plus récentes. Il est donc naturel de constater un niveau de mortalité plus faible pour ces dernières. Concernant l'incidence, l'année 2008 semble exceptionnellement à la baisse. Il n'y a pas d'explication apparente et cette dernière est isolée, elle ne reflète aucune tendance. Ainsi, l'ensemble des années de survenance seront conservées pour l'étude.

Analyse de la population rentière : mortalité des dépendants

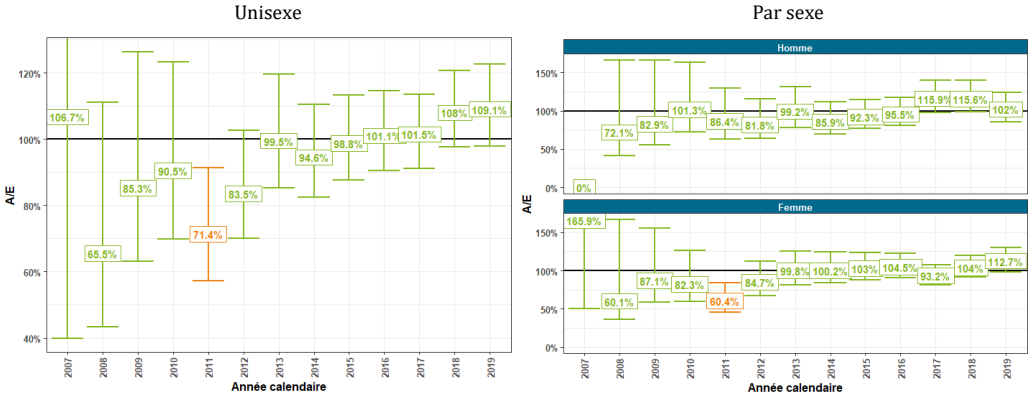
Dans ce paragraphe, la démarche relative à la mortalité des dépendants est présentée. Elle est relativement similaire à la précédente, mais se concentre cette fois-ci sur la population rentière.



Analyse du niveau de mortalité en dépendance par état de mise en réduction

Le test statistique précédent ne met pas en avant un niveau de mortalité différent selon que le rentier ait réduit son contrat ou non avant d'entrer en dépendance. Dans cet exemple, seuls 23 assurés entrés en dépendance sont dans le cas d'une réduction, ce qui explique la largeur de l'intervalle de confiance.

De manière générale et pour l'ensemble des portefeuilles, aucune distinction n'est faite dans le cas où le statut du contrat est réduit pour la mortalité des dépendants. Une fois l'assuré entré en dépendance, aucune explication ne justifierait a priori une espérance de vie plus ou moins longue si l'assuré a arrêté de payer ses cotisations au préalable. Ce test appuie cette réflexion dans tous les cas de figure.

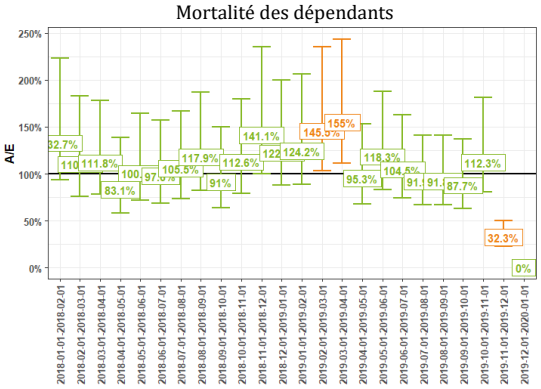


Analyse par année de survenance du décès en état de dépendance (unisexe à gauche et par sexe à droite)

Les expériences de décès en état de dépendance en fonction de leurs années de survenance sont homogènes, excepté pour l'année 2011 où le niveau de mortalité est exceptionnellement plus faible. L'intervalle de confiance à 95% ne coupe pas la droite noire correspondant à un taux A/E de 100%. L'hypothèse que le nombre de décès observé sur l'année 2011 est comparable au nombre de décès moyen de la période est donc rejetée par le test statistique. En revanche, l'année 2011 est tout de même conservée pour l'étude compte tenu des arguments suivants :

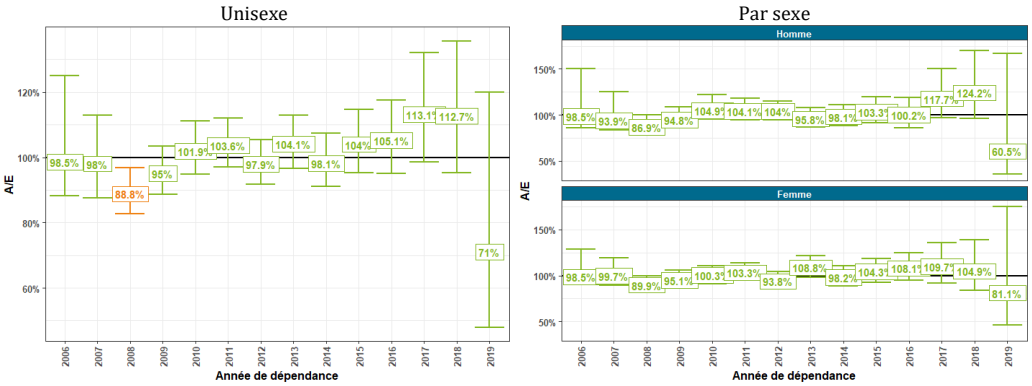
- Aucune tendance établie n'est observée autour de cette année atypique,
- Elle représente 2,5% des décès observés,
- En effectuant l'analyse par sexe (graphique de droite), on observe que cette dernière est exceptionnelle uniquement pour les femmes,
- Bien que la modélisation souhaitée soit celle au plus près du risque, il est toujours actuariellement rassurant de savoir que le choix retenu va dans le sens de la prudence. Ici, un niveau de décès plus faible implique une espérance de vie plus longue, et donc un versement de rentes sur une période estimée plus longue que si le choix avait été différent. L'impact restera néanmoins négligeable.

Par ailleurs, la comparaison de la mortalité à l'échelle mensuelle sur les deux dernières années d'observation à la mortalité des rentiers sur tout le périmètre conduit à conserver les données jusqu'à fin octobre 2019 :



Analyse de survenance mensuelle

De plus, l'observation d'une saisonnalité sur les décès implique de retenir une période au cours de laquelle chaque mois est observé le même nombre de fois (voir 2.2.4.). Finalement, aucun décès n'étant survenu avant 2007, la période retenue pour la construction des lois de mortalité en dépendance s'étendra du 1er novembre 2007 au 31 octobre 2019.



Analyse par année d'entrée en dépendance

La mortalité des dépendants est observée ci-dessus selon l'année d'entrée en dépendance par rapport à la mortalité issue de toutes les années de la période. L'analyse des rapports A/E met en évidence une année atypique : l'année 2008. Cependant lorsque l'analyse est réalisée par sexe, les tests statistiques ne rejettent pas l'hypothèse que les observations des assurés ayant perdu leur autonomie au cours de l'année 2008 soient cohérentes avec les survenances sur la période globale. De plus, seulement 2,5% des sinistres sont survenus en 2008. Par conséquent, l'ensemble de la période définie au paragraphe précédent est conservé.

L'analyse a également été effectuée par année de souscription. Aucune année de souscription n'est inhabituelle. Elles sont donc toutes conservées et le périmètre défini ci-dessus n'est pas modifié pour l'étude.

Pour certains portefeuilles, l'expérience des décès en état de dépendance était hétérogène par année d'entrée en dépendance ou par année de souscription. Dans ce cas, la cédante concernée a été contactée afin d'en comprendre l'explication. Ceci peut être la conséquence d'un changement dans la gestion des entrées en dépendance : les règles d'acceptation en dépendance pourraient avoir été moins restrictives par le passé engendrant des assurés dépendants avec des pathologies moins graves et avec une espérance de vie plus longue. Des changements de règles concernant la sélection médicale ont pu également être constatés, entrainant des assurés se comportant différemment face au risque de dépendance. Dans ces cas précis, les tendances les plus récentes ont été conservées.

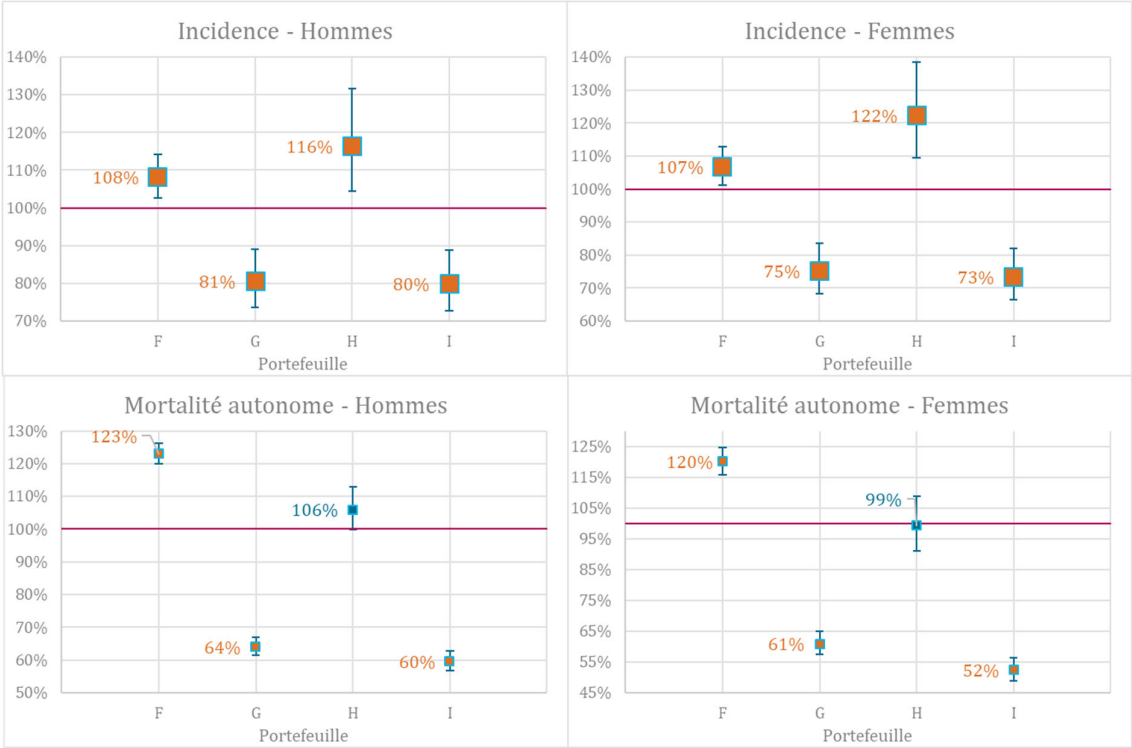
Il est à noter que, en fonction des caractéristiques des portefeuilles, d'autres critères ont pu être testés, comme l'existence d'une prime additionnelle en cas de risque aggravé de santé à la souscription. Celle-ci conduit à une incidence et une mortalité en état d'autonomie plus élevée. Concernant la mortalité des dépendants, une fois l'assuré avec une prime augmentée à la souscription entré en dépendance, son espérance de vie n'est pas différente de celle d'un assuré standard dépendant. Si tel était le cas, des lois spécifiques devraient être réalisées pour la population surprimée. En revanche, tous les contrats n'ont pas les mêmes critères d'acceptation des risques aggravés. Certains prévoient une prime additionnelle, d'autres refusent la demande d'assurance. Les niveaux de sélection médicale étant différents d'un produit à l'autre, des assurés d'âge similaire et ayant une pathologie identique à la souscription ont pu, en fonction du portefeuille :

- Être refusés,
- Être acceptés,
- Être acceptés avec une prime additionnelle.

Dans le cadre de l'agrégation de portefeuilles, l'ensemble des assurés acceptés avec une prime additionnelle sont conservés dans les périmètres d'étude, pour ne pas modifier le niveau de sinistralité couvert par rapport à d'autres produits qui ne prévoirait pas de tarifs augmentés en cas d'acceptation de risques aggravés de santé.

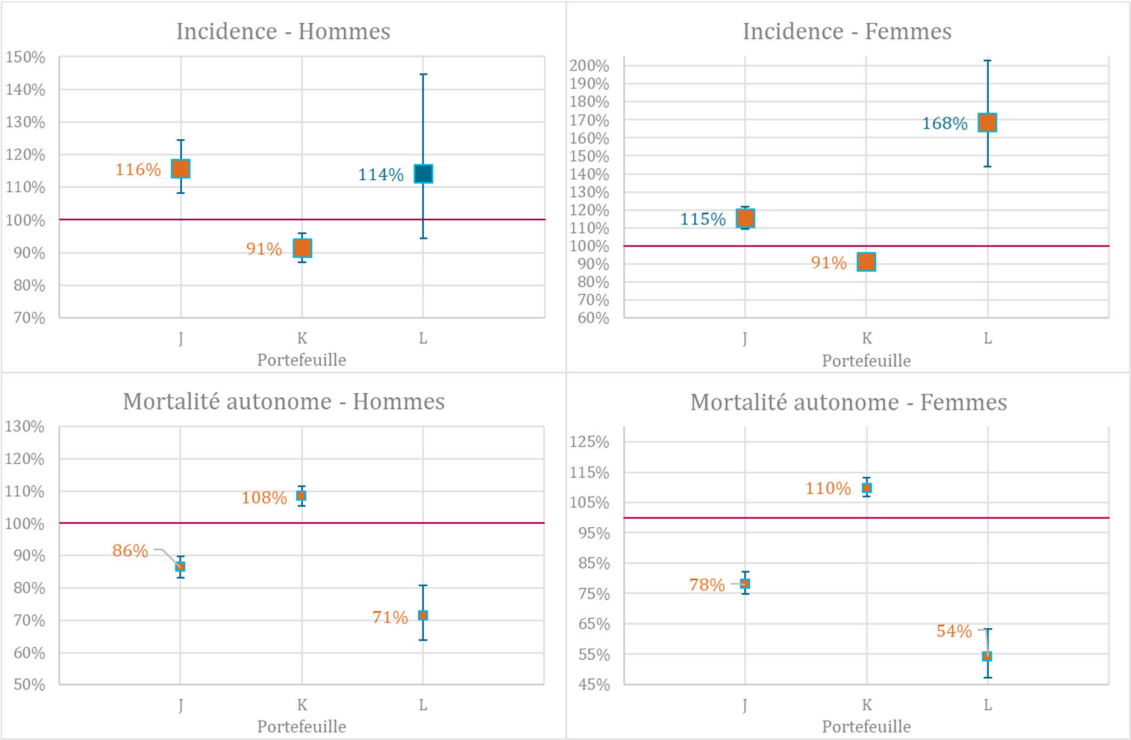
Annexe 2 : Comparaison des niveaux de sinistralité des portefeuilles

GIR123



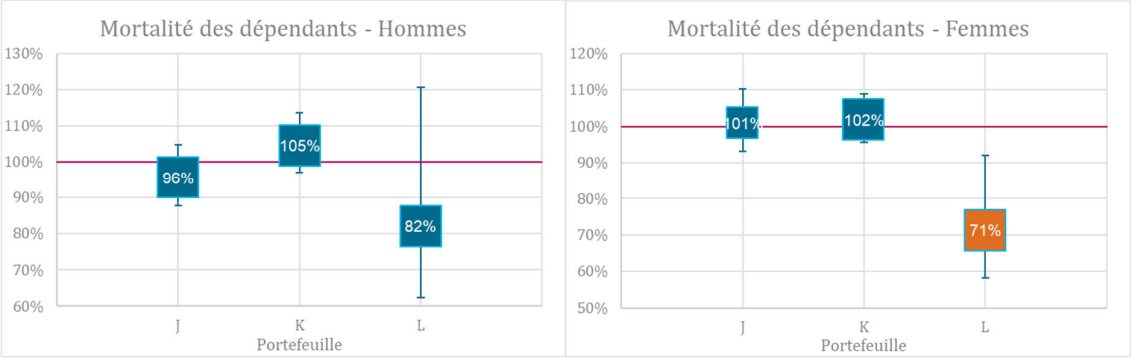
A/E observés sur les quatre portefeuilles GIR123, incidence et mortalité autonome

GIR1234



A/E observés sur les trois portefeuilles GIR1234, incidence et mortalité autonome

Nombres d'observations	Entrées en dépendance				Décès en état d'autonomie			
	H		F		H		F	
J	941	37%	1 520	31%	2 210	28%	1 384	21%
K	1 488	59%	3 082	64%	5 539	70%	5 204	78%
L	99	4%	225	5%	195	2%	99	1%
Σ	2 528	100%	4 827	100%	7 944	100%	6 687	100%



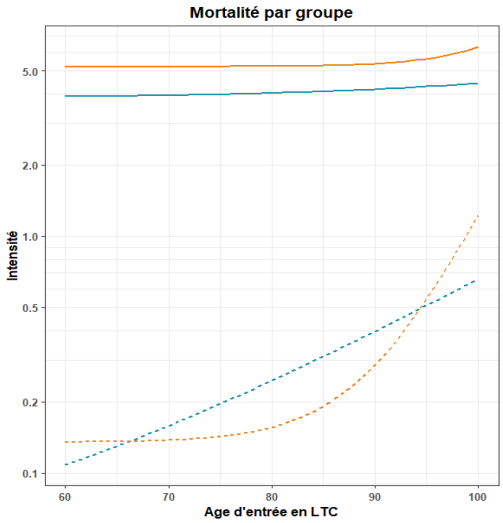
A/E observés sur les trois portefeuilles GIR1234, mortalité des dépendants

Annexe 3 : Mortalité des dépendants

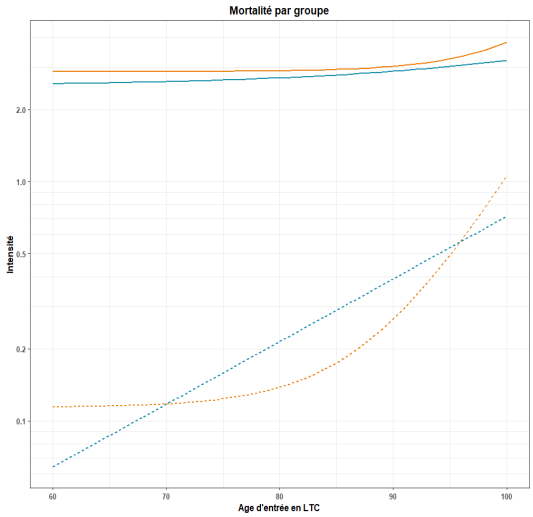
Coefficients de surmortalité

Les graphiques représentant les coefficients de surmortalité par groupe $\Delta_1(x)$ et $\Delta_2(x)$ et par sexe selon l'âge, obtenus lors de la calibration des lois de décès en dépendance par le modèle de mélange, sont présentés ci-dessous :

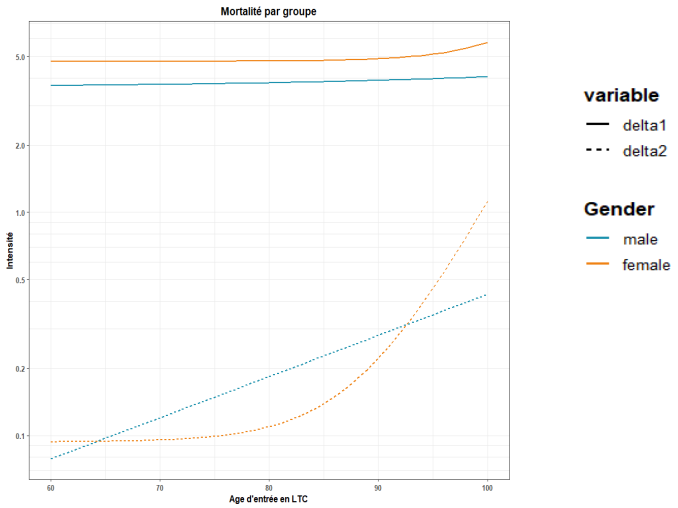
GIR12



GIR123



GIR1234

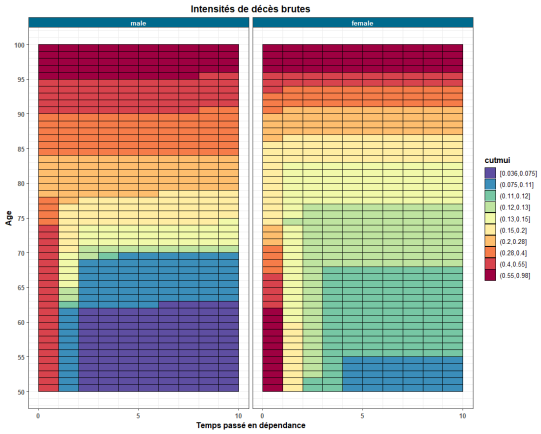


La surmortalité du groupe 1, correspondant au groupe pour lequel les espérances de vie en dépendance sont les plus courtes, est relativement constante selon l'âge mais considérablement plus élevée que celle du groupe 2. La surmortalité du groupe 2 augmente avec l'âge.

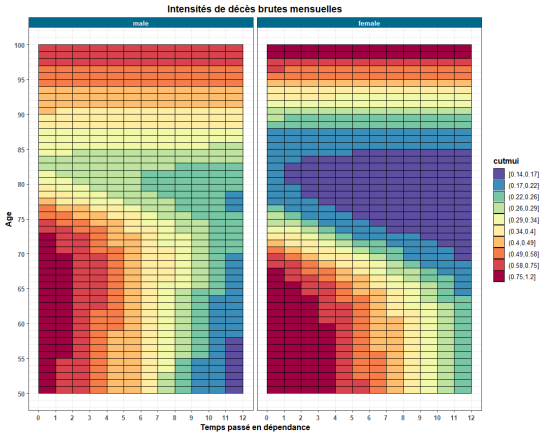
Intensités de décès issues du modèle de mélange

GIR123

Intensités de décès brutes

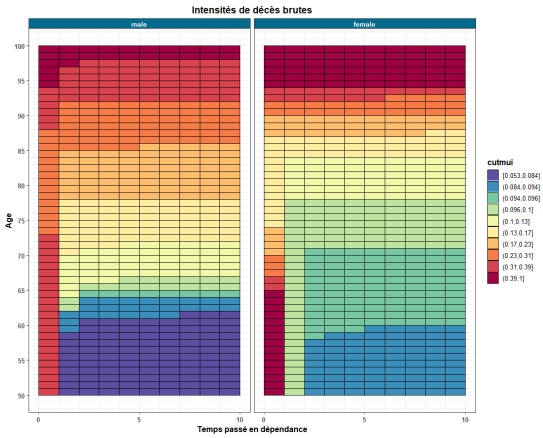


Intensités de décès mensuelles (première année)

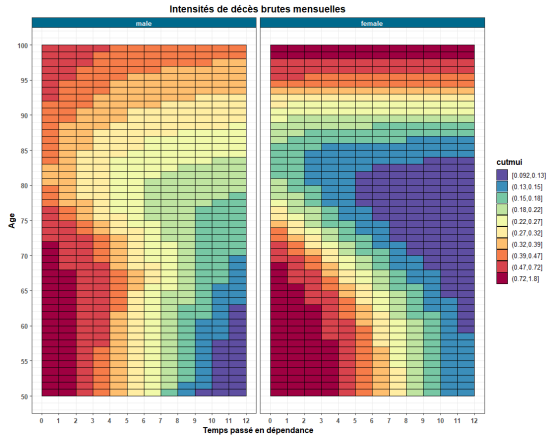


GIR1234

Intensités de décès brutes



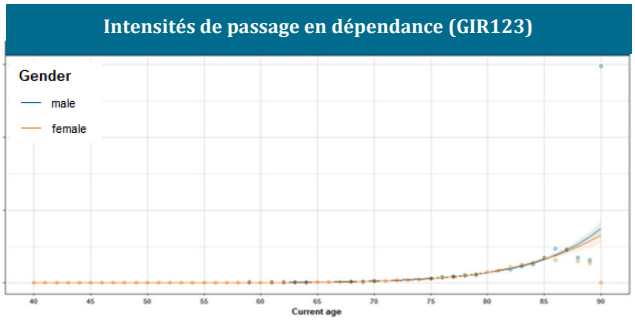
Intensités de décès mensuelles (première année)

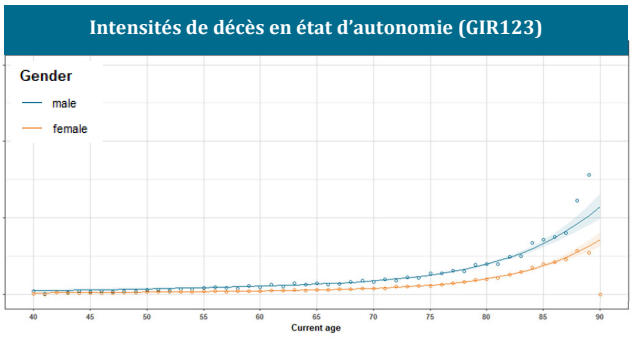


Annexe 4 : Incidence et mortalité en état d'autonomie

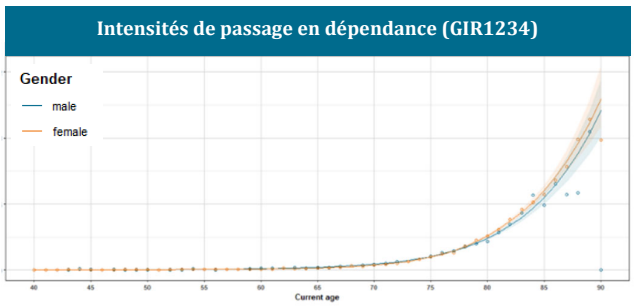
Lois d'intensité de transition à partir de l'état d'autonomie lissées

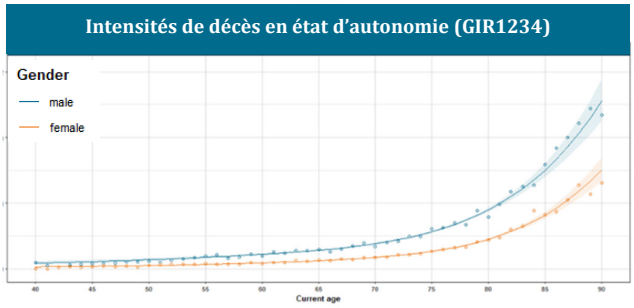
GIR123





GIR1234

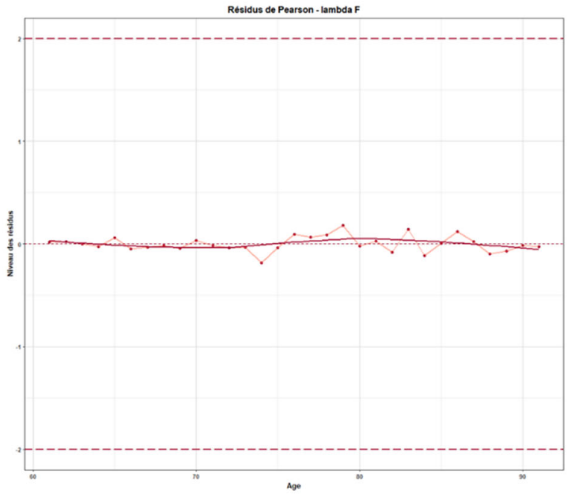




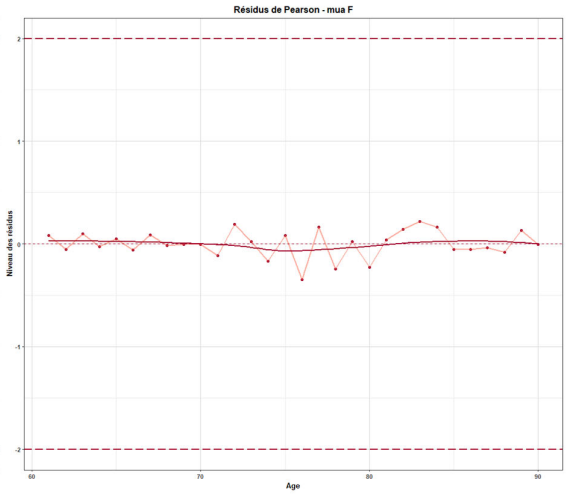
Qualité du lissage : résidus de Pearson

GIR12 – Femmes

Intensités de transition en état de dépendance

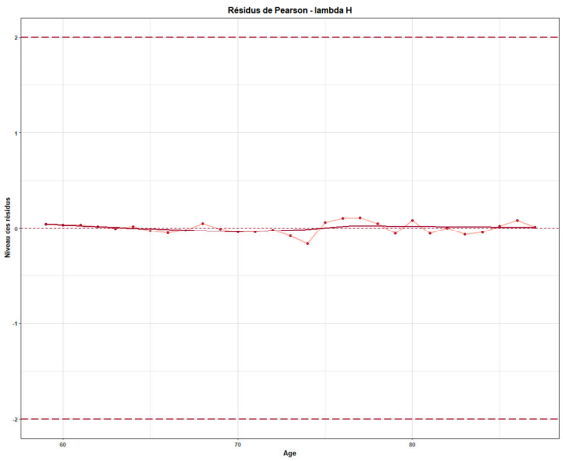


Intensités de décès en état d'autonomie

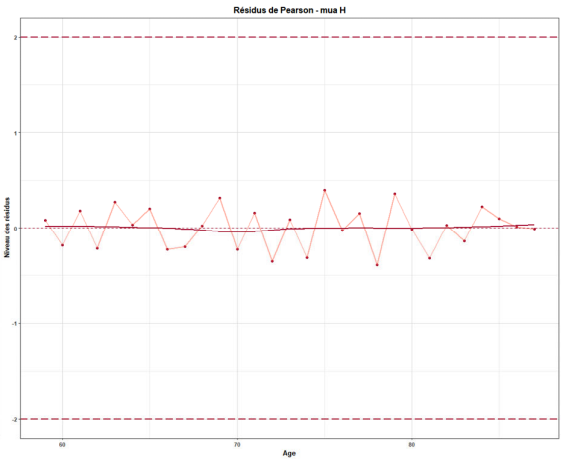


GIR123 – Hommes

Intensités de transition en état de dépendance

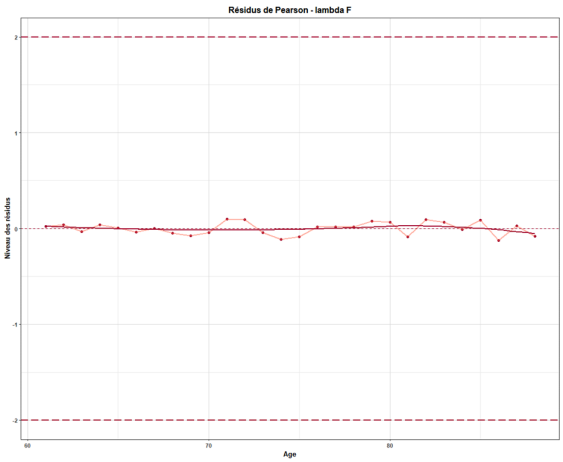


Intensités de décès en état d'autonomie

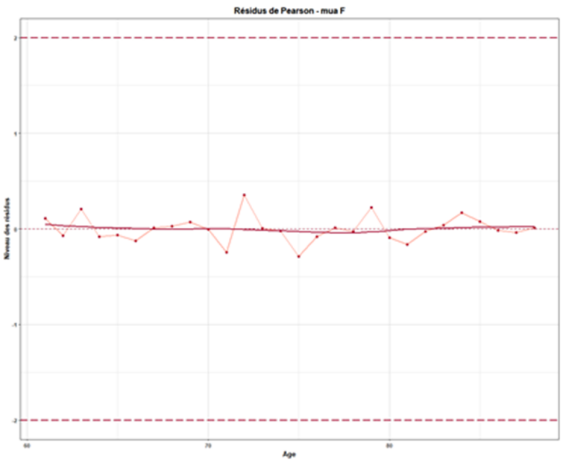


GIR123 – Femmes

Intensités de transition en état de dépendance

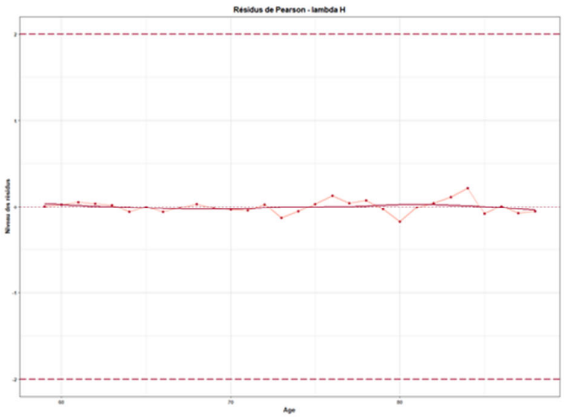


Intensités de décès en état d'autonomie

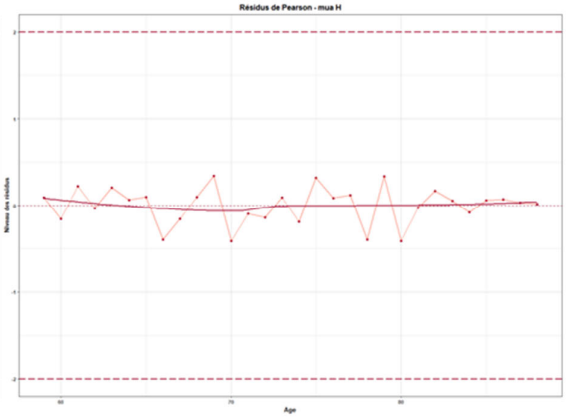


GIR1234 – Hommes

Intensités de transition en état de dépendance

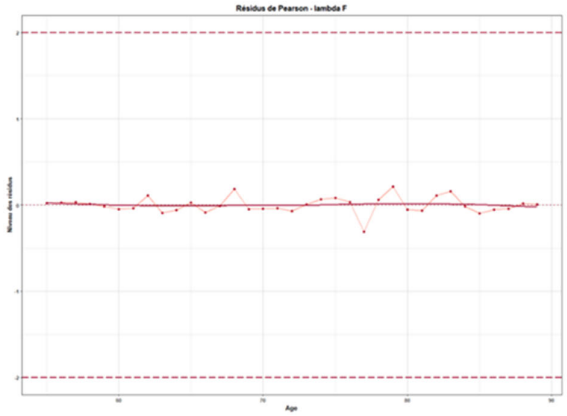


Intensités de décès en état d'autonomie

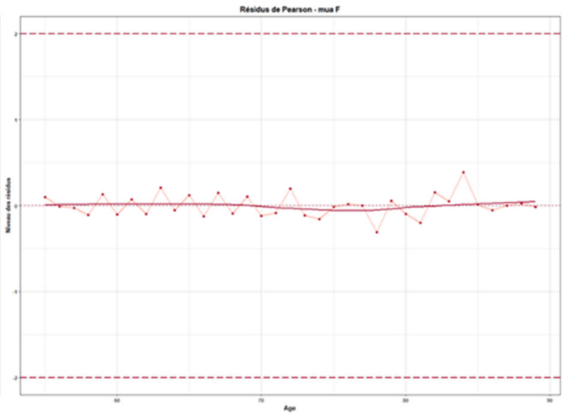


GIR1234 – Femmes

Intensités de transition en état de dépendance



Intensités de décès en état d'autonomie



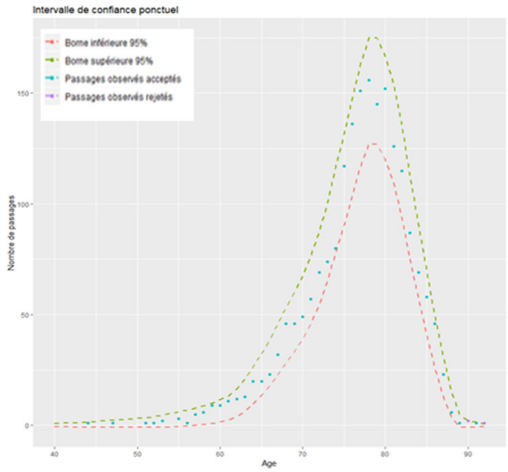
Annexe 5 : Table de correspondance Pathologie / ALD

Pathologie	ALD
Démence (démence sénile, Alzheimer)	15. Maladie d'Alzheimer et autres démences
Affections neurologiques autres que démence	9. Formes graves des affections neurologiques et musculaires (dont myopathie), épilepsie grave 16. Maladie de Parkinson
Maladies cardiovasculaires (AVC, Hypertension)	1. Accident vasculaire cérébral invalidant 3. Artériopathies chroniques avec manifestations ischémiques 5. Insuffisance cardiaque grave, troubles du rythme graves, cardiopathies valvulaires graves, cardiopathies congénitales graves 12. Hypertension artérielle sévère 13. Maladie coronaire
Cancers (tumeurs malignes)	30. Tumeur maligne, affection maligne du tissu lymphatique ou hématopoïétique
Maladies ostéoarticulaires et muscles	22. Polyarthrite rhumatoïde évolutive 26. Scoliose idiopathique structurale évolutive (dont l'angle est égal ou supérieur à 25 degrés) jusqu'à maturation rachidienne 27. Spondylarthrite grave

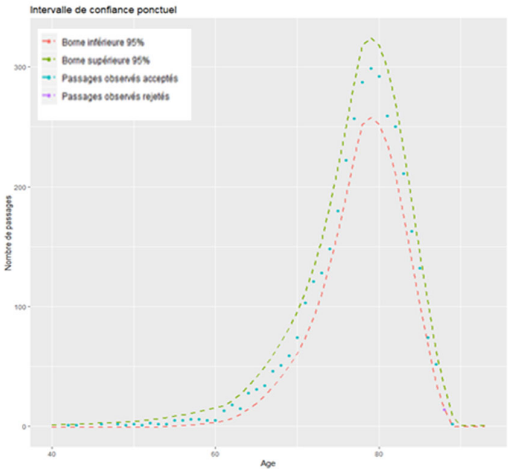
Annexe 6 : Backesting des lois obtenues

GIR123

Incidences GIR123 - Hommes

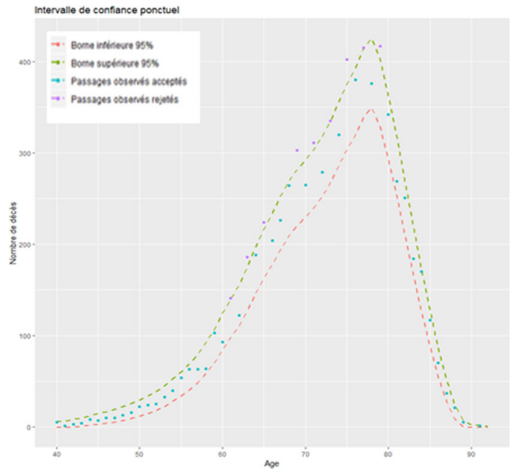


Incidences GIR123 - Femmes

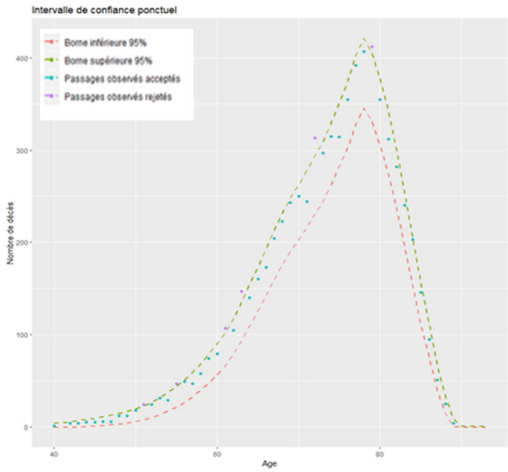


Deux observations sont en dehors de l'intervalle de confiance pour les hommes mais restent très proches de la borne supérieure. A noter que peu d'observations sont disponibles à ces âges élevés (2 décès à 90 ans avec une exposition centrale de 6,72 années, 1 décès à 92 ans avec une exposition centrale de 0,93 année). Pour les femmes, une unique observation est en dehors de l'intervalle de confiance mais reste très proche de sa borne inférieure (âge : 88 ans).

Décès en état d'autonomie GIR123 - Hommes

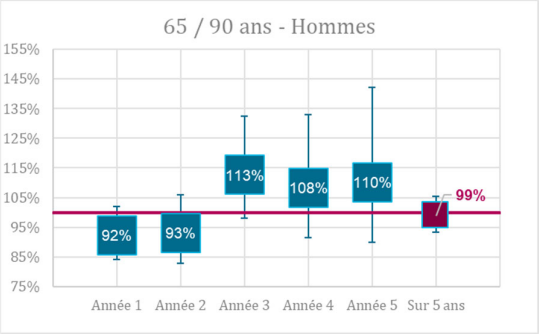


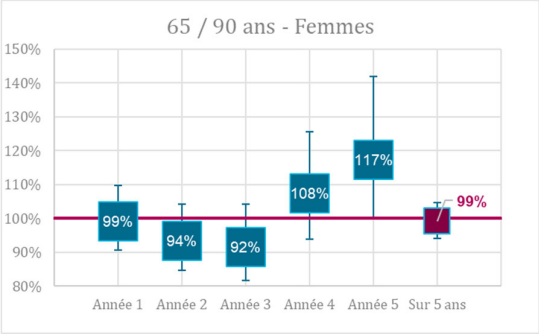
Décès en état d'autonomie GIR123- Femmes



Neuf observations ne sont pas dans l'intervalle de confiance pour les hommes (61, 63, 65, 69, 71, 73, 75, 77, 79 ans) et six pour les femmes (51, 55, 61, 63, 72 et 79 ans). Ces dernières restent très proches de la borne supérieure et sont peu nombreuses relativement à l'ensemble des âges. A noter que peu d'observations sont disponibles aux âges jeunes, et que le lissage des lois vient corriger certains taux bruts atypiques constatés pour certains âges. De plus, les lois GIR123 ont été réajustées à la baisse par avis d'expert : les probabilités obtenues pour les hommes, comme pour les femmes, étaient parfois supérieures à celles obtenues pour le GIR12 aux âges jeunes, puis inférieures à celles obtenues pour le GIR1234 aux âges les plus élevés.

Mortalité des dépendants GIR123 – Par ancienneté en dépendance

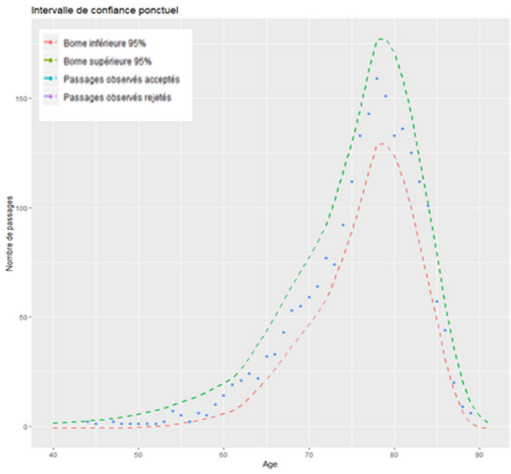




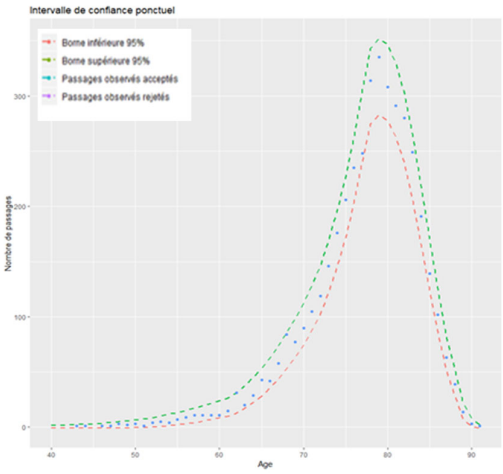
Les rapports A/E sont satisfaisants pour les âges et anciennetés en dépendance sur lesquels le plus d'information est disponible.

GIR1234

Incidences GIR1234 - Hommes

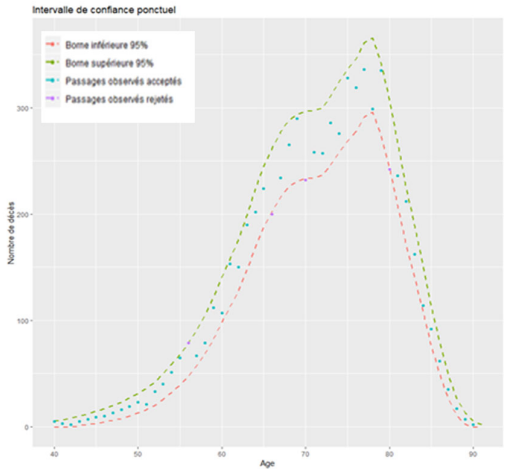


Incidences GIR1234 - Femmes

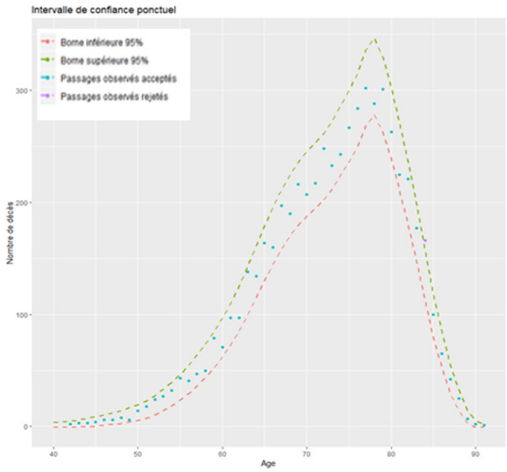


L'ensemble des passages en dépendance est compris dans l'intervalle de confiance, pour les hommes comme pour les femmes.

Décès en état d'autonomie GIR1234 - Hommes

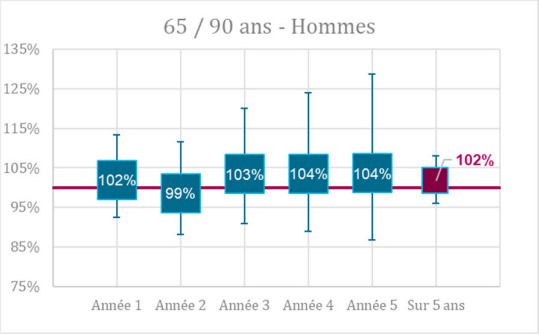


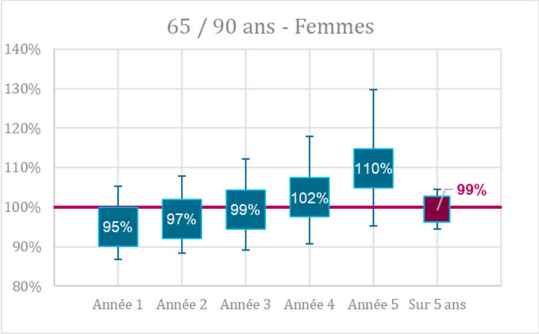
Décès en état d'autonomie GIR1234 - Femmes



La majorité des nombres de décès sont compris dans les intervalles de confiance. Pour les hommes, le nombre de décès est rejeté pour seulement quatre âges (55, 66, 70 et 80 ans). Pour les femmes, seule une observation est rejetée (84 ans). A noter que peu d'observations sont disponibles à 55 ans et que le lissage des lois vient corriger certains taux bruts atypiques constatés pour les autres âges : 66, 70 et 80 pour les hommes et 84 ans pour les femmes.

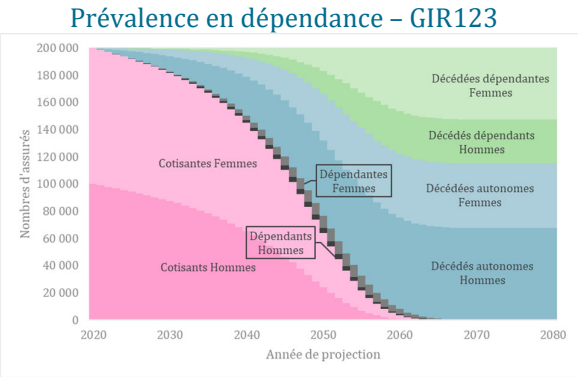
Mortalité des dépendants GIR1234 – Par ancienneté en dépendance





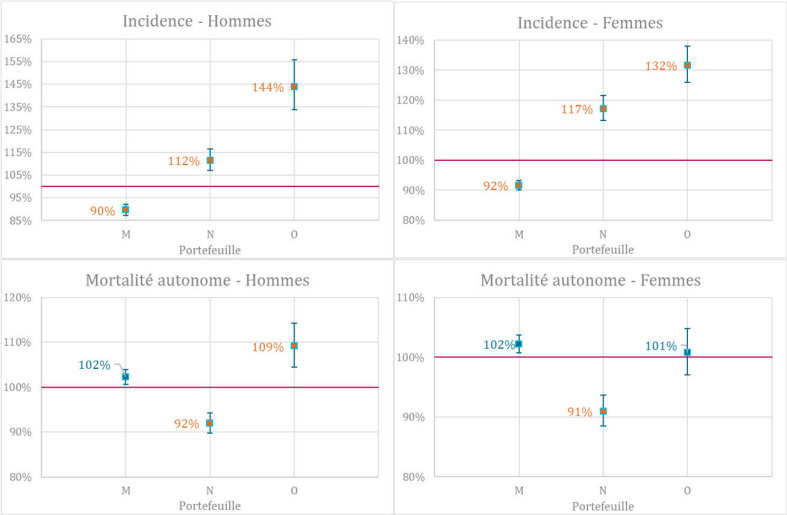
Les rapports A/E sont satisfaisants pour les âges et anciennetés en dépendance sur lesquels le plus d'information est disponible.

Annexe 7 : Prévalence en dépendance GIR123



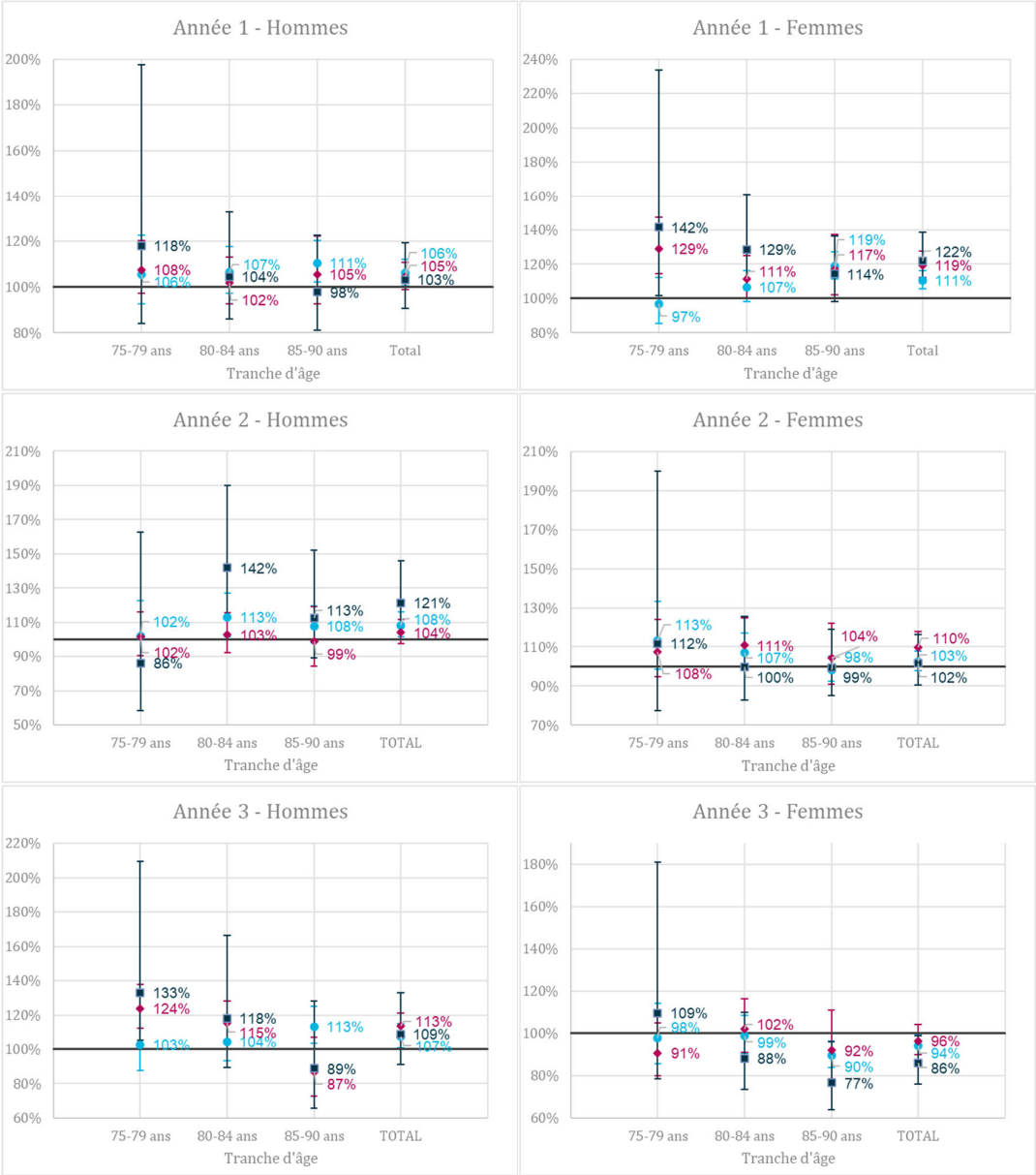
Annexe 8 : Comparaison des portefeuilles AVQ

La comparaison des portefeuilles 3AVQ4 M, N et O, sans aucun retraitement au préalable excepté celui relatif à la franchise, pour l'incidence et le décès en état d'autonomie, est la suivante :



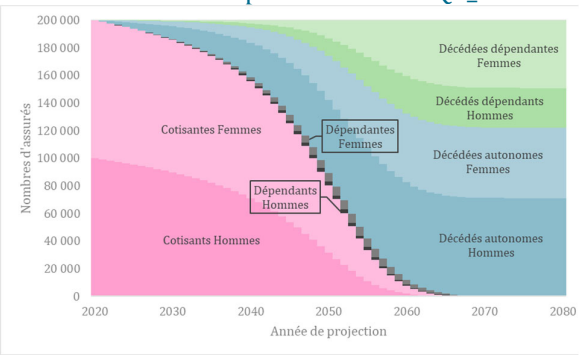
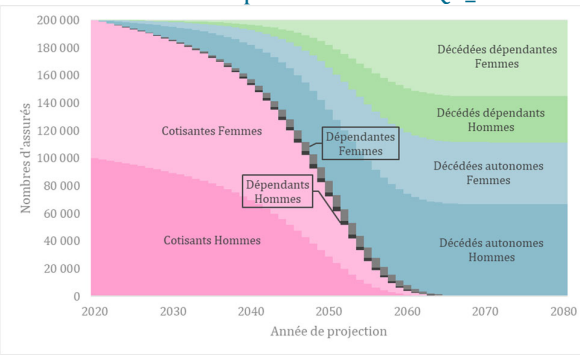
Annexe 9 : Mortalité des dépendants 3AVQ4 par rapport au référentiel GIR12

Les graphiques ci-dessous comparent la mortalité en dépendance 3AVQ4 des portefeuilles M, N et O, par tranche d'âge :



Annexe 10 : Prévalence en dépendance 3AVQ4

Prévalence en dépendance – 3AVQ4_Min



Prévalence en dépendance – 3AVQ4_Med