



Mémoire présenté devant le jury de l'EURIA en vue de l'admission à l'Institut des Actuaires

7 septembre 2023

Par : Mohamed Ali MEBAZAA

Titre : Mise en œuvre de nouvelles approches tarifaires sur un produit de prévoyance individuelle

Confidentialité : Oui - (Durée : 2 ans)

Les signataires s'engagent à respecter la confidentialité indiquée ci-dessus

Membres présents du jury de l'Institut des Actuaires :

David DUBOIS

Yann QUERE

Samuel STOCKSIEKER

Signatures :

Membre présent du jury de l'EURIA :

Ismaël BAILLEUL

Signature :

Entreprise :

Société Générale Assurances

Signature :

Directeur de mémoire en entreprise :

Elie IFERGAN

Signature :

Invité :

Signature :

Autorisation de publication et de mise en ligne sur un site de diffusion de documents actuariels

(après expiration de l'éventuel délai de confidentialité)

Signature du responsable entreprise :

Signature du candidat :

Résumé

Mots clefs : Perte d'emploi, Arrêt de travail, Lois d'incidence et de maintien, Segmentation tarifaire, Taux bruts, Lissage, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, Modèle de Cox, Modèle d'Aalen.

L'objectif du présent mémoire est d'étudier l'opportunité de réaliser une refonte tarifaire sur un produit de prévoyance individuelle enclin à de l'antisélection. Le produit étudié regroupe les garanties arrêt de travail et perte d'emploi et son tarif actuel dépend uniquement du montant de l'indemnité mensuelle choisi. L'objectif est d'étudier la possibilité d'introduire à minima l'âge atteint comme critère de tarification. Pour ce faire, des lois d'incidence et de maintien censées représenter au mieux le risque sur le portefeuille seront construites.

La première partie de ce mémoire abordera une présentation du marché français de la prévoyance et également de la prévoyance au sein de Société Générale Assurances. Le produit étudié sera également présenté avec notamment les évolutions depuis son lancement et certaines statistiques descriptives.

La deuxième partie de ce mémoire présentera la méthodologie pour la construction des lois d'incidence et de maintien. Les taux bruts d'incidence et de sortie seront estimés avec la méthode de Kaplan-Meier et ces taux bruts seront, par la suite, lissés avec la méthode de Whittaker-Henderson. Les taux de maintien seront déterminés à partir des taux de sortie. Il conviendra, par la suite, d'effectuer un backtesting sur la période de construction de ces tables d'expérience et un premier suivi sur une année ultérieure à la période de construction. Dans un second temps, nous pourrons étudier les variables discriminantes pour les lois d'incidence et de maintien via des modèles de Cox et d'Aalen. En fonction des résultats obtenus avec ces modèles, nous pourrons rajouter un second niveau de segmentation aux lois d'expérience en considérant les variables étudiées.

La troisième partie de ce mémoire présentera deux nouvelles approches obtenues sur la base des lois d'expérience construites : une approche en âge atteint uniquement et une approche en âge atteint et indemnité. Pour chacune de ces approches tarifaires, nous avons déterminé un taux de marge technique permettant de rester à minima à iso-rentabilité avec l'approche tarifaire actuelle. Cela a permis de déterminer le niveau de prime commerciale pour ces deux nouvelles approches tarifaires. Ainsi, nous avons pu comparer les nouvelles grilles tarifaires commerciales avec la grille tarifaire actuelle.

Abstract

Keywords : Job loss, Incapacity, Incidence and maintenance tables, Pricing segmentation, Crude rates, Smoothing, Kaplan-Meier, Whittaker-Henderson, Cox model, Aalen model

The aim of this study will be to analyse the opportunity of doing a pricing overhaul on an individual pension product which has been prone to adverse selection. The product on which this study was done regroups job loss and work stoppage guarantees and its current pricing scheme depends only on the monthly allowance chosen. The aim is to study the possibility of introducing at least reached age as one of the pricing criteria. To that end, incidence and maintenance laws that should represent at best the sinistrality on this product will be constructed.

The first part of this study will focus on the french individual pension market and also on individual pension inside Société Générale Assurances. Furthermore, we will present some useful statistics on the product and also its main evolutions ever since it was launched.

The second part of this study will deal with the method retained in order to get our experience laws. To begin with, the Kaplan-Meier method will allow us to get the crude rates for incidence and exit laws. These crude rates will be smoothed using the Whittaker-Henderson method. To verify whether a significant bias was introduced by the smoothing, we will test our tables on the period on which they were constructed. The rates will also be tested on a year past the construction periods. Moreover, we will aim at getting the most impactful variables for both the incidence and maintenance tables by using a Cox model and an Aalen model. On the basis of the results obtained with these models, a second segmentation layer could be added to the experience laws using the variables that were studied.

Finally, the third part of this study will present two new pricing approaches obtained through our experience laws : an approach on the basis of reached age and an approach on the basis of reached age and indemnity. For each of these pricing approaches, we will calculate a technical margin rate that will allow us to have at least equal profitability with the current pricing scheme. This will allow us to determine commercial premium rates for each of the new pricing segmentations. Thus, we will be able to compare the pricing grids of the two new pricing approaches with the current pricing grid.

Note de synthèse

Problématique

L'objectif de l'étude réalisée dans ce mémoire est d'analyser l'opportunité d'effectuer une refonte tarifaire sur un produit de prévoyance individuelle regroupant les garanties arrêt de travail (incapacité en invalidité) et perte d'emploi. Ce produit, enclin à de l'antisélection, s'est caractérisé dans le passé par une déviation de la sinistralité sur sa garantie perte d'emploi et est actuellement tarifé sur la base du montant de l'indemnité mensuelle choisi à l'adhésion uniquement. L'objectif est d'analyser l'introduction à minima de la variable âge atteint en tant que critère de tarification sur les deux garanties via la construction de lois d'expérience (incidence et maintien) censées représenter au mieux le risque sur le portefeuille.

Présentation du produit

Le produit étudié est un produit de prévoyance individuelle regroupant les garanties arrêt de travail et perte d'emploi. L'adhésion peut se faire entre les âges 18 et 59 ans inclus et les garanties prennent fin après les 61 ans de la personne assurée. Pour pouvoir adhérer au produit, il faut être en Contrat à Durée Indéterminée (CDI). Le produit prévoit le versement d'une indemnité mensuelle pendant 12 mois maximum en cas de perte d'emploi ou d'arrêt de travail. La perte d'emploi se caractérise par un délai de constitution des droits de 9 mois et l'arrêt de travail par une franchise de 3 mois. La prime est répartie de manière égale entre les deux garanties comme illustré par la grille tarifaire ci-dessous.

Indemnité mensuelle	Prime hors taxes	Perte d'emploi	Arrêt de travail	Prime HT / indemnité
150 €	5,73 €	2,87 €	2,87 €	3,82%
200 €	8,26 €	4,13 €	4,13 €	4,13%
250 €	10,89 €	5,45 €	5,45 €	4,36%
300 €	13,42 €	6,71 €	6,71 €	4,47%
350 €	16,17 €	8,08 €	8,08 €	4,62%
400 €	18,92 €	9,46 €	9,46 €	4,73%
450 €	21,79 €	10,89 €	10,89 €	4,84%
500 €	24,66 €	12,33 €	12,33 €	4,93%
550 €	27,64 €	13,82 €	13,82 €	5,03%
600 €	30,62 €	15,31 €	15,31 €	5,10%
650 €	33,72 €	16,86 €	16,86 €	5,19%
700 €	36,93 €	18,46 €	18,46 €	5,28%
750 €	40,14 €	20,07 €	20,07 €	5,35%
800 €	43,46 €	21,73 €	21,73 €	5,43%
850 €	46,79 €	23,39 €	23,39 €	5,50%
900 €	50,23 €	25,11 €	25,11 €	5,58%
950 €	53,78 €	26,89 €	26,89 €	5,66%
1 000 €	57,34 €	28,67 €	28,67 €	5,73%
1 050 €	61,01 €	30,50 €	30,50 €	5,81%
1 100 €	64,68 €	32,34 €	32,34 €	5,88%
1 150 €	68,46 €	34,23 €	34,23 €	5,95%
1 200 €	72,36 €	36,18 €	36,18 €	6,03%
1 250 €	76,26 €	38,13 €	38,13 €	6,10%
1 300 €	80,16 €	40,08 €	40,08 €	6,17%
1 350 €	84,29 €	42,14 €	42,14 €	6,24%
1 400 €	88,30 €	44,15 €	44,15 €	6,31%
1 450 €	92,55 €	46,27 €	46,27 €	6,38%
1 500 €	96,79 €	48,39 €	48,39 €	6,45%

FIGURE 1 – Grille tarifaire actuelle du produit

Nous pouvons observer que nous sommes sur un tarif par montant de l'indemnité mensuelle choisi uniquement. Le taux de prime en pourcentage de l'indemnité augmente avec le montant de l'indemnité. Ce produit a déjà fait l'objet d'une refonte tarifaire en 2018 faisant, en moyenne, augmenter les primes de 17,4% via une augmentation moyenne du tarif perte d'emploi de 118% et une baisse moyenne du

tarif arrêt de travail de 19%. De plus, avant la refonte, le taux de prime en pourcentage de l'indemnité était fixe. Cette refonte tarifaire est causée par une déviation de la sinistralité sur la garantie perte d'emploi comme nous le montre le graphique ci-dessous. Notons qu'à ce stade, nous n'avons eu que des sinistres incapacité sur la garantie arrêt de travail. Cela peut être dû à une non-distinction entre les deux garanties (incapacité et invalidité), la prise en charge étant similaire pour l'assureur du fait de la durée de prise en charge limitée à 12 mois maximum en plus des 3 mois de franchise.



FIGURE 2 – Evolution des règlements et du ratio SR/P

Nous pouvons noter que le ratio sinistres réglés sur primes pour la perte d'emploi a atteint des niveaux importants en 2017 et 2018 puis a diminué avec l'augmentation de la prime perte d'emploi qui a également eu pour effet une diminution des montants d'indemnité souscrits, d'où la diminution des montants réglés également.

Néanmoins, une antisélection est toujours perceptible, particulièrement sur la perte d'emploi, avec la comparaison ci-dessous des montants réglés et couverts sur le stock d'adhésions au 31/12/2022 et la période de survenance 2019-2022.

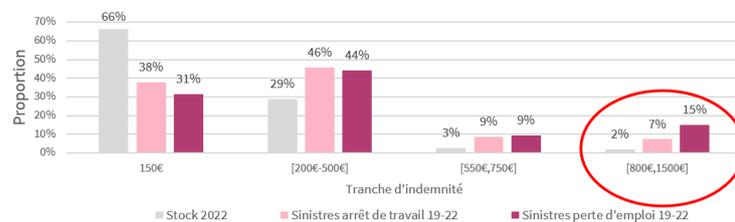


FIGURE 3 – Comparaison stock et sinistres par tranche d'indemnité

Nous pouvons ainsi observer que 2 personnes sur 3 choisissent l'indemnité 150€ à l'adhésion mais que ce montant d'indemnité ne représente que 31% des sinistres perte d'emploi et 38% des sinistres arrêt de travail. En contrepartie, la tranche [800€,1500€] représente seulement 2% du stock d'adhésions mais 7% des sinistres arrêt de travail et 15% des sinistres perte d'emploi. Une idée pour réduire l'antisélection a été d'augmenter le taux de tarif avec l'indemnité ce qui a eu pour effet d'augmenter

les primes. Cela a réduit les montants d'indemnité réglés mais également les montants d'indemnité couverts. Ainsi, l'écart relatif entre montants réglés et couverts n'a pas évolué (compris entre 39% et 43% sur les années 2015-2022).

L'objectif est de remodeler l'approche tarifaire en prenant en compte l'âge atteint avec pour objectif la réduction du risque d'antisélection.

Lois d'expérience

Nous présentons ici les lois d'incidence et de maintien mixtes construites sur la perte d'emploi et l'arrêt de travail. Il est à noter que sur l'arrêt de travail, tous les sinistres concernent l'incapacité. L'absence de sinistres invalidité à ce jour peut être due à la faible durée de prise en charge ou à une non-distinction entre les sinistres incapacité et invalidité, la prise en charge étant similaire dans les deux cas (3 mois de franchise suivis de 12 mois de prise en charge maximum). Pour cette raison, et en dépit de l'absence de sinistres invalidité, nous évoquerons des lois arrêt de travail et non incapacité.

Lois d'incidence

Les lois d'incidence sont construites sur les âges 18-61 ans et sur la période allant du 01/01/2016 au 31/12/2018 inclus. Ces lois sont construites par sexe et une table mixte est obtenue via une moyenne pondérée par le sex-ratio (proportion d'hommes) par âge sur la période d'observation des lois Hommes et Femmes. Les taux bruts d'entrée en perte d'emploi et en arrêt de travail sont obtenus avec l'estimateur de Kaplan-Meier puis lissés avec la méthode de Whittaker-Henderson. Les taux d'entrée en arrêt de travail tiennent compte des 3 mois de franchise. Les taux Hommes, Femmes et mixte d'entrée en perte d'emploi et en arrêt de travail sont présentés ci-dessous.

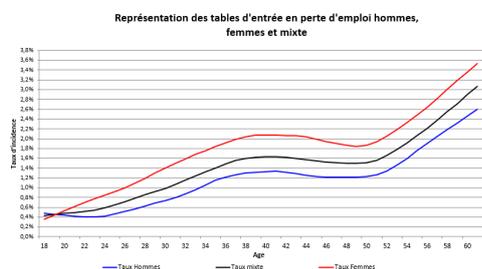


FIGURE 4 – Taux d'entrée en perte d'emploi

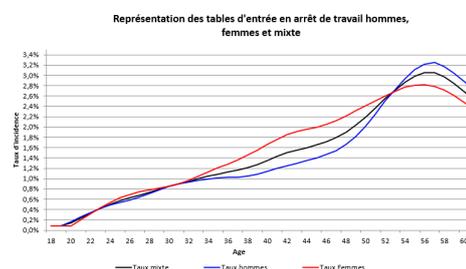


FIGURE 5 – Taux d'entrée en arrêt de travail

Le taux moyen d'entrée en perte d'emploi, pondéré par les expositions aux différents âges, pour la table mixte est de 1,395%. Nous retrouvons des taux présentant une augmentation avec l'âge jusqu'à 40 ans avant un creux autour de 50 ans puis une augmentation avec l'âge jusqu'à l'âge maximal de 61 ans.

Le taux moyen d'entrée en arrêt de travail, pondéré par les expositions des différents âges, est de 1,471%. Nous retrouvons ici des taux qui augmentent avec l'âge jusqu'à 57 ans avant une baisse jusqu'à l'âge maximal de 61 ans.

Lois de maintien

Les lois de maintien sont construites par ancienneté en mois depuis le sinistre sur la période survenance allant du 01/01/2016 au 31/12/2020 inclus. Pour les deux garanties, la durée de prise en charge maximale est de 12 mois (hors les 3 mois de franchise pour l'arrêt de travail). En outre, également pour les deux garanties, les taux de maintien hommes et femmes sont très proches. Ainsi, une loi mixte a directement été construite sans appliquer de sex-ratio. La méthodologie a été de calculer des taux de sortie bruts avec l'estimateur de Kaplan-Meier puis de lisser ces taux de sortie avec la

méthode de Whittaker-Henderson. Les taux de maintien sont obtenus à partir des taux de sortie lissés via la formule suivante :

Pour $i \in [0, 12]$:

- *Taux de maintien*₀ = 100%
- *Taux de maintien*_i = $\prod_{j=0}^i (1 - \text{Taux de sortie}_j)$, $i \in [1, 12]$

Les lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail par ancienneté en mois de la survenance sont présentées ci-dessous.

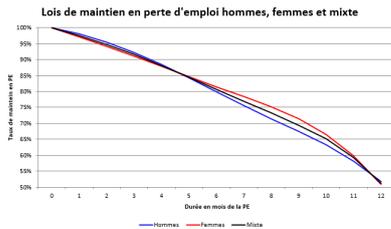


FIGURE 6 – Taux de maintien en perte d'emploi

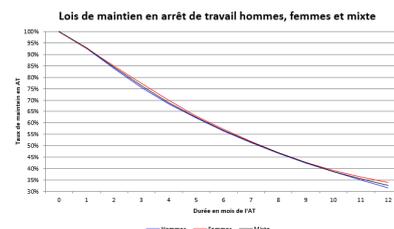


FIGURE 7 – Taux de maintien en arrêt de travail

La durée moyenne de maintien en perte d'emploi est de 9,9 mois. Nous pouvons observer que plus de 50% de la population se maintient pendant les 12 mois de prise en charge maximums.

Sans compter les 3 mois de franchise, la durée moyenne de maintien en arrêt de travail est de 7,9 mois. Ici, plus de 30% de la population se maintient pendant les 12 mois de prise en charge.

Sur la base des taux d'incidence et de maintien mixtes, nous pouvons déterminer des taux de prime pure par âge permettant d'obtenir une segmentation en âge atteint.

Etude des variables discriminantes

L'étude des variables discriminantes pour les deux garanties sur l'incidence et la sortie a été effectuée avec des modèles de Cox et d'Aalen. Nous avons notamment étudié l'effet de l'indemnité mensuelle sur l'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail. Pour les lois de maintien, nous avons étudié les effets de l'âge à la survenance et de l'indemnité mensuelle. L'étude de ces variables discriminantes nous a montré que :

- L'incidence en perte d'emploi et l'incidence en arrêt de travail augmentent de manière significative avec le montant de l'indemnité mensuelle.
- La probabilité de sortie de perte d'emploi diminue significativement avec le montant de l'indemnité mensuelle, autrement dit, le maintien en perte d'emploi augmente significativement avec le montant de l'indemnité mensuelle.
- La probabilité de sortie de l'arrêt de travail diminue significativement avec l'âge à la survenance, autrement dit, le maintien en arrêt de travail augmente significativement avec l'âge à la survenance.

Sur la base de ces résultats, il a été décidé d'intégrer un second niveau aux lois d'expérience en ajoutant ces variables.

Nous présentons ci-dessous les lois d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité ainsi que les lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail par tranche d'indemnité.

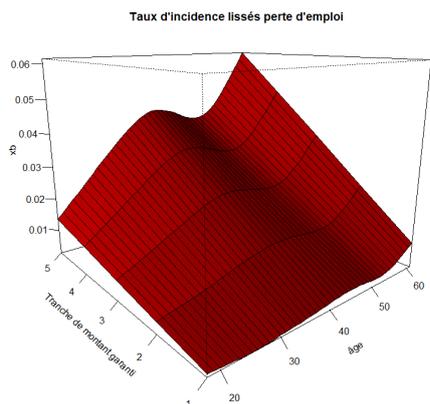


FIGURE 8 – Taux d'incidence en perte d'emploi par tranche d'indemnité

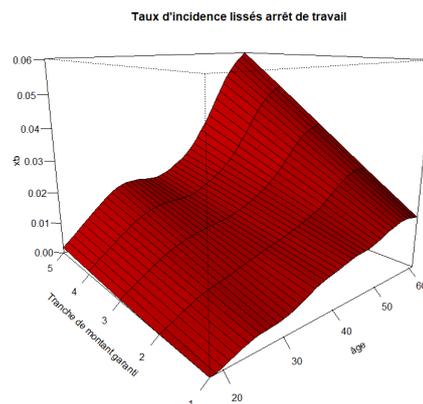


FIGURE 9 – Taux d'incidence en arrêt de travail par tranche d'indemnité

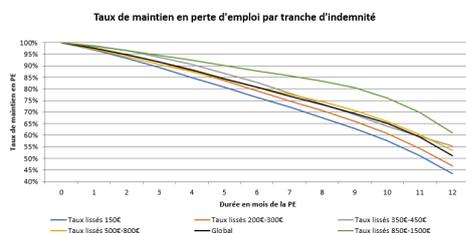


FIGURE 10 – Taux de maintien en perte d'emploi selon l'indemnité mensuelle

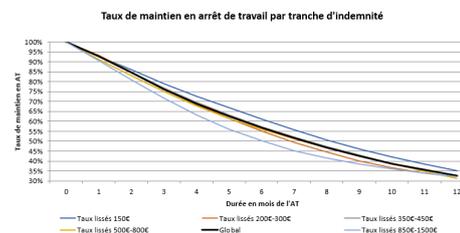


FIGURE 11 – Taux de maintien en arrêt de travail selon l'indemnité mensuelle

Nous pouvons observer que l'incidence en perte d'emploi et l'incidence en arrêt de travail ont tendance à augmenter avec l'âge et la tranche de montant de l'indemnité. Le maintien en perte d'emploi augmente avec la tranche de montant de l'indemnité alors que sur l'arrêt de travail, il n'existe pas de différence significative entre les différentes tranches d'indemnité.

Sur la base de ces résultats, il a été décidé d'étudier deux nouvelles approches tarifaires : une approche tarifaire par âge atteint uniquement et une approche tarifaire par âge atteint et indemnité. Il est à noter que la variable indemnité mensuelle ne présentant pas d'effet significatif sur le maintien en arrêt de travail, nous avons considéré une loi de maintien au global (en plus d'une loi d'incidence par tranche d'indemnité) pour tarifer la garantie arrêt de travail.

Ces différentes lois permettent de déterminer des taux de prime pure selon l'approche tarifaire retenue.

Présentation des nouvelles approches tarifaires

Nous considérons que les nouvelles approches tarifaires s'appliquent aux affaires nouvelles uniquement. L'objectif des nouvelles segmentations est de rester à minima à iso-rentabilité au niveau du produit net bancaire par rapport à la situation tarifaire actuelle et cela à iso-nombre d'affaires nouvelles. Le produit net bancaire est défini comme étant la différence entre le chiffre d'affaires d'un côté et la charge de sinistres et les commissions de distribution de l'autre.

Afin d'atteindre cet objectif, il convient de déterminer un taux de marge technique à intégrer dans les nouvelles tarifications. La marge technique est définie par :

$$\text{Marge technique} = \text{Prime de risque} - \text{Prime de pure}$$

En exprimant le taux de marge technique en fonction de la prime de risque ($Taux\ de\ marge\ technique = \frac{Marge\ technique}{Prime\ de\ risque}$), la prime de risque peut s'écrire en fonction de la prime pure et du taux de marge technique comme suit :

$$Prime\ de\ risque = \frac{Prime\ pure}{(1 - Taux\ de\ marge\ technique)}$$

Finalement, la prime commerciale (ou hors taxes) se détermine à partir de la prime de risque et des chargements d'acquisition Θ et de gestion β :

$$Prime\ commerciale = \frac{Prime\ de\ risque}{(1 - \Theta - \beta)}$$

Les chargements d'acquisition et les chargements de gestion sont exprimés en fonction de la prime commerciale et sont chacun égaux à 15% de cette prime commerciale.

Pour déterminer le taux de marge technique permettant d'atteindre cet objectif, des business plans (pour chaque approche tarifaire) sont construits sur un horizon de 10 ans. Ces business plans tiennent compte d'affaires nouvelles réparties sur plusieurs profils (ou *model points*) représentatifs de notre portefeuille à fin 2022. Ces profils ont été construits sur la base de différents âges atteints et montants d'indemnité à l'adhésion. Il s'agit ensuite de projeter sur un horizon de 10 ans pour ces différents profils et pour chaque approche tarifaire le chiffre d'affaires correspondant au cumul des primes commerciales, la charge de sinistres déterminée à l'aide des lois d'expérience construites et les commissions de distribution qui sont égales aux chargements d'acquisition. Ceci permet de déterminer le PNB annuel :

$$PNB = Chiffre\ d'affaires - Charge\ de\ sinistres - Commissions\ de\ distribution$$

Au regard de la construction de lois d'expérience représentatives du risque du portefeuille, la charge de sinistres a été considérée égale à la prime pure de la nouvelle segmentation (prime pure de l'approche en âge atteint uniquement ou de l'approche en âge atteint et indemnité selon les cas).

Le taux de marge technique relatif à chaque nouvelle approche tarifaire est déterminé à l'aide de l'estimation d'une marge technique implicite présente dans la tarification actuelle. Cette marge technique implicite correspond à la différence entre la prime de risque de la tarification actuelle et la charge de sinistres modélisée avec les nouvelles lois d'expérience :

$$Marge\ technique\ implicite = PDR_{actuelle} - Charge\ de\ sinistres$$

La prime de risque actuelle est déterminée à partir de la prime commerciale actuelle et des chargements d'acquisition et de gestion déterminés à partir de la prime commerciale actuelle :

$$PDR_{actuelle} = Prime\ commerciale_{actuelle} - Chargements\ d'acquisition - Chargements\ de\ gestion$$

Cela permet de déterminer le taux de marge technique chaque année. Nous retiendrons, par la suite, le taux de marge technique moyen sur 10 ans pour déterminer notre nouvelle prime commerciale. Celui-ci est défini par :

$$Taux\ de\ marge\ technique\ retenu = \frac{\sum_{i=1}^{10} Marge\ technique_i}{\sum_{i=1}^{10} Prime\ de\ risque_i}$$

Avec $i \in [1, 10]$ les années considérées pour la construction du business plan.

Les business plans sur 10 ans avec la tarification actuelle et la segmentation en âge atteint sont présentés ci-dessous.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Chiffre d'affaires avec la tarification actuelle (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la tarification actuelle (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la tarification actuelle (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
dont marge technique avec la tarification actuelle (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	253 658 €	656 749 €	945 220 €	1 177 523 €	1 376 715 €	1 552 546 €	1 710 125 €	1 852 862 €	1 983 147 €	2 102 762 €	13 611 308 €
Commissions de distribution avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	36,7%	35,4%	34,7%	34,1%	33,6%	33,1%	32,5%	32,1%	31,6%	31,1%	32,7%
PNB avec la tarification actuelle (g) = (a) - (b) - (e)	401 799 €	1 054 346 €	1 528 443 €	1 916 736 €	2 255 386 €	2 559 137 €	2 835 967 €	3 091 131 €	3 328 065 €	3 549 490 €	22 520 501 €
Chiffre d'affaires avec la nouvelle tarification (a)	929 558 €	2 545 922 €	3 773 070 €	4 825 784 €	5 784 961 €	6 679 395 €	7 526 680 €	8 337 842 €	9 118 186 €	9 873 218 €	59 394 614 €
dont chargements d'acquisition avec la nouvelle tarification (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la nouvelle tarification (c)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la nouvelle tarification (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
dont marge technique avec la nouvelle tarification (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	213 024 €	583 442 €	864 665 €	1 105 912 €	1 325 724 €	1 530 699 €	1 724 870 €	1 910 761 €	2 089 591 €	2 262 620 €	13 611 309 €
Commissions de distribution avec la nouvelle tarification (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%
PNB avec la nouvelle tarification (g) = (a) - (b) - (e)	352 458 €	965 330 €	1 430 625 €	1 829 780 €	2 193 468 €	2 532 609 €	2 853 871 €	3 161 437 €	3 457 319 €	3 743 602 €	22 520 500 €

FIGURE 12 – Business plans sur 10 ans pour la tarification en âge atteint et la tarification actuelle

Le taux de marge technique moyen sur 10 ans retenu afin de rester à minima à iso-rentabilité est de 32,7% pour l'approche tarifaire en âge atteint. Ce taux de marge technique permet de calculer la prime commerciale associée à une segmentation en âge atteint. Notons que nous retrouvons bien les mêmes cumuls de PNB (et cumuls de chiffre d'affaires) pour l'approche tarifaire en âge atteint et l'approche tarifaire actuelle. Le PNB et le chiffre d'affaires de l'approche actuelle sont supérieurs sur les six premières années de projection. A partir de l'année 7 et sur le reste des années de projection, le PNB et le chiffre d'affaires de la segmentation en âge atteint sont plus élevés.

Nous présentons également les business plans sur 10 ans avec la tarification actuelle et la tarification en âge atteint et indemnitée.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Chiffre d'affaires avec la tarification actuelle (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la tarification actuelle (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la tarification actuelle (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
dont marge technique avec la tarification actuelle (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	190 370 €	511 708 €	736 596 €	917 011 €	1 072 066 €	1 207 598 €	1 436 998 €	1 535 637 €	1 626 928 €	1 626 928 €	10 562 901 €
Commissions de distribution avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	27,5%	27,6%	27,1%	26,6%	26,1%	25,7%	25,3%	24,9%	24,5%	24,1%	25,4%
PNB avec la tarification actuelle (g) = (a) - (b) - (e)	338 511 €	909 305 €	1 319 818 €	1 656 224 €	1 950 736 €	2 214 188 €	2 453 831 €	2 675 267 €	2 880 556 €	3 073 656 €	19 472 093 €
Chiffre d'affaires avec la nouvelle tarification (a)	959 393 €	2 573 447 €	3 801 745 €	4 850 357 €	5 799 781 €	6 683 477 €	7 518 697 €	8 314 721 €	9 078 968 €	9 814 030 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la nouvelle tarification (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la nouvelle tarification (c)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la nouvelle tarification (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
dont marge technique avec la nouvelle tarification (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	170 621 €	457 669 €	676 113 €	862 601 €	1 031 449 €	1 188 608 €	1 337 146 €	1 478 713 €	1 614 629 €	1 745 354 €	10 562 901 €
Commissions de distribution avec la nouvelle tarification (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%
PNB avec la nouvelle tarification (g) = (a) - (b) - (e)	314 530 €	843 686 €	1 246 375 €	1 590 154 €	1 901 416 €	2 191 129 €	2 464 950 €	2 725 921 €	2 976 474 €	3 217 458 €	19 472 093 €

FIGURE 13 – Business plans sur 10 ans pour la tarification en âge atteint et indemnitée et la tarification actuelle

Le taux de marge technique moyen sur 10 ans retenu afin de rester à minima à iso-rentabilité est de 25,4% pour l'approche tarifaire en âge atteint et indemnitée. Comme pour l'approche en âge atteint, le PNB et le chiffre d'affaires de l'approche actuelle sont plus élevés sur les six premières années de projection. Le PNB et le chiffre d'affaires de l'approche en âge atteint et indemnitée sont supérieurs de l'année 7 à l'année 10.

Les taux de marge technique déterminés ci-dessus permettent de calculer des primes commerciales hors taxes pour les deux nouvelles approches. Cela permet de comparer, par âge et par indemnitée, les grilles tarifaires des deux nouvelles approches tarifaires avec la grille tarifaire actuelle. Cette comparaison se fait sur la base du taux de prime commerciale défini par :

$$\text{Taux de prime commerciale} = \frac{\text{Prime commerciale mensuelle}}{\text{Indemnité mensuelle}}$$

Les graphiques ci-dessous présentent, par âge et par indemnité, les taux de prime commerciale des trois approches.

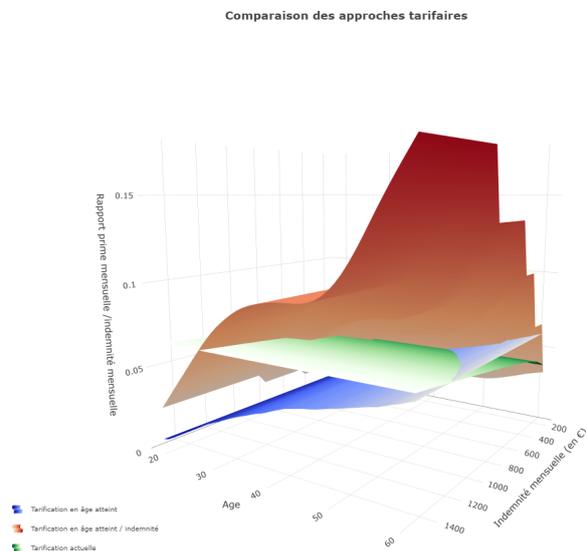


FIGURE 14 – Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 1

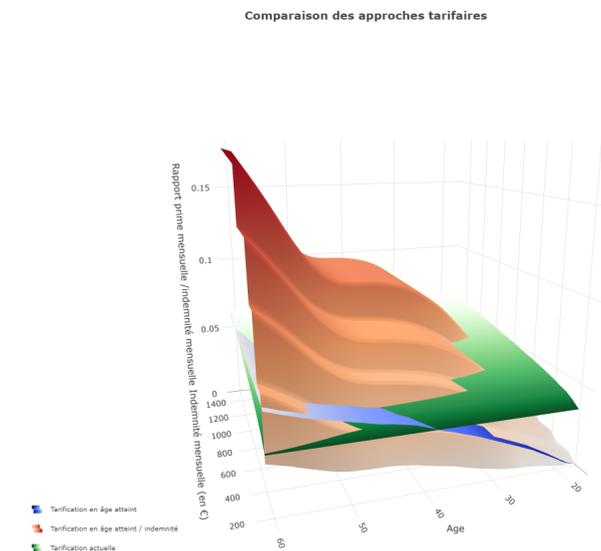


FIGURE 15 – Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 2

Nous pouvons remarquer que pour les indemnités les plus élevées, la tarification en âge atteint est mieux-disante pour les assurés. Cela pourrait avoir pour effet d’augmenter le risque d’antisélection. Cette approche ne semble réalisable qu’accompagnée de mesures contractuelles ayant pour but la limitation de l’antisélection. Par ailleurs, notons que l’approche tarifaire en âge atteint et indemnité a pour effet une forte augmentation des tarifs sur les âges et les indemnités les plus élevés et une baisse des tarifs sur les âges et les indemnités les moins élevés. Cela permettrait de réduire naturellement le risque d’antisélection. Néanmoins, les écarts tarifaires importants entre les différentes tranches d’indemnité pourraient rendre la commercialisation de l’offre assez difficile et ainsi réduire le nombre d’affaires nouvelles. L’idée pour réduire ces écarts tarifaires est de moduler le taux de marge technique selon l’indemnité et l’âge en l’augmentant sur les montants d’indemnité et les âges les plus faibles et en le diminuant sur les montants d’indemnité et les âges les plus élevés.

Conclusion

Nous avons ainsi pu présenter la mise en application de lois d’incidence et de maintien en perte d’emploi et en arrêt de travail afin d’obtenir deux nouvelles segmentations tarifaires : l’une en âge atteint et l’autre en âge atteint et indemnité. Cette étude tarifaire avait pour objectif initial de limiter le risque d’antisélection observé sans pour autant rendre la commercialisation du produit ardue sur certains segments tarifaires.

L’approche tarifaire en âge atteint se caractérise par une baisse importante des tarifs sur les indemnités les plus élevées. Ceci pourrait augmenter le risque d’antisélection sur ce segment tarifaire. Ainsi, une segmentation en âge atteint ne semble réalisable qu’accompagnée de mesures contractuelles correctrices permettant de limiter l’antisélection. Ces mesures peuvent inclure :

- La limitation de l’indemnité mensuelle à un pourcentage du salaire mensuel.
- Le durcissement de la sélection médicale sur l’arrêt de travail.

L'approche tarifaire en âge atteint et indemnité permet d'augmenter les tarifs sur les âges et les indemnités les plus élevés tout en les baissant sur les âges et les indemnités les plus faibles. Cette approche pourrait, ainsi, réduire naturellement le risque d'antisélection. Cependant, les augmentations tarifaires observées sur les montants d'indemnités et les âges élevés semblent trop importantes et cela pourrait avoir pour effet une diminution du nombre d'affaires nouvelles au global. Pour remédier à cela, l'idée est de moduler la marge technique selon les segments tarifaires. Il s'agirait, ainsi, d'augmenter le taux de marge technique sur les indemnités et les âges les plus faibles et de le diminuer sur les indemnités et les âges les plus élevés. Si aucune disposition contractuelle pour réduire le risque d'antisélection n'est introduite, cette approche tarifaire est l'approche privilégiée.

En outre, malgré l'antisélection observée sur le produit, il est également concevable de garder l'approche tarifaire actuelle en introduisant les mesures correctrices ci-dessus. En effet, le produit n'est aujourd'hui pas déficitaire et il s'agirait, une fois les mesures contractuelles introduites, de suivre l'effet de ces mesures au fil du temps sur la sinistralité.

Synthesis note

Context and objectives

The aim of this study is to analyse the opportunity of doing an overhaul of the pricing scheme on an individual pension product that regroups work stoppage and job loss guarantees. This product, which has been prone to adverse selection, has seen most of its claims be on its job loss guarantee. The current pricing scheme is only based on the indemnity chosen. The aim here is to introduce at least reached age as one of the pricing criteria for both guarantees. This will be done by constructing experience tables (incidence and maintenance) that should represent in the best way our portfolio's risk.

Presentation of the product

We will study here an individual pension product that regroups work stoppage and job loss guarantees. The subscription can be done between the ages of 18 and 59 years and both guarantees end after the insured gets to 61 years. In order to subscribe to this product, a person must be in an undetermined duration contract. With this product, once a person is in a job loss or work stoppage situation, a monthly indemnity is provided for a maximum of 12 months. Job loss is characterised by a period of 9 months after the subscription during which a claim can't be taken over while work stoppage is characterised by 3 months of insurance franchise. The premium is equally distributed between job loss and work stoppage guarantees as illustrated by the pricing scheme below.

Monthly allowance	Tax free premium	Job loss	Work stoppage	Premium / allowance
150 €	5,73 €	2,87 €	2,87 €	3,82%
200 €	8,26 €	4,13 €	4,13 €	4,13%
250 €	10,89 €	5,45 €	5,45 €	4,36%
300 €	13,42 €	6,71 €	6,71 €	4,47%
350 €	16,17 €	8,08 €	8,08 €	4,62%
400 €	18,92 €	9,46 €	9,46 €	4,73%
450 €	21,79 €	10,89 €	10,89 €	4,84%
500 €	24,66 €	12,33 €	12,33 €	4,93%
550 €	27,64 €	13,82 €	13,82 €	5,03%
600 €	30,62 €	15,31 €	15,31 €	5,10%
650 €	33,72 €	16,86 €	16,86 €	5,19%
700 €	36,93 €	18,46 €	18,46 €	5,28%
750 €	40,14 €	20,07 €	20,07 €	5,35%
800 €	43,46 €	21,73 €	21,73 €	5,43%
850 €	46,79 €	23,39 €	23,39 €	5,50%
900 €	50,23 €	25,11 €	25,11 €	5,58%
950 €	53,78 €	26,89 €	26,89 €	5,66%
1 000 €	57,34 €	28,67 €	28,67 €	5,73%
1 050 €	61,01 €	30,50 €	30,50 €	5,81%
1 100 €	64,68 €	32,34 €	32,34 €	5,88%
1 150 €	68,46 €	34,23 €	34,23 €	5,95%
1 200 €	72,36 €	36,18 €	36,18 €	6,03%
1 250 €	76,26 €	38,13 €	38,13 €	6,10%
1 300 €	80,16 €	40,08 €	40,08 €	6,17%
1 350 €	84,29 €	42,14 €	42,14 €	6,24%
1 400 €	88,30 €	44,15 €	44,15 €	6,31%
1 450 €	92,55 €	46,27 €	46,27 €	6,38%
1 500 €	96,79 €	48,39 €	48,39 €	6,45%

FIGURE 16 – Current pricing scheme of the product

We can already observe that the pricing scheme is based only on the monthly indemnity. This product has already seen a pricing overhaul in 2018 which has seen the premium amount rise by 17,4%. This rise was driven by the job loss premium amount going up 118% and the work stoppage premium amount going down 19%. Furthermore, before the overhaul, the commercial premium rate

$\left(\frac{\text{Commercial premium}}{\text{indemnity}}\right)$ was the same for all the indemnity amounts. The overhaul was made because, back then, most of the claims were on the job loss guarantee as illustrated by the graph below. As a side note, and as of now, we have only had incapacity claims on the work stoppage guarantee. This could be due to really not having invalidity claims or the fact that incapacity and invalidity claims are not being distinguished when dealing with a claim since the insurance coverage is the same in both cases (3 months of insurance franchise followed by a maximum of 12 months of coverage).

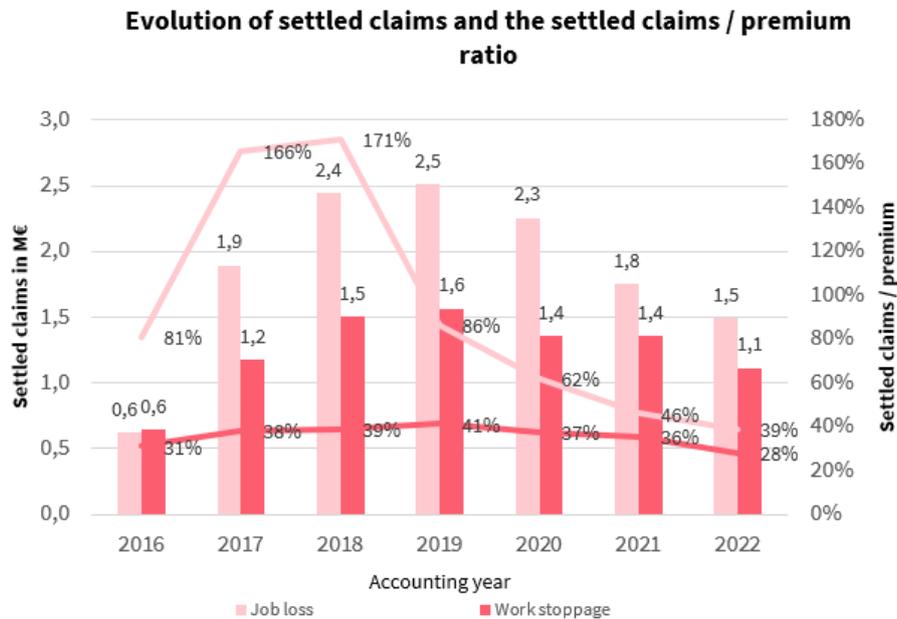


FIGURE 17 – Evolution of settled claims and the settled claims on premiums ratio

To begin with, we can observe that the job loss settled claims on premiums ratio was really high in 2017 and 2018 and then diminished following the pricing overhaul of 2018 which has seen the premium amount of the job loss guarantee rise drastically. The increase of this premium amount has caused a decrease in the monthly indemnity which can explain the diminution of the amounts settled.

However, we can observe that adverse selection, mainly on the job loss guarantee, can still be perceived via this comparison between settled and covered amounts.

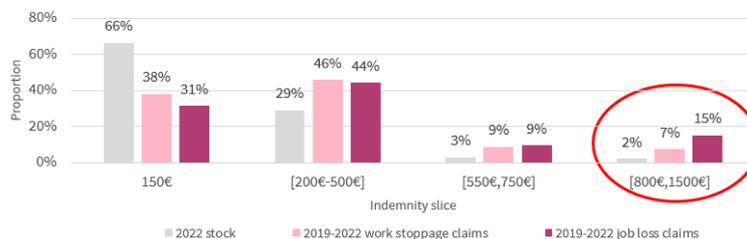


FIGURE 18 – Comparison of covered amounts and settled amounts

The graph shows us that 2 out of 3 people choose a monthly indemnity of 150€. However, this indemnity only represents 31% of job loss claims and 38% of work stoppage claims. In contrast, the indemnities [800€,1500€] represent only 2% of the subscriptions but 7% of work stoppage claims and 15% of job loss claims.

An idea to reduce adverse selection was to have premium rates rise with the indemnity amount. This led to the premium amounts increasing which lead to the diminution of the subscribed and

paid indemnities. Therefore, the relative gap between subscribed and paid indemnities did not evolve (between 39% and 43% in the years 2015-2022).

Thus, our aim will be to create a new pricing segmentation where reached age would be taken into account in order to reduce adverse selection.

Experience laws

In this section, we will present the incidence and maintenance laws obtained on job loss and work stoppage guarantees. The fact that we do not have invalidity claims to this day could be due to the short duration of the coverage or to the fact that incapacity and invalidity are not distinguished, the coverage presented in both cases being pretty similar. Therefore, and despite not having invalidity claims, we will talk about work stoppage laws and not incapacity laws.

Incidence laws

The incidence laws are constructed on the ages 18-61 years and on the 2016-2018 period. We will construct one law for men and one for women and a mixed law will be obtained by applying the 2016-2018 sex-ratio (proportion of men) by age. The crude incidence rates for job loss and work stoppage guarantees are obtained via the Kaplan-Meier method and are then smoothed using the Whittaker-Henderson method. The work stoppage incidence rates take into account the 3 month franchise.

The job loss and work stoppage incidence rates for men, women and mixed population are shown below.

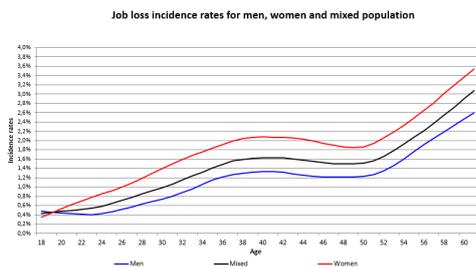


FIGURE 19 – Incidence rates for the job loss guarantee



FIGURE 20 – Incidence rates for the work stoppage guarantee

The average job loss incidence rate, weighed by the exposure at different ages, for the mixed table is 1,395%. We can see that the rates tend to go up till 40 years before a decrease till around 50 years and then finally going up until the maximum age of 61 years.

The average work stoppage incidence rate, weighed by the exposure at different ages, for the mixed table is 1,471%. We can see here that the rates go up till 57 years before a decrease until the maximum age of 61 years.

Maintenance laws

The maintenance laws are constructed by monthly duration since the claim on the 2016-2020 period. For both guarantees, the maximum duration of coverage in case of a claim is 12 months (outside of the 3 months of insurance franchise in case of work stoppage). Furthermore, in both cases, the maintenance rates for men and women are very close. Therefore, a mixed law was constructed without applying any sex-ratio. The exit crude rates were here calculated using the Kaplan-Meier method and then smoothed using the Whittaker-Henderson method. The maintenance rates can then be obtained via the exit rates.

The job loss and work stoppage maintenance rates can be seen below.

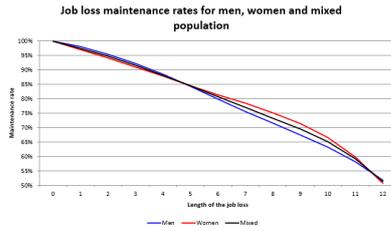


FIGURE 21 – Maintenance rates for the job loss guarantee



FIGURE 22 – Maintenance rates for the work stoppage guarantee

The average time spent in job loss based on these rates is 9,9 months. We can see that more than 50% of the population stays in a job loss situation for the maximum coverage period of 12 months.

Without taking into account the 3 months of insurance franchise, the average time spent in a work stoppage situation is 7,9 months. Here, more than 30% of the population stays in a work stoppage for 12 months.

On the basis of these incidence and maintenance rates, we can determine pure premium rates by reached age in order to get a pricing segmentation on the basis of reached age.

Study of the discriminating variables

Studying the discriminating variables for both guarantees on incidence and exit rates was done using both Cox and Aalen models. We have notably studied the effect of the indemnity on incidence rates for both guarantees. Moreover, for the exit laws, we have studied the effects of the indemnity and age at the occurrence. The study of these discriminating variables has shown us that :

- The incidence probability for job loss and work stoppage guarantees grows significantly with the indemnity amount.
- The exit probability for the job loss guarantee decreases significantly with the indemnity amount, which means the maintenance in job loss probability grows significantly with the indemnity amount.
- The exit probability for the work stoppage guarantee decreases significantly with age at the occurrence, which means the maintenance in work stoppage grows significantly with age at the occurrence.

On the basis of these results, we decided to integrate a second level to our experience laws by adding these variables.

We show below the incidence rates for the job loss and work stoppage guarantees by age and indemnity slice along with maintenance rates for both these guarantees by indemnity slice.

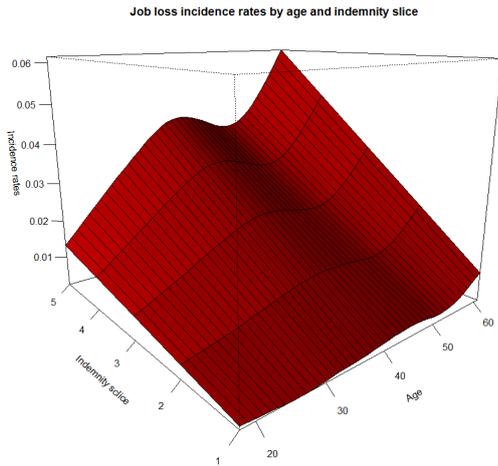


FIGURE 23 – Incidence rates by indemnity slice for the job loss guarantee

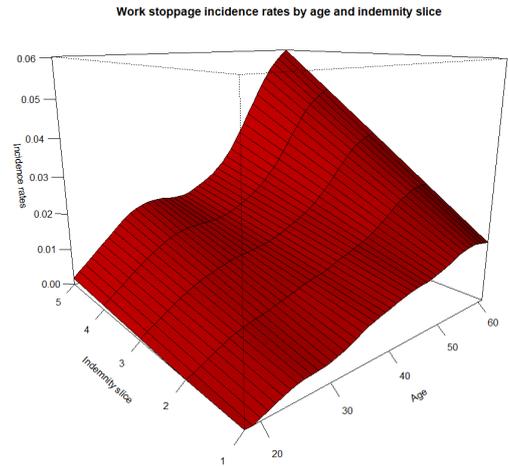


FIGURE 24 – Incidence rates by indemnity slice for the work stoppage guarantee

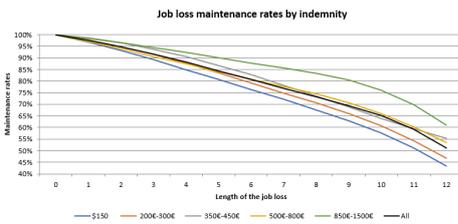


FIGURE 25 – Maintenance rates by indemnity slice for the job loss guarantee

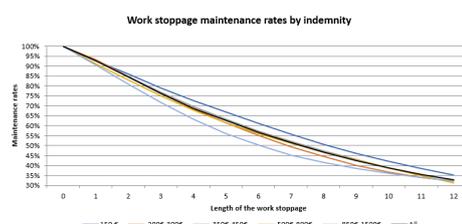


FIGURE 26 – Maintenance rates by indemnity slice for the work stoppage guarantee

We can see that incidence rates for both guarantees tend to grow with age and indemnity. The maintenance rates in job loss grow with the indemnity amount while for the work stoppage guarantee, there is no significant difference between the different indemnity slices.

On the basis of these results, we have decided to study two new pricing approaches : a pricing segmentation on the basis of reached age and a pricing segmentation on the basis of reached age and indemnity. Seeing as no significant pattern can be seen on the maintenance rates for the work stoppage guarantee, we have considered one global maintenance law (in addition to an incidence law by indemnity slice) to price the work stoppage guarantee.

These different laws allow us to determine pure premium rates for each pricing approach.

Presentation of the new pricing segmentation

The new pricing approaches will only be applied to new contracts. The aim of these new pricing segmentations is to have at least the same profitability as the current pricing scheme on the basis of the net banking income assuming we have the same number of new contracts. The net banking income (NBI) is the difference between the turnover from one side and the claims load and distribution commissions from the other side.

In order to reach this goal, we must first determine a technical margin rate to be integrated into the new pricing schemes. The technical margin is defined by :

$$Technical\ margin = Risk\ premium - Pure\ premium$$

By expressing the technical margin rate as a function of the risk premium (*Technical margin rate =*

$\frac{\text{Technical margin}}{\text{Risk premium}}$), the risk premium can be expressed as a function of the pure premium and the technical margin rate :

$$\text{Risk premium} = \frac{\text{Pure premium}}{(1 - \text{Technical margin rate})}$$

Finally, the commercial premium (or tax free premium) can be obtained from the risk premium, the acquisition loads Θ and the management loads β :

$$\text{Commercial premium} = \frac{\text{Risk premium}}{(1 - \Theta - \beta)}$$

The acquisition and management loads are both expressed as functions of the commercial premium and are each equal to 15% of the commercial premium.

In order to obtain a technical margin rate that will allow us to have at least equal profitability, business plans are constructed on a 10 year horizon. These business plans will take into account new contracts distributed on multiple profiles (or model points) created on the basis of our 2022 portfolio. These model points all have different reached ages and indemnities chosen when subscribing. We will then project on 10 years for each model point and each pricing approach the turnovers (sum of the commercial premiums), the claims load determined on the basis of our experience laws and the distribution commissions which are equal to the acquisition loads. These indicators will allow us to obtain the net banking income (NBI) :

$$\text{NBI} = \text{Turnover} - \text{Claims load} - \text{Distribution commissions}$$

Furthermore, seeing as we have obtained experience laws that represent the sinistrality of our portfolio, the claims load will be equal to the pure premium of the new pricing segmentation (pure premium of the segmentation by reached age or pure premium of the segmentation by reached age and indemnity).

The technical margin rate for each pricing approach is determined through an estimation of an implicit technical margin obtained via the current pricing segmentation. This implicit technical margin is the difference between the risk premium with the current pricing segmentation and the claims load obtained through the newly constructed experience laws :

$$\text{Implicit technical margin} = \text{Current risk premium} - \text{Claims load}$$

The current risk premium is determined through the current commercial premium and the acquisition and management loads which are both determined via the current commercial premium :

$$\text{Current risk premium} = \text{Current commercial premium} - \text{Acquisition loads} - \text{Management loads}$$

This allows us to determine a technical margin rate for each year. We will then retain the mean technical margin rate on these 10 years defined by :

$$\text{Retained technical margin rate} = \frac{\sum_{i=1}^{10} \text{Technical margin}_i}{\sum_{i=1}^{10} \text{Risk premium}_i}$$

With $i \in [1, 10]$ the years considered in the construction of the business plan.

The business plans with the current pricing segmentation and the segmentation by reached age is presented below.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2024-2033 cumulation
Production	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Ongoing contracts on 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Revenue with the current segmentation (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
Acquisition loads with the current segmentation (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Management loads with the current segmentation (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Pure premium with the current segmentation (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Technical margin with the current segmentation (e) = (a)-(b)-(c)-(d)	253 658 €	656 749 €	945 220 €	1 177 523 €	1 376 715 €	1 552 546 €	1 710 125 €	1 852 862 €	1 983 147 €	2 102 762 €	13 611 308 €
Distribution commissions with the current segmentation (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Claims (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Technical margin rate (f) = (e) / ((d) + (e))	36,7%	35,4%	34,7%	34,1%	33,6%	33,1%	32,5%	32,1%	31,6%	31,1%	32,7%
Net banking income (NBI) with the current segmentation (g) = (a)-(b)-(e)	401 799 €	1 054 346 €	1 528 443 €	1 916 736 €	2 255 386 €	2 559 137 €	2 835 967 €	3 091 131 €	3 328 065 €	3 549 490 €	22 520 501 €
Revenue with the new segmentation (a)	929 558 €	2 545 922 €	3 773 070 €	4 825 784 €	5 784 961 €	6 679 395 €	7 526 680 €	8 337 842 €	9 118 186 €	9 873 218 €	59 394 614 €
Acquisition loads with the new segmentation (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
Management loads with the new segmentation (c)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
Pure premium with the new segmentation (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Technical margin with the new segmentation (e) = (a)-(b)-(c)-(d)	213 024 €	583 442 €	864 665 €	1 105 912 €	1 325 724 €	1 530 699 €	1 724 870 €	1 910 761 €	2 089 591 €	2 262 620 €	13 611 309 €
Distribution commissions with the new segmentation (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
Claims (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Technical margin rate (f) = (e) / ((d) + (e))	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%
Net banking income NBI with the new segmentation (g) = (a)-(b)-(e)	352 458 €	965 330 €	1 430 625 €	1 829 780 €	2 193 468 €	2 532 609 €	2 853 871 €	3 161 437 €	3 457 319 €	3 743 602 €	22 520 500 €

FIGURE 27 – Business plans on a 10 year period for the segmentation by reached age and the current one

The mean 10 year technical margin rate retained to have at least equal profitability is equal to 32,7% for the segmentation by reached age. This technical margin rate allows us to determine the commercial premium for the segmentation on reached age. We can see through the business plan above that we do indeed have the same cumulation of net banking incomes (and the same cumulation of turnovers) for the segmentation by reached age and the current one. The NBI and the turnover of the current approach are higher on the first 6 years projected while starting from year 7, the NBI and turnover of the segmentation by reached age are higher.

We also show below the business plans with the current segmentation and the segmentation by reached age and indemnity.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2024-2033 cumulation
Production	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Ongoing contracts on 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Revenue with the current segmentation (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
Acquisition loads with the current segmentation (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Management loads with the current segmentation (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Pure premium with the current segmentation (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Technical margin with the current segmentation (e) = (a)-(b)-(c)-(d)	190 370 €	511 708 €	736 596 €	917 011 €	1 072 066 €	1 207 598 €	1 327 989 €	1 436 998 €	1 535 637 €	1 626 928 €	10 562 901 €
Distribution commissions with the current segmentation (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Claims (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Technical margin rate (f) = (e) / ((d) + (e))	27,5%	27,6%	27,1%	26,6%	26,1%	25,7%	25,3%	24,9%	24,5%	24,1%	25,4%
Net banking income (NBI) with the current segmentation (g) = (a)-(b)-(e)	338 511 €	909 305 €	1 319 818 €	1 656 224 €	1 950 736 €	2 214 188 €	2 453 831 €	2 675 267 €	2 880 556 €	3 073 656 €	19 472 093 €
Revenue with the new segmentation (a)	959 393 €	2 573 447 €	3 801 745 €	4 850 357 €	5 799 781 €	6 683 477 €	7 518 697 €	8 314 721 €	9 078 968 €	9 814 030 €	59 394 615 €
Acquisition loads with the new segmentation (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
Management loads with the new segmentation (c)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
Pure premium with the new segmentation (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Technical margin with the new segmentation (e) = (a)-(b)-(c)-(d)	170 621 €	457 669 €	676 113 €	862 601 €	1 031 449 €	1 188 608 €	1 337 146 €	1 478 713 €	1 614 629 €	1 745 354 €	10 562 901 €
Distribution commissions with the new segmentation (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
Claims (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Technical margin rate (f) = (e) / ((d) + (e))	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%
Net banking income NBI with the new segmentation (g) = (a)-(b)-(e)	314 530 €	843 686 €	1 246 375 €	1 590 154 €	1 901 416 €	2 191 129 €	2 464 950 €	2 725 921 €	2 976 474 €	3 217 458 €	19 472 093 €

FIGURE 28 – Business plans on a 10 year period for the segmentation by reached age and indemnity and the current one

Here, the mean 10 year technical margin rate retained to have at least equal profitability is equal to 25,4% for the segmentation by reached age and indemnity. As for the segmentation by reached age, the NBI and turnover of the current segmentation are higher for the first 6 years while starting from year 7, the NBI and turnover of the segmentation by reached age are higher.

The technical margin rates determined above allow us to determine the commercial premiums for the new pricing approaches. With these indicators, we can compare by age and indemnity the pricing grids of the two new pricing approaches with the current pricing grid. This comparison is done on the basis of the commercial premium rate :

$$\text{Commercial premium rate} = \frac{\text{Monthly commercial premium}}{\text{Monthly indemnity}}$$

The graphs below show the commercial premium rates for all three pricing approaches by age and by indemnity.

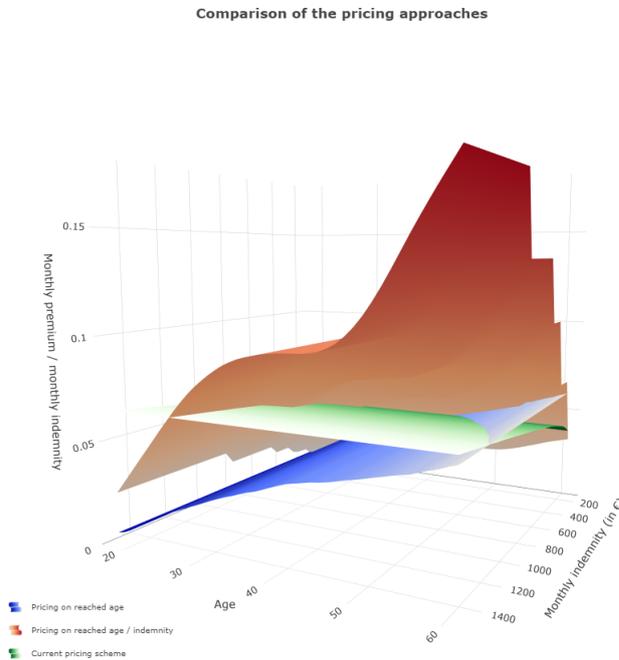


FIGURE 29 – Comparison of the three pricing approaches - Angle 1

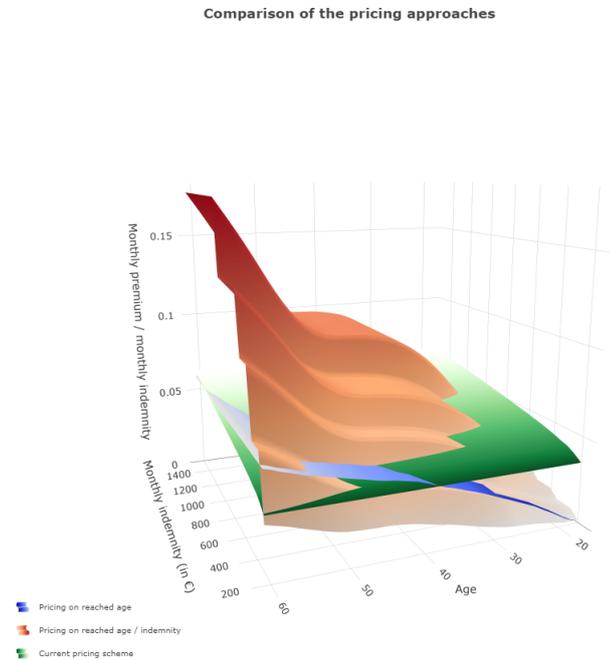


FIGURE 30 – Comparison of the three pricing approaches - Angle 2

We can observe from the two graphs above that for the high indemnities, the segmentation by reached age presents the lowest premiums. This could lead to more adverse selection. Therefore, this pricing approach only seems achievable accompanied by corrective measures aiming to reduce adverse selection.

In addition, the segmentation by reached age and indemnity makes the premiums higher for the high indemnities and ages and lower for the low indemnities and ages. This could naturally reduce adverse selection. However, the pricing gaps with the current approach are too high and this could make the selling of the product way harder and therefore reduce the number of new contracts. The idea to reduce these gaps is to modulate the technical margin rate with indemnity and age by raising it for the low indemnities and ages and decreasing it for the high indemnities and ages.

Conclusion

We have shown in this study the application of job loss and work stoppage incidence and maintenance rates in order to get new pricing segmentations : one on the basis of reached age and one on the basis of reached age and indemnity. The first aim of this study was to reduce the adverse selection risk observed on this product without making it harder on some pricing segments to sell the product.

The pricing approach on the basis of reached age is characterised by a significant drop in the premiums for the high indemnities. This could lead to more adverse selection on this pricing segment. Therefore, this pricing approach seems achievable only if it is associated with contractual corrective measures aiming to reduce the adverse selection risk. These measures could include :

- Limiting the monthly indemnity to a percentage of the monthly salary.

— Hardening the medical selection on the work stoppage guarantee.

The pricing approach by reached age and indemnity increases the premiums on the high indemnities and ages while decreasing them on the low indemnities and ages. This approach could naturally reduce adverse selection. However, the premiums seem to grow way too massively for the high ages and indemnities and this could lead to fewer new contracts in the future. To deal with these pricing gaps, the idea is to modulate the technical margin rate. Therefore, we would raise the technical margin rate for the low indemnities and ages and decrease it for the high indemnities and ages. If no corrective measure is introduced, this pricing approach could be favored.

Moreover, despite the adverse selection observed on this product, we could still keep the current approach while introducing the corrective measures presented above. The product today is not in a deficit situation and we would then, once these measures are introduced, follow through time their effects on sinistrality.

Remerciements

Je remercie, tout d'abord, Elie IFERGAN, responsable du pôle Actuariat Prévoyance Individuelle au sein de Société Générale Assurances d'avoir encadré ce mémoire. Je lui suis particulièrement reconnaissant pour ses précieux conseils depuis que j'ai rejoint son équipe.

Je suis également reconnaissant envers Adrien BOUVIER et Valentine ROSSIGNOL, mes collègues au sein de l'Actuariat Prévoyance Individuelle pour leur soutien permanent lors de la rédaction de ce mémoire.

J'adresse également mes chaleureux remerciements à Jérôme BEAUVIR, responsable de l'Actuariat Prévoyance ainsi qu'à l'ensemble des membres de l'équipe Actuariat Prévoyance.

Ce mémoire s'inscrit dans la continuité de mon travail d'études à l'EURIA. Ainsi, je tiens à remercier l'ensemble du corps pédagogique de l'EURIA pour avoir assuré la partie théorique de ma formation.

Je ne peux que finir en remerciant chaleureusement ma famille pour le soutien qui, même de loin, a été précieux et continu.

Table des matières

Introduction	1
I Cadre de l'étude	3
1 La prévoyance en France et au sein de l'entreprise	5
1.1 Définition de la prévoyance et quelques chiffres du marché français	5
1.2 Focus sur la prévoyance individuelle	6
1.3 Présentation du produit étudié	11
II Lois d'incidence et de maintien sur la perte d'emploi et l'arrêt de travail	19
2 Construction des bases de données	21
2.1 Bases de données pour les lois d'incidence	21
2.2 Bases de données pour les lois de maintien	31
3 Lois d'expérience par sexe	35
3.1 Estimation des taux bruts	35
3.2 Lissage des taux bruts	37
3.3 Construction des lois d'incidence	38
3.4 Construction des lois de maintien	43
3.5 Backtesting des lois obtenues	45
3.6 Suivi des lois obtenues	49
3.7 Comparaison avec des données nationales	54
4 Etude des variables discriminantes	57
4.1 Le modèle de Cox	57
4.2 Le modèle additif d'Aalen	59
4.3 Etude des variables discriminantes pour les lois d'incidence	62
4.4 Etude des variables discriminantes pour les lois de maintien	68
4.5 Lois d'expérience intégrant les variables discriminantes	80
4.6 Conclusion sur le chapitre	87
III Mise en application des lois d'expérience afin de créer de nouvelles segmentations tarifaires	89
5 Mise en place de nouvelles segmentations tarifaires	91
5.1 Méthodologie pour la tarification et les projections	91
5.2 Segmentation par âge atteint	96
5.3 Segmentation par âge atteint et par indemnité	102
5.4 Conclusion sur la partie	105

Conclusion	106
Annexe A : Indemnités mensuelles moyennes selon l'âge à l'adhésion	117
Annexe B : Backtesting des lois d'incidence par sexe	117
Annexe C : Suivi des lois d'incidence par sexe	119
Annexe D : Comparaison des taux bruts d'incidence Hoem et Kaplan-Meier	120
Annexe E : Comparaison des taux de sortie bruts Aalen et Kaplan-Meier	121
Annexe F : Résidus de Schoenfeld pour les modèles de Cox	124
Annexe G : Tests des termes non paramétriques, de Kolmogorov-Smirnov et Cramer von Mises pour les modèles d'Aalen	126
Annexe H : Compte de résultat d'un <i>model point</i>	127
Annexe I : Ecart tarifaires entre les différentes approches	127
Bibliographie	129

Introduction

Le présent mémoire s'intéressera à un produit de prévoyance individuelle. Un contrat de prévoyance individuelle est un contrat d'assurance individuel non obligatoire permettant de se prémunir contre les aléas de la vie. Les contrats de prévoyance individuelle peuvent couvrir plusieurs garanties telles que le décès toutes causes, le décès accidentel, les accidents de la vie, la perte totale et irréversible d'autonomie (PTIA), l'incapacité de travail, l'invalidité, la perte d'emploi et la dépendance.

Le produit étudié couvre les risques de perte d'emploi et d'arrêt de travail (incapacité et invalidité). Le principe du produit est de garantir une prestation mensuelle de manière forfaitaire pendant 12 mois maximum dès que l'assuré est en situation de perte d'emploi ou d'arrêt de travail et tant qu'il demeure dans l'une de ces situations. Dans ce cas, les prestations en cas de perte d'emploi sont en complément des allocations chômage et les prestations arrêt de travail sont en complément des prestations de la Sécurité Sociale (en plus des potentielles prestations de prévoyance collective). A une garantie perte d'emploi ou arrêt de travail est, en général, associé un délai de franchise ou de carence, ce qui est également le cas pour le produit étudié avec une franchise de 3 mois associée à la garantie arrêt de travail et un délai de carence de 9 mois associé à la perte d'emploi. En outre, le tarif du produit étudié est segmenté uniquement en fonction du montant de l'indemnité mensuelle choisi à l'adhésion. Celui-ci est réparti de manière égale entre la perte d'emploi et l'arrêt de travail. Il est à noter que la réglementation en prévoyance individuelle ne prévoit aucune obligation quant aux tables utilisées pour la tarification d'une garantie arrêt de travail ou perte d'emploi, l'utilisation de tables réglementaires ou d'expérience certifiées étant nécessaire pour le provisionnement en arrêt de travail. De plus, pour tarifier une garantie arrêt de travail ou perte d'emploi, il faut avoir à disposition une estimation des taux d'incidence et une estimation des taux de maintien.

Dans un contexte concurrentiel, la construction de tables d'expérience sur la base du risque réel observé sur son portefeuille permet à l'assureur d'avoir une meilleure connaissance de la population composant ce portefeuille et ainsi proposer un tarif qui soit représentatif de celle-ci. En outre, une tarification sur la base de l'indemnité mensuelle conjuguée à l'absence de contraintes contractuelles ou de sélection à l'adhésion peut augmenter le risque d'antisélection. De plus, ce produit a, à son lancement, connu une déviation importante de la sinistralité sur la perte d'emploi qui a pu être contenue via des mesures correctrices. Ainsi, les travaux réalisés dans ce mémoire seront la construction de lois d'expérience censées représenter le risque du portefeuille et permettant de tarifier différemment l'offre. Des lois d'incidence et de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail seront construites. Une estimation des taux bruts se fera avec la méthode de Kaplan-Meier puis ces taux bruts seront lissés avec la méthode de lissage non paramétrique de Whittaker-Henderson. Nous étudierons également l'effet de variables discriminantes sur l'incidence et le maintien avec des modèles de Cox et d'Aalen. Cela permettra d'étudier deux nouvelles approches tarifaires : une approche en âge atteint et une approche en âge atteint et indemnité.

Note : Des chiffres relatifs aux tarifs et aux sinistres ont été modifiés afin de préserver la confidentialité de l'entreprise.

Première partie
Cadre de l'étude

Chapitre 1

La prévoyance en France et au sein de l'entreprise

Dans cette première partie, nous présentons, dans un premier temps, le marché français de la prévoyance et de la prévoyance individuelle avec un focus sur les garanties perte d'emploi et arrêt de travail étudiées. Dans un second temps, nous présentons le produit étudié.

1.1 Définition de la prévoyance et quelques chiffres du marché français

Un contrat d'assurance prévoyance est un contrat permettant de se prémunir contre les risques financiers causés par les aléas de la vie via le versement d'un capital, d'une rente ou d'une indemnité. Les aléas de la vie peuvent inclure le décès, l'arrêt de travail, le chômage, la maladie et les accidents de la vie. Un contrat de prévoyance peut être collectif (souscrit par l'entreprise) ou individuel. En France, une personne en activité est couverte de manière obligatoire via le régime de base de la Sécurité Sociale et le régime complémentaire obligatoire qui assurent un niveau de revenus suite à un aléa. Dans certains cas, par exemple s'il existe un accord de branche ou une convention collective nationale ou si l'entreprise emploie des salariés cadres, l'entreprise doit souscrire un contrat de prévoyance collective. Le contrat collectif peut donc être obligatoire ou facultatif selon les cas. Un contrat de prévoyance individuelle est, comme son nom l'indique, souscrit de manière individuelle par l'assuré pour se protéger et protéger ses proches.

D'après la loi Evin du 31/12/1989, "la prévoyance regroupe les opérations ayant pour objet la prévention et la couverture du risque décès, des risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité, des risques d'incapacité de travail ou d'invalidité ou du risque chômage."

Ainsi, un contrat d'assurance prévoyance, qu'il soit collectif ou individuel, peut constituer un complément nécessaire à la suite d'une perte de revenus ou une protection sociale complémentaire au régime obligatoire. Parmi les principales garanties couvertes par les contrats de prévoyance individuelle, nous pouvons citer :

- Le décès toutes causes et le décès accidentel : ces contrats prévoient en général le versement d'un capital au décès de l'assuré et au bénéficiaire choisi par celui-ci. Il convient pour ce type de contrats de distinguer les contrats de type obsèques ou vie entière des contrats de type temporaire décès. En effet, pour les contrats vie entière, il est certain que le risque couvert sera réalisé, c'est à dire qu'un capital sera versé au décès de l'assuré. Il n'est pas prévu d'âge limite de couverture contrairement aux contrats temporaire décès où un âge limite de couverture est prévu dans les dispositions contractuelles.
- Le maintien de revenu : il s'agit en général des assurances en cas d'arrêt de travail et des assurances en cas de chômage. L'arrêt de travail inclut l'incapacité temporaire de travail (ITT)

l'incapacité de travail partielle (ITP), l'invalidité permanente totale (IPT) et l'invalidité permanente partielle (IPP). Pour ces contrats, il est, en général, prévu des indemnités mensuelles ou journalières en complément des indemnités perçues via la Sécurité Sociale ou Pôle Emploi.

- La dépendance : les contrats de dépendance prévoient, en général, le versement d'une rente en cas de dépendance totale et, en option, une rente en cas de dépendance partielle. Ces rentes sont accompagnées d'un capital équipement (pour financer un fauteuil roulant par exemple).
- La perte totale et irréversible d'autonomie (PTIA) : la PTIA est définie par la Sécurité Sociale comme une invalidité de troisième catégorie. Une personne est considérée en PTIA si elle ne peut plus exercer d'activité rémunérée et doit être assistée dans sa vie quotidienne pour les gestes essentiels. Si une personne a besoin d'assistance pour effectuer au moins 3 de ces actes quotidiens : se laver, s'habiller, se nourrir et se déplacer, elle est considérée en PTIA. La PTIA peut être incluse dans les contrats décès (en option ou obligatoirement).
- La garantie accidents de la vie (GAV) : la GAV permet de couvrir les accidents de la vie courante. Les risques couverts varient selon les assureurs. Cela peut inclure les accidents domestiques, accidents lors de loisirs, agressions, attentats, accidents médicaux ou catastrophes naturelles et technologiques.

Le marché de la prévoyance se décompose en trois types de contrats : les contrats de prévoyance collective, les contrats de prévoyance individuelle et les contrats assurance des emprunteurs. Le chiffre d'affaires du marché français de la prévoyance en 2021 était de 34,8Md€. La répartition de ce chiffre d'affaires est présentée ci-dessous.

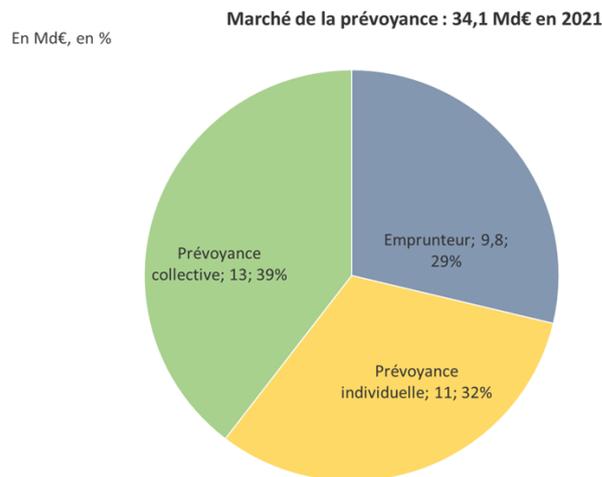


FIGURE 1.1 – Répartition du chiffre d'affaires de la prévoyance en 2021, source : Pair Conseil (19)

Nous pouvons ainsi observer que la prévoyance collective représente 39% de ce chiffre d'affaires contre 32% pour la prévoyance individuelle et 29% pour l'assurance des emprunteurs.

1.2 Focus sur la prévoyance individuelle

1.2.1 Marché français de la prévoyance individuelle

La prévoyance individuelle représente donc 32% du chiffre d'affaires du marché français de la prévoyance avec un chiffre d'affaires en 2021 de 11Md€. 90% de ce chiffre d'affaires est réalisé via les entreprises d'assurance contre 10% pour les mutuelles. Le graphique ci-dessous présente l'évolution du chiffre d'affaires prévoyance pour les entreprises d'assurance depuis 2016, l'estimation du chiffre d'affaires 2022 et les projections de ce chiffre d'affaires pour les années 2023-2027.



FIGURE 1.2 – Evolution du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle et projections, source : Pair Conseil (19)

Nous pouvons observer que le chiffre d'affaires a été en constante progression depuis 2016 augmentant de 1,5Md€ en 5 ans. Les projections prédisent une continuation de cette augmentation du chiffre d'affaires avec un rythme similaire aux années précédentes. Néanmoins, il est à noter que le contexte actuel d'inflation pourrait pousser les français à résilier leurs contrats de prévoyance individuelle et, également, à moins adhérer à des contrats de prévoyance individuelle.

Nous pouvons également observer via le graphique ci-dessous la répartition pour les assurés possédant un ou plusieurs contrats de prévoyance individuelle des garanties choisies.

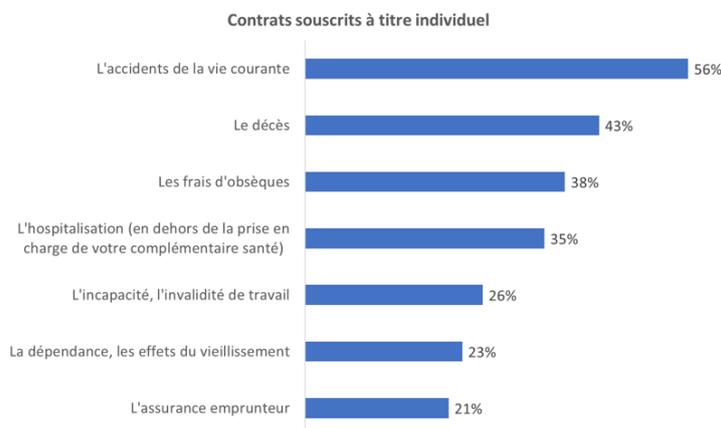


FIGURE 1.3 – Répartition des contrats de prévoyance individuelle, source : Pair Conseil (19)

Il apparaît du graphique ci-dessus que les contrats couvrant les accidents de la vie courante sont les contrats de prévoyance individuelle les plus souscrits. Plus d'un assuré sur deux possède un contrat couvrant la garantie accident. En outre, nous pouvons également remarquer qu'un assuré sur quatre possède un contrat de type arrêt de travail.

1.2.2 La prévoyance individuelle au sein de l'entreprise

Au sein de l'entreprise, la prévoyance (assurance des emprunteurs, prévoyance collective et prévoyance individuelle) a réalisé en 2022 un chiffre d'affaires de 1 086M€. 76% de chiffre d'affaires a été réalisé par l'activité prévoyance en France contre 24% pour l'activité prévoyance à l'international. Il

existe une quarantaine de produits de prévoyance individuelle dans le portefeuille français de Société Générale Assurances. Les principales garanties couvertes sont :

- Le décès toutes causes et la PTIA.
- Le décès accidentel.
- Les produits obsèques.
- L'arrêt de travail : incapacité et invalidité.
- L'assurance chômage ou garantie perte d'emploi / perte de revenu.
- La dépendance.

Il est à noter que la GAV (Garantie Accidents de la Vie) ne rentre pas dans le périmètre prévoyance individuelle de l'entreprise. La répartition du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle dans notre périmètre (qui n'inclut donc pas les garanties accidents de la vie) par garantie est présentée ci-dessous.

Répartition du chiffre d'affaires 2021 de la prévoyance individuelle

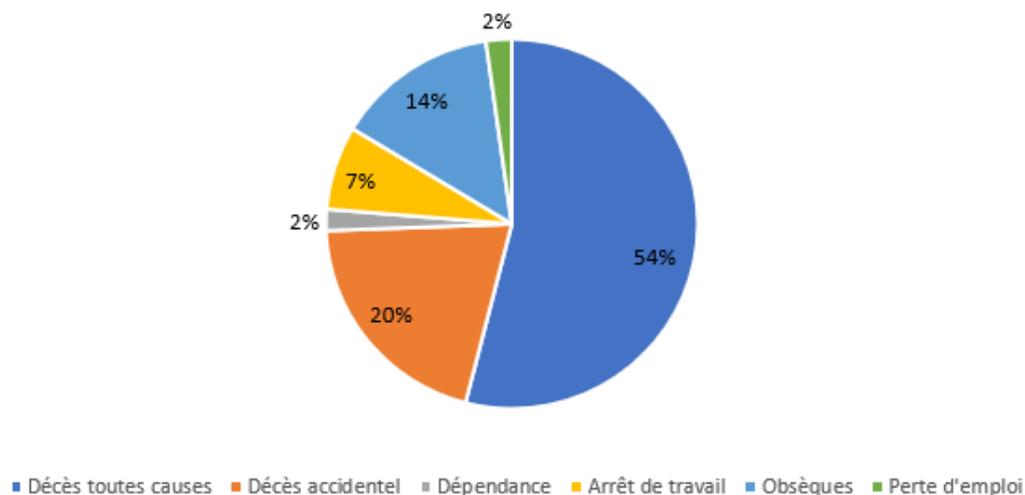


FIGURE 1.4 – Répartition par garantie du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle

Nous pouvons remarquer que plus de la moitié de ce chiffre d'affaires est réalisé via le décès toutes causes et que 88% du chiffre d'affaires est réalisé via les garanties décès en général (décès toutes causes, accidentel et obsèques). Les garanties arrêt de travail et perte d'emploi représentent, quant à elles, un peu moins de 10% du chiffre d'affaires.

1.2.3 Les garanties arrêt de travail et perte d'emploi

Les garanties arrêt de travail et perte d'emploi seront les deux garanties qui seront étudiées dans toute la suite. Nous avons pu observer que celles-ci représentent environ 10% du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle au sein de l'entreprise. Ces deux garanties représentent pour un salarié ou un non salarié un complément de revenu en cas d'arrêt de travail ou de licenciement.

L'arrêt de travail

L'arrêt de travail se décompose en 4 garanties :

- L'incapacité temporaire partielle.
- L'incapacité temporaire totale.

- L'invalidité permanente partielle.
- L'invalidité permanente totale.

Dans le cas du produit qui sera étudié, seules l'incapacité temporaire totale et l'invalidité permanente totale sont concernées.

L'incapacité de travail représente un état médicalement constaté d'incapacité temporaire totale de l'assuré à exercer son activité professionnelle, en raison d'un handicap physique ou psychique résultant d'une maladie ou d'un accident. Un salarié a droit à 50% de son salaire brut de base, dans la limite de 1,8 fois le montant du SMIC, versé sous la forme d'indemnités journalières par la Sécurité Sociale. Si le salarié a au moins un an d'ancienneté dans son entreprise, celle-ci doit lui verser une indemnisation complémentaire (Article L. 1226-1 du Code du travail¹). En ce qui concerne les travailleurs non-salariés, les prestations des régimes obligatoires sont souvent assez limitées.

Un état d'invalidité correspond à la deuxième catégorie d'incapacité de la Sécurité Sociale. Pour être déclaré en situation d'invalidité, il faut un taux d'invalidité déterminé par la CPAM supérieur ou égal à 66%. Une personne est considérée en situation d'invalidité si, à la suite d'une maladie ou d'un accident, celle-ci est considérée inapte à exercer son travail ou une activité pouvant lui procurer un salaire, un gain ou un profit. Selon le taux d'invalidité déterminé, une indemnisation de la Sécurité Sociale est perçue.

Une assurance arrêt de travail peut constituer, selon la situation, un complément de revenu ou une source de revenus. A une garantie arrêt de travail est, en général, adossé un délai de franchise absolue. Le délai de franchise absolue est, parfois, modulable à l'adhésion et constitue le nombre de jours consécutifs d'arrêt de travail au-delà duquel l'assureur est susceptible de verser les prestations (sous la forme d'indemnités journalières ou mensuelles) au bénéficiaire. Un délai de carence ou d'attente peut aussi être associé à un contrat arrêt de travail. Il s'agit d'une période fixée par le contrat qui commence à partir de la date d'adhésion (ou de modification) et au cours de laquelle la garantie (ou modification de la garantie) ne s'applique pas.

Pour la prévoyance individuelle, il n'existe aucune obligation réglementaire sur la méthode de tarification pour la garantie arrêt de travail. En ce qui concerne le provisionnement, celui-ci est strictement encadré sur la base de l'article 14-12 du règlement ANC n°2015-11 modifié par le règlement ANC n° 2020-11. Notons notamment que pour le calcul des provisions techniques d'incapacité ou d'invalidité de travail, il faut que celui-ci soit effectué à partir des lois de maintien et de passage réglementaires ou à partir d'une loi de maintien ou d'une loi de passage construites par une entreprise d'assurances et certifiées par un actuaire indépendant. Les lois de maintien en incapacité et en invalidité et la loi de passage de l'incapacité à l'invalidité réglementaires sont les lois construites par le BCAC (2010). La loi de maintien en incapacité du BCAC est une loi construite pour les anciennetés de 0 à 35 mois et pour les âges d'entrée en incapacité de 20 à 66 ans. Il s'agit d'une loi mensuelle qui suit pour chaque âge l'évolution du maintien en incapacité. Il en est de même pour la loi de passage de l'incapacité à l'invalidité pour les âges de 20 à 61 ans. La loi de maintien en invalidité est annuelle pour les âges d'entrée en invalidité de 20 à 61 ans et présente des projections des taux de maintien en invalidité jusqu'à 62 ans.

Perte d'emploi

Chiffres de l'emploi en France :

Le taux de chômage global en France est à 7,1% au premier trimestre 2023. L'évolution du taux de chômage en France depuis 2003 est présentée ci-dessous :

1. https://www.legifrance.gouv.fr/codes/article_lc/LEGIARTI000031687748

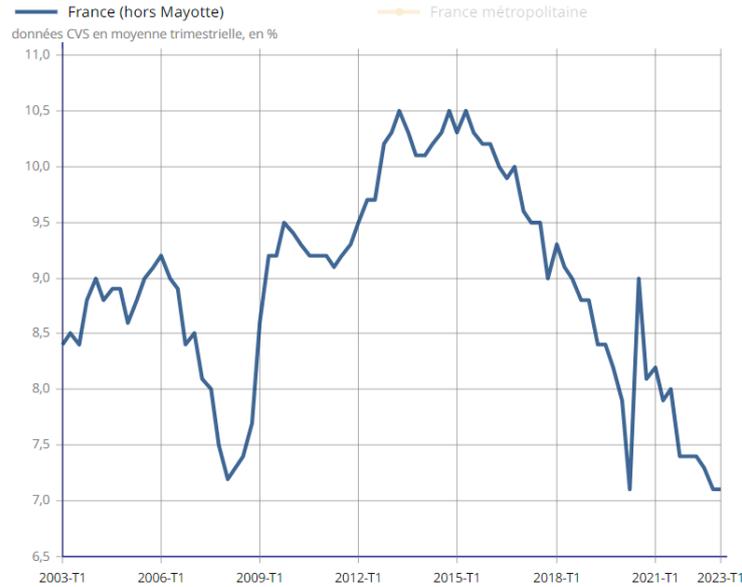


FIGURE 1.5 – Taux de chômage en France 2003-2023, source INSEE (12)

Nous pouvons noter que le taux de chômage a atteint son pic entre 2013 et 2015 avec des fluctuations autour de 10,5%. A partir du deuxième trimestre 2015, nous notons une baisse constante jusqu'au deuxième trimestre 2020 (7,1%). Une hausse est observée au troisième trimestre 2020 pour atteindre 9% avant de nouvelles baisses jusqu'à atteindre à nouveau 7,1% au premier trimestre 2023. Les taux de chômage ont tendance à diminuer avec l'âge. Ainsi, les jeunes (15-24 ans) présentent, avec 17,3%, les taux de chômage les plus élevés contre 6,6% pour les 25-49 ans et 5,2% pour les 50 ans et plus. En outre, nous pouvons également observer le temps passé au chômage via le graphique ci-dessous.

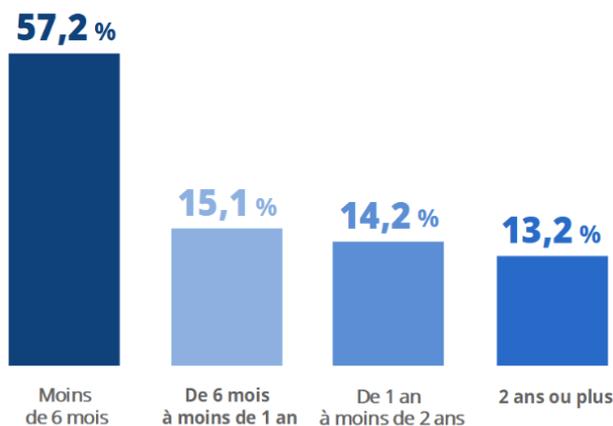


FIGURE 1.6 – Temps passé au chômage en 2022 - France, source INSEE (12)

Nous pouvons observer que plus de la moitié des chômeurs (57,2%) retrouvent un emploi après moins de 6 mois. Notons également que 27,4% des chômeurs mettent plus d'une année à retrouver un emploi et qu'un peu moins de la moitié d'entre eux met plus de 2 ans.

En outre, il est à noter que pendant la crise du Covid en 2020 et 2021, des mesures d'aide exceptionnelles ont été mises en place pour les travailleurs et les entreprises notamment via la prise en

charge à 100% du chômage partiel, des exonérations de charges sociales et des formations à l'emploi (4).

L'assurance perte d'emploi :

L'assurance perte d'emploi ou chômage intervient généralement en complément d'allocations versées par Pôle Emploi et aux revenus de remplacement prévus par le Code du Travail. Pour bénéficier d'allocation chômage, il faut remplir plusieurs conditions parmi lesquelles nous pouvons citer :

- Le fait d'être inscrit comme demandeur d'emploi.
- Le fait d'être involontairement privé d'emploi.
- Le fait d'être physiquement apte à travailler.
- Le fait de justifier de ses recherches d'emploi.

L'assurance perte d'emploi prévoit, en général, des indemnités mensuelles ou journalières à la suite d'une perte d'emploi involontaire de l'assuré. Cela peut être le cas après un licenciement pour motif économique. En outre, les démissions, ruptures conventionnelles et les licenciements pour faute grave ou faute lourde ne sont, généralement, pas pris en charge. De plus, comme pour l'arrêt de travail, un contrat perte d'emploi peut être assujéti à un délai de franchise absolue et une période de carence.

Au niveau de la tarification et du provisionnement, il n'existe aucune obligation réglementaire quant aux tables à utiliser pour la garantie perte d'emploi sur la prévoyance individuelle. Il n'existe, par ailleurs, aucune table réglementaire d'incidence ou de maintien. Ainsi, une entreprise d'assurances peut utiliser une table d'expérience (incidence ou maintien) construite par ses soins sans que celle-ci ne soit certifiée par un actuairé indépendant.

1.3 Présentation du produit étudié

Le produit sur lequel a été menée cette étude est un produit de prévoyance individuelle qui regroupe les garanties arrêt de travail et perte d'emploi.

1.3.1 Garanties, exclusions et évolutions du produit

Lancement en 2015

Le produit étudié a été lancé en 2015. Celui-ci prévoit le versement, pendant 12 mois maximum, d'une indemnité mensuelle comprise entre 150€ et 1500€ par palier de 50€ selon le choix de l'adhérent et cela en cas de perte d'emploi ou d'arrêt de travail. L'âge minimal pour adhérer à ce produit est de 18 ans et l'âge maximal est de 59 ans. Les garanties prennent fin à la date anniversaire de la date d'effet qui suit les 61 ans de l'assuré.

Il est à noter que l'arrêt de travail sur ce produit se caractérise par une franchise absolue de 90 jours. En outre, pour la perte d'emploi, le délai de constitution des droits est de 9 mois en CDI. Cela veut dire qu'un assuré doit justifier de 9 mois minimum de CDI et de présence dans le portefeuille pour pouvoir bénéficier d'une indemnisation en cas de sinistre. Le tarif pour ce produit dépend uniquement de l'indemnité mensuelle choisie. De plus, la multi-détention n'est pas possible sur ce produit et il n'est pas possible d'adhérer à nouveau au produit après une résiliation.

Refonte tarifaire de fin 2018

Suite à une déviation importante de la sinistralité sur la garantie perte d'emploi lors des premières années de vie du produit, une refonte tarifaire a eu lieu fin 2018. Les mesures sont détaillées ci-dessous.

- *Révision de la grille tarifaire :* Le tarif a augmenté d'en moyenne 17,4% sur le produit. Cela se matérialise par une augmentation moyenne de 118% du tarif de la garantie perte d'emploi et une diminution moyenne de 19% du tarif arrêt de travail ce qui permet d'obtenir une équirépartition du tarif entre les deux garanties du produit. Ces nouvelles mesures tarifaires ont pris effet fin

2018 pour les affaires nouvelles et aux dates anniversaires des adhésions suivant la refonte pour le stock. La grille tarifaire issue de cette refonte et qui est utilisée actuellement est la suivante :

Indemnité mensuelle	Prime hors taxes	Perte d'emploi	Arrêt de travail	Prime HT / indemnité
150 €	5,73 €	2,87 €	2,87 €	3,82%
200 €	8,26 €	4,13 €	4,13 €	4,13%
250 €	10,89 €	5,45 €	5,45 €	4,36%
300 €	13,42 €	6,71 €	6,71 €	4,47%
350 €	16,17 €	8,08 €	8,08 €	4,62%
400 €	18,92 €	9,46 €	9,46 €	4,73%
450 €	21,79 €	10,89 €	10,89 €	4,84%
500 €	24,66 €	12,33 €	12,33 €	4,93%
550 €	27,64 €	13,82 €	13,82 €	5,03%
600 €	30,62 €	15,31 €	15,31 €	5,10%
650 €	33,72 €	16,86 €	16,86 €	5,19%
700 €	36,93 €	18,46 €	18,46 €	5,28%
750 €	40,14 €	20,07 €	20,07 €	5,35%
800 €	43,46 €	21,73 €	21,73 €	5,43%
850 €	46,79 €	23,39 €	23,39 €	5,50%
900 €	50,23 €	25,11 €	25,11 €	5,58%
950 €	53,78 €	26,89 €	26,89 €	5,66%
1 000 €	57,34 €	28,67 €	28,67 €	5,73%
1 050 €	61,01 €	30,50 €	30,50 €	5,81%
1 100 €	64,68 €	32,34 €	32,34 €	5,88%
1 150 €	68,46 €	34,23 €	34,23 €	5,95%
1 200 €	72,36 €	36,18 €	36,18 €	6,03%
1 250 €	76,26 €	38,13 €	38,13 €	6,10%
1 300 €	80,16 €	40,08 €	40,08 €	6,17%
1 350 €	84,29 €	42,14 €	42,14 €	6,24%
1 400 €	88,30 €	44,15 €	44,15 €	6,31%
1 450 €	92,55 €	46,27 €	46,27 €	6,38%
1 500 €	96,79 €	48,39 €	48,39 €	6,45%

FIGURE 1.7 – Grille tarifaire actuelle du produit

Avant la refonte tarifaire, le tarif en pourcentage de l'indemnité était fixe. Celui-ci a été augmenté dans un but de réduire l'antisélection.

- *Révision des dispositions contractuelles* : Tout d'abord, la période de reconstitution des droits entre deux pertes d'emploi est passée de 9 mois au lancement du produit à 18 mois actuellement. En outre, la notion de perte d'emploi a été redéfinie afin de limiter la prise en charge aux assurés ne disposant plus d'aucun autre CDI. Auparavant, un assuré cumulant plusieurs CDI pouvait avoir droit à une prise en charge si l'un de ses CDI était rompu. Ces mesures ont pris effet fin 2018 et ont pour but de limiter l'antisélection.

Garanties et exclusions relatives au produit

Arrêt de travail :

En cas d'arrêt de travail de l'assuré, le contrat prévoit le versement d'une indemnité journalière payable mensuellement à terme échu après un délai de franchise de 90 jours suite à un accident ou maladie et pendant au maximum 12 mois par sinistre ayant pour origine la même maladie ou accident. La garantie arrêt de travail ne joue pas si elle résulte de l'un des événements suivants :

- Fait volontaire de l'Adhérent-Assuré ;
- Fait de guerre, guerre civile, insurrection, émeute, rixes si l'assuré y prend une part active. Néanmoins, l'accomplissement du devoir professionnel, la légitime défense ou l'assistance à personne en danger sont pris en charge ;
- Accident suite à un taux d'alcoolémie élevé ou l'usage de stupéfiants, la pratique de sports et activités extrêmes, la pratique de sport à titre professionnel et la manipulation d'explosifs par l'Assuré ;
- Accident survenu lors d'un déplacement professionnel hors des pays suivants : pays de l'union européenne, Association Européenne de Libre Echange (Islande, Norvège et Suisse), USA, Canada, Japon, Afrique Du Sud, Australie, Nouvelle Zélande ;
- Certains types de maladies psychiatriques dont notamment les manifestations secondaires à l'abus d'alcool, de l'usage de drogues ou de médicaments ;

- Certaines blessures physiques (par exemple lumbagos ou hernies discales) si celles-ci ne nécessitent pas une hospitalisation d'au minimum 5 jours.

Perte d'emploi :

Les droits de l'assuré sont déterminés en fonction de sa durée d'activité en CDI au cours de la période de référence. Le début de la période de référence est la date de prise d'effet des garanties si l'adhésion n'a jamais donné lieu à une indemnisation au titre de la garantie perte d'emploi ou le lendemain du dernier jour indemnisé dans le cas contraire. La période de référence prend fin à la date de fin du CDI rompu par licenciement.

L'assuré peut bénéficier de 12 mois maximum d'indemnisation s'il justifie d'une durée d'activité en CDI d'au moins 9 mois continus chez un ou plusieurs employeurs pour une première indemnisation. Cette durée est portée à 18 mois entre deux pertes d'emploi successives et donne droit également à au plus 12 mois d'indemnisation.

La perte d'emploi ne joue pas si elle résulte de l'un des événements suivants :

- La retraite ou préretraite qu'elle qu'en soit la cause ;
- La rupture conventionnelle du CDI ;
- La démission ;
- Toute cessation d'activité dont la réglementation implique la non-recherche d'un nouvel emploi ;
- Le licenciement pour faute grave ou lourde ;
- Le licenciement si l'assuré est salarié de son conjoint, d'un de ses ascendants, collatéraux ou descendants ou d'une personne morale contrôlée ou dirigée par son conjoint, l'un de ses ascendants, collatéraux ou descendants. Le licenciement est garanti s'il résulte de la liquidation judiciaire de l'entreprise ;
- Le chômage saisonnier, partiel ou technique ;
- La fin d'un CDD, la fin de chantier et la fin d'intérim ;
- Les ruptures de contrat au cours ou à la fin de la période d'essai.

La perte d'emploi peut donner lieu à une indemnisation si elle résulte de la liquidation judiciaire de l'entreprise (motif économique) ou si elle résulte d'un licenciement pour motif personnel (licenciement qui repose sur la personne du salarié, c'est à dire son comportement ou une insuffisance professionnelle) ou faute simple.

Sélection médicale

Un questionnaire médical simplifié de 3 questions est présenté à l'adhésion. Si la réponse à l'une des 3 questions ci-dessous est positive, il n'y a pas d'adhésion. Il est demandé au potentiel assuré :

- S'il bénéficie ou a une demande en cours pour bénéficier d'une exonération du ticket modérateur par la Sécurité Sociale au titre de l'assurance maladie.
- S'il bénéficie ou a une demande en cours pour bénéficier d'une pension d'invalidité, d'une rente d'incapacité permanente correspondant à un taux d'incapacité supérieur à 25% ou d'une liquidation de sa retraite au titre de l'invalidité.
- S'il a été reconnu ou a une demande en cours pour être reconnu travailleur handicapé par la COTOREP (catégorie B ou C) ou par la CDAPH.

Ainsi, nous pouvons remarquer qu'aucun critère de sélection n'existe concernant la garantie perte d'emploi et que les critères relatifs à la garantie arrêt de travail sont très peu sélectifs.

1.3.2 Statistiques descriptives

Evolution du stock, des affaires nouvelles et des indemnités moyennes

Le graphique ci-dessous présente depuis le lancement du produit d'une part l'évolution du stock d'adhésions en fin d'année et des affaires nouvelles et d'autre part l'évolution des indemnités mensuelles moyennes sur le stock et à l'adhésion. Le tarif dépendant uniquement du montant de l'indemnité mensuelle, il est important d'étudier l'évolution de la valeur moyenne de cette variable.

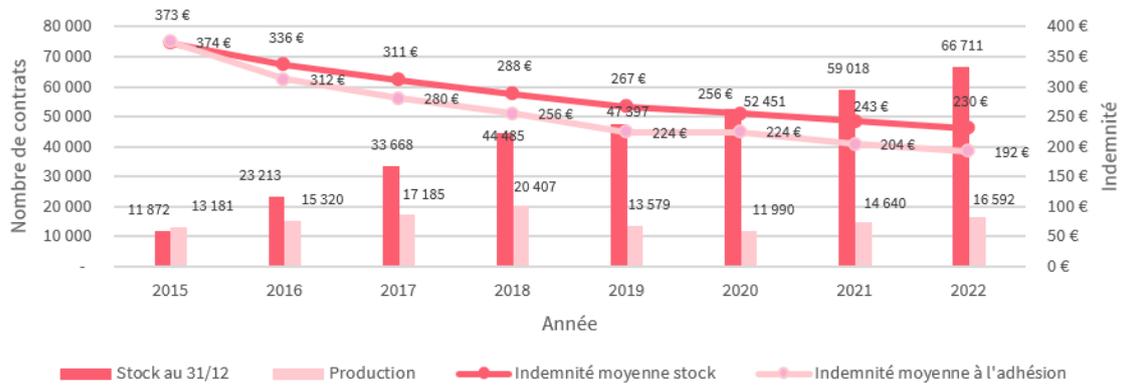


FIGURE 1.8 – Evolution du stock, de la production et des indemnités moyennes

Les éléments en rose foncé sont associés au stock et ceux en rose clair sont relatifs aux affaires nouvelles.

En premier lieu, nous remarquons que, suite à la refonte, la production a baissé en 2019. Cette baisse s'est poursuivie en 2020 suite au contexte sanitaire de manière générale et notamment les mesures gouvernementales lors de la crise du Covid. Depuis, la production est repartie à la hausse pour quasiment atteindre en 2022 son niveau de 2017.

Quant à l'indemnité moyenne, sur le stock ou à l'adhésion, celle-ci est en baisse constante depuis le lancement du produit. A partir de 2018, cela peut s'expliquer par l'augmentation du tarif. La baisse relative des indemnités moyennes sur le stock pré-refonte (2015-2018) est de -22,7% alors que la baisse relative post-refonte (2019-2022) est de -20,2%.

Evolution de l'âge moyen du stock et à l'adhésion

La figure ci-dessous présente l'évolution de l'âge moyen du stock et à l'adhésion depuis le lancement du produit.

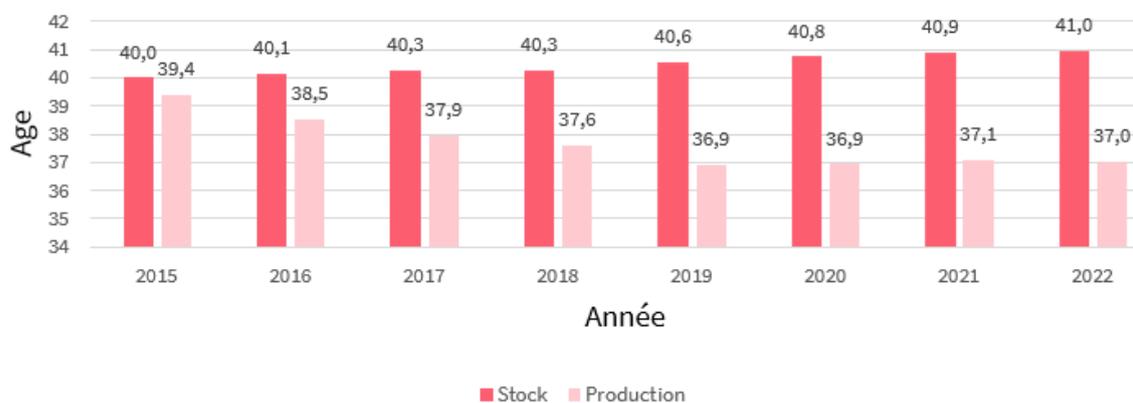


FIGURE 1.9 – Evolution de l'âge moyen sur le stock et la production

L'âge moyen à l'adhésion est quasi-stable depuis 2019 et l'âge moyen du stock a augmenté d'une année sur les 7 années de vie du produit. Cela représente un facteur technique positif car, comme cela sera illustré plus tard, l'incidence en perte d'emploi et l'incidence en arrêt de travail ont tendance à augmenter avec l'âge.

Evolution du chiffre d'affaires

Le graphe ci-dessous illustre l'évolution du chiffre d'affaires depuis le lancement du produit.

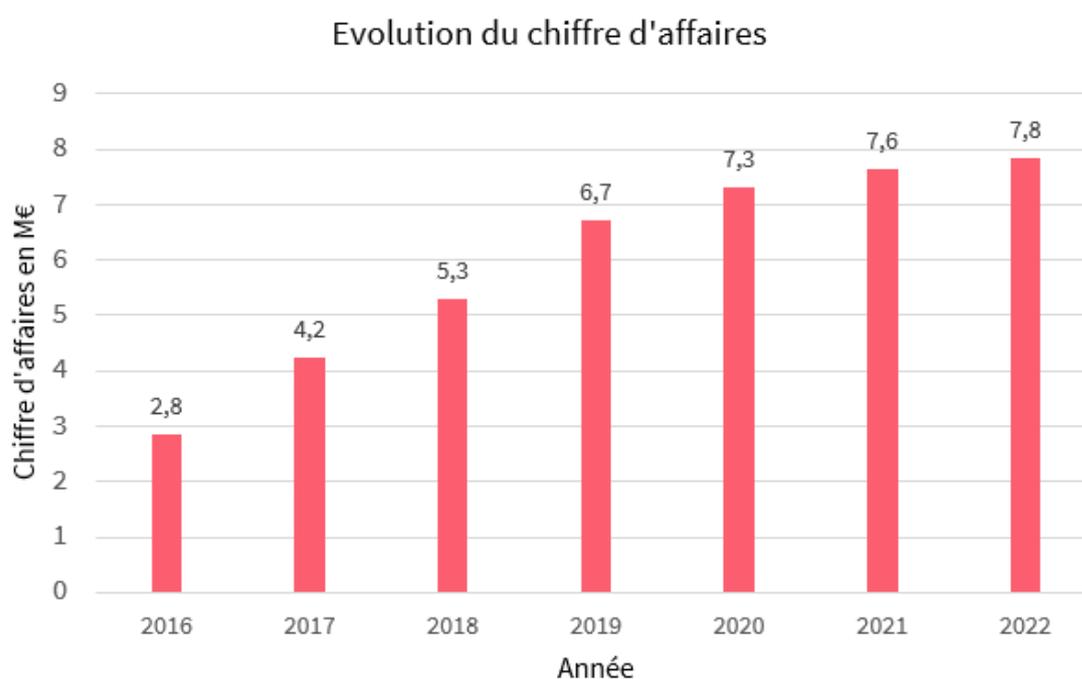


FIGURE 1.10 – Evolution du chiffre d'affaires

Le chiffre d'affaires a été en constante progression depuis le lancement du produit pour atteindre les 7,8M€ en 2022. Entre 2018 et 2022, le chiffre d'affaires a augmenté de 50%.

Evolution des montants réglés et du ratio sinistres réglés / primes par garantie

Le graphique ci-dessous présente d'une part, l'évolution des montants de sinistres réglés par garantie depuis le lancement du produit et d'autre part l'évolution du ratio sinistres réglés / primes depuis le lancement du produit.

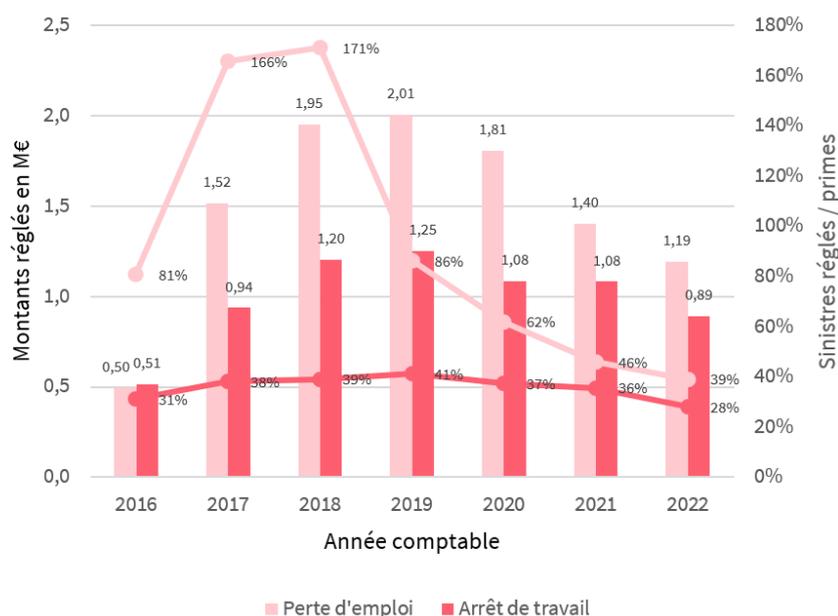


FIGURE 1.11 – Evolution des règlements et du ratio SR/P

Les montants réglés au titre de la garantie perte d'emploi ont toujours été bien supérieurs aux montants réglés au titre de la garantie arrêt de travail. Cependant, à compter de 2019, les montants réglés pour les deux garanties sont plus proches.

Le ratio sinistres réglés / primes perte d'emploi a dépassé les 160% en 2017 et 2018 (ce qui a, entre autres, justifié la refonte du produit) alors que celui de l'arrêt de travail était proche des 40%. A compter de 2019, le ratio sinistres réglés / primes au titre de la garantie perte d'emploi diminue constamment pour passer en dessous des 40% en 2022 du fait de l'augmentation de la prime perte d'emploi et globale qui a eu pour effet la baisse des montants d'indemnité souscrits. Sur la même période, ce ratio a également diminué sur l'arrêt de travail pour passer en dessous des 30%.

Une antisélection perceptible

Les graphiques ci-dessous présentent une comparaison entre les indemnités couvertes et réglées. Le premier graphique présente une comparaison entre les indemnités moyennes sur le stock de fin d'année et les indemnités moyennes réglées depuis le lancement du produit. Le second présente la répartition du stock à fin 2022, des sinistres arrêt de travail et des sinistres perte d'emploi par tranche d'indemnité. La période de survenance considérée a été celle de 2019-2022.



FIGURE 1.12 – Comparaison indemnités couvertes et réglées

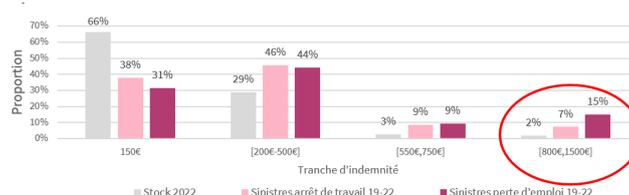


FIGURE 1.13 – Comparaison stock et sinistres par tranche d'indemnité

Le premier graphique nous montre que les indemnités réglées ont toujours été supérieures aux indemnités couvertes. Les indemnités réglées ont suivi la baisse des indemnités moyennes mais l'écart relatif entre les deux montants a toujours été compris entre 39% et 43%.

En ce qui concerne le second graphique, nous remarquons que 66% du stock à fin 2022 est présent sur l'indemnité 150€ (indemnité la moins élevée) contre seulement 38% et 31% des sinistres arrêt de travail et perte d'emploi respectivement sur la période de survenance 2019-2022. En contrepartie, un zoom sur la tranche d'indemnité [850€,1500€] nous montre que 15% des sinistres perte d'emploi sont sur cette tranche contre seulement 2% du stock.

Ainsi, le phénomène d'antisélection est perceptible particulièrement sur la garantie d'emploi et cela depuis le lancement du produit.

Deuxième partie

Lois d'incidence et de maintien sur la perte d'emploi et l'arrêt de travail

Chapitre 2

Construction des bases de données

Note : A ce stade, nous avons uniquement des sinistres incapacité sur la garantie arrêt de travail. Cela peut être dû au fait qu'il n'y a réellement pas de sinistre invalidité ou bien au fait qu'il n'y a pas de distinction faite entre les deux garanties lorsqu'il s'agit de gérer un sinistre. En tout état de cause, la prise en charge en cas de sinistre (3 mois de franchise et 12 mois maximum de prise en charge) est la même qu'il s'agisse d'un sinistre incapacité ou invalidité. Pour cette raison, nous évoquerons, par la suite, des lois (et sinistres) arrêt de travail plutôt que d'évoquer des lois (et sinistres) incapacité.

Les différentes bases de données présentées sont extraites d'un univers Business Object contenant les données de la majorité des produits de prévoyance individuelle dont celui étudié dans ce mémoire. Les bases adhésions (ou expositions) et sinistres (deux bases seront considérées) sont extraites séparément et une jointure est réalisée pour obtenir une base finale.

2.1 Bases de données pour les lois d'incidence

La période d'observation considérée est celle allant du 01/01/2016 au 31/12/2018 inclus pour les adhésions et les sinistres.

2.1.1 Base des expositions

L'exposition d'un assuré correspond à sa durée de présence pendant la période d'observation. Les adhésions considérées sont toutes celles qui ont passé au moins un jour dans le portefeuille durant la période d'observation. Les contrats renoncés ou non émis n'ont pas été considérés. En outre, sur ce produit, la multi-détention n'est pas possible et il n'est également pas possible d'adhérer à nouveau après avoir résilié. Ainsi, il est impossible d'avoir plusieurs contrats sur une même tête.

Création et retraitement de la base adhésions

Les variables considérées pour la construction de la base adhésions sont les suivantes :

- Code et libellé du produit.
- Numéro de contrat.
- Nom et prénom de l'assuré.
- Date de naissance.
- Sexe.
- Date d'effet du contrat.
- Date de fin du contrat.
- Statuts des contrats (en vigueur, résilié, sinistré et terminé).

- Sous-statuts des contrats (accepté ou en attente de pièces) : le sous-statut nous donne l'information de la réalisation ou non du statut.
- Date d'effet des statuts.
- Date d'effet des sous-statuts.
- Code et libellé garantie (arrêt de travail ou perte d'emploi).
- Montant garanti (montant de l'indemnité mensuelle).

Nous construisons les bases arrêt de travail et perte d'emploi séparément en filtrant sur la base du code garantie. Des contrôles de cohérence ont été réalisés afin de vérifier qu'il n'y a pas de données avec des dates d'effet ultérieures à la fin d'observation et des dates de fin antérieures à la date de début d'observation. Pour les différents numéros de contrat considérés, il peut exister plusieurs lignes selon les différents statuts de ce contrat (par exemple, un contrat résilié aura 2 lignes, une première ligne avec le statut en vigueur et une seconde avec le statut résilié. La date de résiliation correspondra dans ce cas à la date d'effet du statut résilié). La variable numéro de contrat est ici utilisée pour ne garder qu'une seule ligne par numéro de contrat. Nous gardons la ligne avec la date d'effet du statut la plus récente.

Après ces retraitements, nous retrouvons des bases de 61 367 et 65 911 observations respectivement pour la perte d'emploi et l'arrêt de travail. Cet écart s'explique par le fait qu'au lancement du produit, et pendant un laps de temps de quelques mois, la perte d'emploi était proposée en option de l'arrêt de travail. Cela explique le fait que nous ayons des écarts au niveau des expositions arrêt de travail et perte d'emploi.

Par la suite, d'autres contrôles sur les données sont réalisés. Ainsi, les variables âge début (âge à l'adhésion) et âge fin (âge à la date d'extraction si le contrat est en cours et âge à la date de sortie sinon) sont créées. Les observations pour lesquelles l'âge de début est strictement inférieur à 18 ans (âge minimal d'adhésion) ou strictement supérieur à 59 ans (âge maximal d'adhésion) sont supprimées. Les observations pour lesquelles l'âge de fin est strictement supérieur à 61 ans (âge maximal de couverture) sont également supprimées. 152 observations sont ainsi supprimées pour la perte d'emploi et l'arrêt de travail également.

Le numéro de contrat sera la variable qui va permettre d'effectuer la jointure avec la base sinistres.

2.1.2 Base sinistres

Deux bases de données sont considérées pour obtenir la base finale sinistres : une base de prestations émises (qui contient uniquement les sinistres réglés) et une base sinistres (qui contient tous les sinistres, y compris en instance et refusés). Les sinistres de la base prestations émises sont tous présents dans la base sinistres mais la base prestations émises nous permet d'avoir des informations complémentaires comme les dates de règlement et montants réglés qui ne sont pas disponibles dans la base sinistres. Ces données de la base prestations émises nous permettent d'effectuer un rapprochement comptable au niveau des règlements. Inversement, tous les sinistres de la base sinistres ne sont pas retrouvés dans la base prestations. C'est notamment le cas des sinistres en instance et refusés.

Retraitement de la base prestations émises

La base prestations émises contient les variables suivantes :

- Code et libellé du produit.
- Numéro de contrat.
- Type de prestation (arrêt de travail ou perte d'emploi).
- Montant réglé.
- Date de survenance.
- Date de règlement.
- Date de connaissance.

- Date de début de période.
- Date de fin de période. Les dates de début et fin de période correspondent à la période pour laquelle un règlement a été effectué. Par exemple, si nous avons une date de début de période au 01/06 et une date de fin de période au 15/06 avec une indemnité mensuelle choisie à l'adhésion de 300€, le montant réglé sera de $300 \times \frac{1}{2} = 150\text{€}$.
- Statut courant (soldé si le montant est réglé, en instance si le montant n'a pas encore été réglé et annulé si le règlement a été annulé).
- Date d'effet du statut

Tout d'abord, un contrôle de cohérence a été réalisé afin de vérifier qu'il n'y a pas de sinistre ayant une date de survenance ultérieure à la date de fin d'observation (31/12/2018) ou antérieure à la date de début d'observation (01/01/2016).

A l'extraction, le fichier de prestations émises contient 12 581 observations pour la garantie perte d'emploi (respectivement 17 014 observations pour l'arrêt de travail). Il s'agit de l'ensemble des mouvements (indemnisations soldées, en instance et annulées) pour chaque sinistre. Comme une même tête (et donc un même numéro de contrat) peut avoir plusieurs sinistres, cette variable ne suffit pas pour regrouper l'ensemble des mouvements par sinistre. Nous avons considéré une concaténation entre le numéro de contrat et la date de survenance comme identifiant sinistre. En faisant l'agrégation de l'ensemble des mouvements en se basant sur l'identifiant sinistre défini précédemment, nous retrouvons 1 106 sinistres réglés pour la perte d'emploi (respectivement 1 184 sinistres réglés pour la garantie arrêt de travail). A ces sinistres réglés devront être rajoutés certains sinistres de la base sinistres.

Retraitement de la base sinistres

La base sinistres contient les variables suivantes :

- Code et libellé du produit.
- Numéro de contrat.
- Type de prestation (arrêt de travail ou perte d'emploi).
- Montant de l'indemnité (montant choisi à l'adhésion et non le montant réglé).
- Date de survenance.
- Date de connaissance.
- Date de déclaration.
- Date de début de période.
- Date de fin de période.
- Statut du sinistre.
- Sous-statut du sinistre.

Les combinaisons de statuts et sous-statuts des sinistres nous permettent d'identifier les sinistres qui doivent être rajoutés à la base de prestations émises. La répartition pour la garantie perte d'emploi sur la période de survenance 2016-2018 est la suivante.

Statut / Sous-statut	Accepté	Déjà traité	En attente de décision	Refusé	Sans suite
Clos	79 ¹	823 ¹	18	1 073	55
En cours	13 ¹	181 ¹	0	6	0
En instance	0	4	123	0	4
Refusé	0	0	1	0	66
Annulé	0	0	34	0	0

TABLE 2.1 – Combinaisons statut / sous statut sinistres pour la perte d'emploi

Le même tableau pour l'arrêt de travail est présenté ci-dessous.

Statut / Sous-statut	Accepté	Déjà traité	En attente de décision	Refusé	Sans suite
Clos	1 021 ¹	19 ¹	20	901	263
En cours	140 ¹	3 ¹	0	0	0
En instance	1	0	124	0	0
Refusé	0	0	1	0	68
Annulé	0	0	105	0	0

TABLE 2.2 – Combinaisons statut / sous statut sinistres pour l'incapacité

Les combinaisons statuts / sous-statuts en vert sont celles à retenir et celles en rouge ne doivent pas l'être. Les sinistres avec des statuts clos ou en cours et des sous-statuts acceptés ou déjà traités sont présents dans la base prestations émises. Nous leur rajoutons donc les sinistres avec des statuts en instance et des sous-statuts acceptés, déjà traités ou en attente de décision et les statuts clos avec des sous-statuts en attente de décision. Le choix a été fait de prendre en compte tous les sinistres en instance et en attente de décision. En effet, suite à échange avec les services de gestion, ces sinistres ont été considérés comme pris en charge. En outre, il est à noter que certains sinistres venant de la base sinistres peuvent se retrouver en doublons avec des sinistres venant de la base prestations émises (notamment les sinistres avec des statuts clos et des sous-statuts en attente de décision). Pour remédier à cela, un contrôle est réalisé en se basant sur l'identifiant sinistre (numéro de contrat et date de survenance) pour éliminer ces doublons.

Finalement, nous avons 61 215 observations et 1 217 sinistres pour la perte d'emploi et 65 759 observations et 1 314 sinistres pour l'arrêt de travail.

2.1.3 Base finale pour l'incidence et statistiques descriptives

Une jointure gauche est ainsi réalisée sous SAS entre les bases adhésions et sinistres en se basant sur la variable numéro de contrat. Nous vérifions bien qu'aucun sinistre n'est perdu lors de la jointure.

Une fois celle-ci réalisée, des traitements supplémentaires sont réalisés sous SAS afin de retenir les variables permettant le calcul des taux d'incidence. En premier lieu, nous définissons les variables date d'entrée et date de sortie. Si un contrat prend effet durant la période d'observation, la date d'entrée correspondra à la date d'effet. Sinon, la date d'entrée sera initialisée à la date de début d'observation, soit le 01/01/2016. De manière symétrique, si la sortie a lieu durant la période d'observation, la date de sortie correspondra à la date de fin du contrat. Dans le cas contraire, la date de sortie sera le 31/12/2018. Les variables date d'entrée et date de sortie nous permettront, par la suite, de calculer les expositions. La base finale obtenue suite à la jointure contient les variables suivantes :

- Numéro de contrat.
- Statut : sinistré ou non sinistré.
- Date d'entrée.
- Date de sortie (si sinistre il y a, la date de sortie correspond à la date de survenance du sinistre).
- Sexe.
- Montant de l'indemnité mensuelle.
- Date de naissance.

La base finale est exportée sous R pour les statistiques descriptives, l'estimation des taux bruts d'incidence et le lissage de ces taux bruts. En premier lieu, nous pouvons calculer, grâce aux variables date d'entrée, date de sortie et date de naissance, les âges d'entrée et les âges de sortie du portefeuille.

1. Ces sinistres sont présents dans la base prestations émises.

Des contrôles sont réalisés sur ces variables afin de vérifier qu'il n'y a pas de dates d'entrée postérieures à la date de fin d'observation et pour vérifier que les âges de sortie sont bien strictement supérieurs aux âges d'entrée. Pour les deux garanties considérées, aucune ligne n'est supprimée au titre de ces deux contrôles.

Des tables hommes et femmes sont créées à partir de la variable sexe. La proportion d'hommes sur le portefeuille pour les deux garanties est de 59,1%. Par la suite, nous pouvons calculer pour les tables hommes et femmes les expositions par âge et par année, les sinistres par année de survenance et par âge, les âges moyens des expositions et les âges moyens à la survenance. Ces éléments sont présentés ci-dessous.

En premier lieu, nous présentons le critère de Cochran sur la suffisance des données.

Critère de Cochran

Nous nous basons sur le mémoire de B. LAIZET (16) pour présenter le critère de Cochran.

Le critère de Cochran est un critère permettant de vérifier que nous avons suffisamment de données. Le critère de Cochran stipule que chaque classe d'âge doit contenir au moins un sinistre et que 80% des classes d'âge doivent contenir au moins 5 sinistres et 5 observations non sinistrées également. Nous vérifierons sur la base des statistiques descriptives ci-dessous si ce critère s'applique bien.

Statistiques descriptives pour l'incidence en perte d'emploi

Ventilation par année des expositions :

Pour rappel, au lancement du produit, et pendant un laps de temps de quelques mois, la perte d'emploi était proposée en option de l'arrêt de travail. Cela explique le fait que nous ayons des écarts au niveau des expositions arrêt de travail et perte d'emploi.

Le tableau ci-dessous présente la ventilation des expositions perte d'emploi par année et par sexe.

Période	Hommes				Femmes			
	2016	2017	2018	Total	2016	2017	2018	Total
Somme des expositions	10 086	17 662	23 540	51 288	7 184	12 180	16 076	35 440
Age moyen de l'exposition	39,2	39,1	39,2	39,1	40,0	40,0	40,1	40,1

TABLE 2.3 – Ventilation par période et sexe de l'exposition perte d'emploi

Le produit ayant été lancé en 2015, l'exposition croît de manière constante entre 2016 et 2018. L'âge moyen de l'exposition est assez stable pour les deux sexes avec l'âge moyen des femmes qui est supérieur d'une année par rapport aux hommes.

La ventilation au global de l'exposition perte d'emploi est présentée ci-dessous.

Période	2016	2017	2018	Total
Somme des expositions	17 270	29 842	39 616	86 728
Age moyen de l'exposition	39,5	39,5	39,5	39,5

TABLE 2.4 – Ventilation par période de l'exposition perte d'emploi

L'âge moyen de l'exposition est stable sur les années considérées et égal à 39,5 ans. Du fait de la présence de plus d'hommes dans le portefeuille, l'âge moyen est plus proche de l'âge moyen de la population masculine que celui de la population féminine.

Ventilation par âge des expositions :

Les figures ci-dessous présentent la ventilation par âge des expositions de la garantie perte d'emploi sur la période 2016-2018.

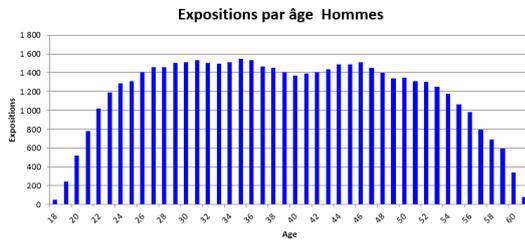


FIGURE 2.1 – Ventilation des expositions perte d'emploi par âge Hommes

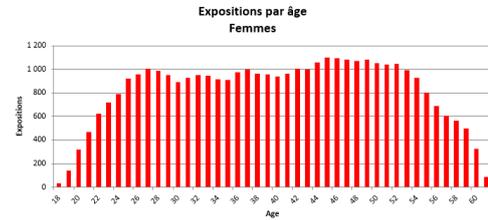


FIGURE 2.2 – Ventilation des expositions perte d'emploi par âge Femmes

En dehors des extrémités, les expositions, sur les deux figures, sont assez uniformément réparties. Nous pouvons noter un léger creux au niveau des expositions hommes autour de 40 ans alors que les expositions femmes ont tendance à augmenter à partir de 45 ans. Les expositions hommes sont, pour la plupart des âges, supérieures à 1400 alors que les expositions femmes tournent plutôt autour de 1100.

La ventilation des expositions perte d'emploi par âge au global est présentée ci-dessous.



FIGURE 2.3 – Ventilation par âge des expositions perte d'emploi

Nous retrouvons, au global, une exposition assez uniformément répartie entre 25 et 55 ans. Les extrémités (18 et 61 ans) présentent une exposition assez faible.

Ventilation par année des incidences :

Le tableau ci-dessous présente la ventilation des incidences par année de survenance et sexe pour la perte d'emploi. Le taux d'incidence observé est calculé en faisant le rapport entre sinistres observés et expositions.

Période	Hommes				Femmes			
	2016	2017	2018	Total	2016	2017	2018	Total
Nombre total incidences	129	196	248	573	156	230	258	644
Taux d'incidence	1,279%	1,110%	1,0536%	1,117%	2,175%	1,888%	1,605%	1,817%
Age moyen à la survenance	41,8	43,1	43,6	43,0	43,4	42,5	43,8	43,2

TABLE 2.5 – Ventilation par année de survenance et sexe des incidences perte d'emploi

Les taux d'incidence femmes sont largement supérieurs à ceux des hommes. Le rapport taux d'incidence observés hommes sur taux d'incidence observés femmes pondéré par les expositions des différents âges vaut 0,614. En outre, par sexe, il n'y a presque pas de différence au niveau des âges moyens à la survenance sur la période 2016-2018. De plus, notons que les taux d'incidence observés ont tendance à diminuer au cours du temps. Une fois les lois construites, il conviendra de vérifier si cette tendance se poursuit sur les années à venir. Cela pourrait, notamment, nous amener à ajuster les lois au fil du temps si cette baisse se poursuit.

Nous pouvons également observer la ventilation des sinistres par année de survenance au global.

Période	2016	2017	2018	Total
Nombre total incidences	285	426	506	1 217
Taux d'incidence observé	1,650%	1,428%	1,277%	1,403%
Age moyen à la survenance	42,7	42,8	43,7	43,1

TABLE 2.6 – Ventilation par année de survenance des sinistres perte d'emploi

Au global, nous notons que les taux d'incidence observés diminuent chaque année. L'âge moyen à la survenance a été relativement stable entre 2016 et 2017 puis a augmenté d'une année en 2018.

Ventilation par âge des incidences :

Les figures ci-dessous présentent la ventilation par âge des sinistres perte d'emploi hommes et femmes.

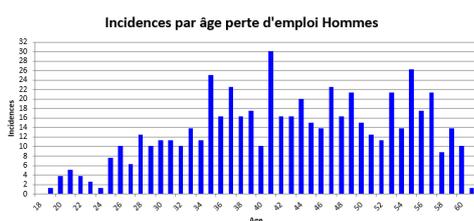


FIGURE 2.4 – Ventilation des sinistres par âge Hommes

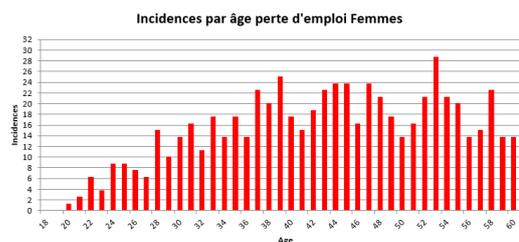


FIGURE 2.5 – Ventilation des sinistres par âge Femmes

En premier lieu, il apparaît, d'après les deux figures, qu'il y a bien plus de sinistres femmes que de sinistres hommes et cela en dépit du fait qu'il existe plus d'hommes dans le portefeuille. En outre, le pic de sinistres chez les hommes est à l'âge 41 ans alors que le pic de sinistres chez les femmes est à l'âge 53 ans. Néanmoins, et au niveau des deux figures, une majorité de sinistres est concentrée autour des âges 36 et 48 ans.

Au global, la ventilation par âge à la survenance des incidences perte d'emploi est présentée ci-dessous.

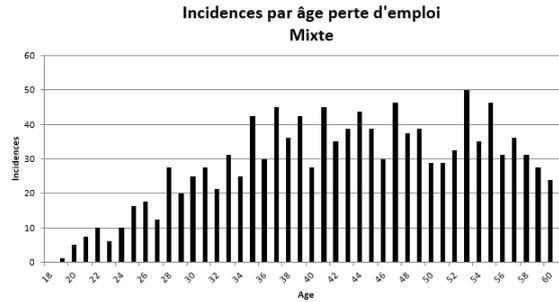


FIGURE 2.6 – Ventilation par âge des sinistres perte d'emploi

Au global, l'âge 53 ans présente le plus de sinistres. Une majorité de sinistres est présente sur les âges 34-56 ans.

De plus, notons qu'il y a 5 sinistres ou plus sur tous les âges de 20 à 60 ans et au moins 1 sinistre sur tous les âges de 19 à 61 ans. Seul l'âge 18 ans n'affiche pas de sinistre et son exposition représente 0,1% de toutes les expositions.

Statistiques descriptives pour l'incidence en arrêt de travail

Ventilation par année des expositions :

Le tableau ci-dessous présente la ventilation des expositions par année et par sexe pour la garantie arrêt de travail.

Période	Hommes				Femmes			
	2016	2017	2018	Total	2016	2017	2018	Total
Somme des expositions	11 223	17 695	23 515	52 433	7 940	12 200	16 113	36 253
Age moyen de l'exposition	39,0	39,1	39,1	39,1	39,9	40,0	40,1	40,0

TABLE 2.7 – Ventilation par période et sexe de l'exposition arrêt de travail

Le produit ayant été lancé en 2015, l'exposition croît de manière constante entre 2016 et 2018. L'âge moyen de l'exposition est assez stable pour les deux sexes avec l'âge moyen des femmes qui est supérieur d'environ une année par rapport aux hommes.

La ventilation globale de l'exposition arrêt de travail est présentée ci-dessous.

Période	2016	2017	2018	Total
Somme des expositions	19 173	29 895	39 628	88 696
Age moyen de l'exposition	39,4	39,5	39,5	39,5

TABLE 2.8 – Ventilation par période de l'exposition arrêt de travail

L'âge moyen de l'exposition est ici presque stable sur les années considérées et égal en moyenne à 39,5 ans.

Ventilation par âge des expositions :

Le graphique ci-dessous présente la ventilation par âge des expositions hommes et femmes pour la garantie arrêt de travail sur la période 2016-2018.

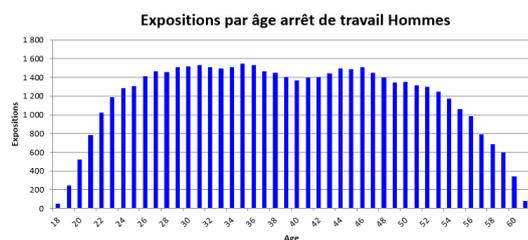


FIGURE 2.7 – Ventilation des expositions hommes par âge sur l'arrêt de travail

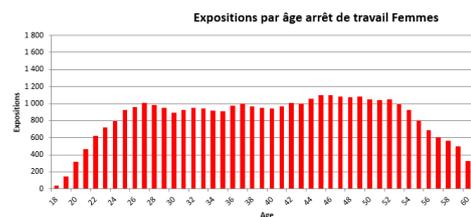


FIGURE 2.8 – Ventilation des expositions femmes par âge sur l'arrêt de travail

Ici encore, en dehors des extrémités, les expositions sont assez uniformément réparties. Les expositions femmes sont, au maximum, autour de 1 100 alors que les expositions hommes sont plutôt, au maximum, autour de 1 500.

Nous présentons, au global, la ventilation des expositions par âge.

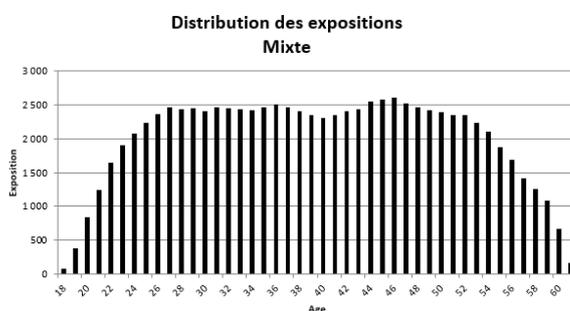


FIGURE 2.9 – Ventilation par âge des expositions arrêt de travail

L'exposition est ici aussi uniformément répartie entre les âges 25 et 55 ans. Une relative diminution de l'exposition est à noter entre 38 et 44 ans.

Ventilation par année des incidences :

Le tableau ci-dessous présente la ventilation des incidences par année de survenance et sexe pour l'arrêt de travail. Le taux d'incidence observé est calculé en faisant le rapport entre sinistres observés et expositions.

Période	Hommes				Femmes			
	2016	2017	2018	Total	2016	2017	2018	Total
Nombre total incidences	136	260	324	720	139	181	274	594
Taux d'incidence	1,212%	1,469%	1,378%	1,373%	1,751%	1,484%	1,700%	1,638%
Age moyen à la survenance	44,7	45,0	45,2	45,0	45,2	45,2	45,2	45,2

TABLE 2.9 – Ventilation par période et sexe des incidences arrêt de travail

Ici encore, les taux d'incidence femmes observés sont supérieurs aux taux d'incidence hommes. Le rapport entre taux observés hommes et taux observés femmes pondéré par les expositions des différents âges est de 0,836. En outre, les âges moyens à la survenance sont plus élevés que ceux vus sur la perte d'emploi et oscillent autour de 45 ans pour les deux sexes. Nous pouvons, également, noter une certaine volatilité sur les taux d'incidence femmes. Cette volatilité est moins prononcée sur les taux hommes. Comme pour la perte d'emploi, le suivi de ces lois sera important pour déterminer si celles-ci doivent être ajustées au fil du temps.

La ventilation par année de survenance des incidences en arrêt de travail est présentée ci-dessous.

Période	2016	2017	2018	Total
Nombre total incidences	275	441	598	1 314
Taux d'incidence observé	1,434%	1,475%	1,509%	1,481%
Age moyen à la survenance	44,9	45,1	45,2	45,1

TABLE 2.10 – Ventilation par année de survenance des sinistres arrêt de travail

Au niveau des taux d'incidence en arrêt de travail observés, nous notons que ceux-ci ont tendance à augmenter par année de survenance avec des écarts absolus entre les différents taux moins importants que ceux observés sur la perte d'emploi. Les âges à la survenance sont également relativement stables et plus élevés de 2 années que les âges à la survenance pour la perte d'emploi.

Ventilation par âge des incidences :

Les figures ci-dessous présentent la ventilation par âge à la survenance des sinistres arrêt de travail hommes et femmes.

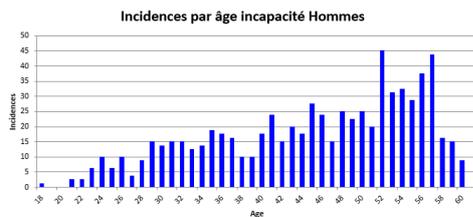


FIGURE 2.10 – Ventilation des sinistres arrêt de travail par âge hommes

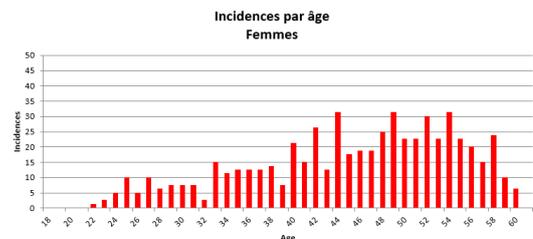


FIGURE 2.11 – Ventilation des sinistres arrêt de travail par âge femmes

Les deux figures nous montrent que les pics de sinistres ont lieu après l'âge de 45 ans pour les femmes et après l'âge de 49 ans pour les hommes. En outre, et à l'exception de certains âges, le nombre de sinistres est assez proche sur les âges intermédiaires et les moins élevés.

Au global, la ventilation par âge à la survenance des sinistres arrêt de travail est présentée ci-dessous.

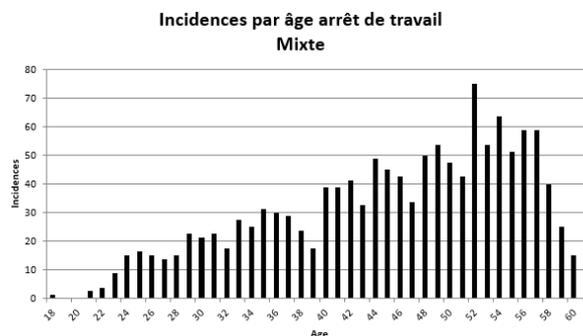


FIGURE 2.12 – Ventilation par âge des sinistres arrêt de travail

Nous pouvons noter que le nombre de sinistres augmente à partir de 40 ans. De plus, sur l'arrêt de travail, les classes d'âge de 23 à 60 ans présentent au moins 5 sinistres et seules les classes d'âge 19, 20 et 61 ans n'affichent pas de sinistre.

Nous pouvons noter que l'absence de sinistres sur 4 classes d'âge au total sur les deux garanties (18 ans pour la perte d'emploi, 19, 20 et 61 ans pour l'arrêt de travail) fait que le critère de Cochran ne s'applique pas sur nos données. Lorsqu'il s'agit de la construction d'une loi de mortalité, une idée serait de s'appuyer sur une table de référence pour les classes d'âge en manque de données en appliquant potentiellement un coefficient selon les taux obtenus sur les autres classes d'âge. Néanmoins, dans le cas de la perte d'emploi et de l'arrêt de travail, nous ne disposons pas de tables de référence. Ainsi, notre critère pour vérifier la compatibilité des taux obtenus sera le backtesting qui permettra notamment de vérifier l'absence de biais significatif introduit par les lissages.

2.2 Bases de données pour les lois de maintien

Les lois de maintien seront des lois en fonction de l'ancienneté en mois de la survenance. Elles seront construites sur la période de survenance 2016-2020 (du 01/01/2016 au 31/12/2020 inclus). Comme pour l'incidence, et malgré l'absence de sinistres invalidité, nous évoquerons dans la suite une loi de maintien en arrêt de travail.

2.2.1 Base adhésions

Bien que la base finale pour la construction des données sera une base sinistres, nous faisons le choix d'extraire une base contrats qui nous permettra de récupérer des informations telles que le montant garanti, le sexe, la date d'effet du contrat et la date de naissance. Ces données nous serviront notamment lorsqu'il s'agira d'étudier les variables discriminantes.

Les mêmes retraitements et contrôles sont effectués sur cette base que ceux énoncés en 2.1.1 pour la construction des lois d'incidence et nous obtenons une base adhésions de 104 064 observations pour la perte d'emploi et de 110 450 observations pour l'arrêt de travail.

2.2.2 Base sinistres

En ce qui concerne la base sinistres, nous considérons cette fois-ci uniquement la base prestations émises. En effet, pour la loi de maintien, nous considérons uniquement les sinistres clos réglés. Ainsi, les sinistres en cours d'indemnisation et les sinistres en instance ne sont pas considérés. La base prestations émises contient tous les sinistres clos qui ont été acceptés et donc réglés et est, en outre, plus complète en termes de variables disponibles que la base sinistres considérée pour les lois d'incidence. Ainsi, lorsque nous évoquerons une base Sinistres pour les lois de maintien, il s'agira de la base prestations émises.

Les mêmes contrôles de cohérence que ceux énoncés pour les lois d'incidence sont réalisés. La base sinistres perte d'emploi contient 18 236 lignes et celle arrêt de travail en contient 23 984. L'identifiant sinistre sera la concaténation du numéro de contrat et de la date de survenance.

Calcul de la durée de maintien en perte d'emploi

Pour la perte d'emploi, l'indemnité payée chaque mois est déterminée à partir de bordereaux envoyés par Pôle Emploi qui mentionnent un nombre de jours de paiements sur un mois. Dans certains cas, ce nombre de jours ne couvre pas l'intégralité du mois et, de ce fait, l'indemnité mensuelle perte d'emploi est déterminée au prorata du nombre de jours pris en charge sur le mois par Pôle Emploi. Par exemple, si l'adhérent a une indemnité mensuelle de 300€ et que Pôle Emploi fournit un bordereau avec 20 jours de prise en charge, le montant de la prestation mensuelle sera de $300 \times \frac{20}{30} = 200€$. En outre, nous considérerons 20 jours de maintien en perte d'emploi plutôt que 30.

Ainsi, dans certains cas, nous pouvons dépasser les 12 mois de prise en charge mais nous ne dépassons jamais 12 mois d'indemnisation (en se référant à l'exemple précédent, l'adhérent peut recevoir l'indemnité de 200€ sur 14 mois car $14 \times 20 \text{ jours} = 280 \text{ jours} < 12 \text{ mois}$).

Pour le calcul de la durée de maintien, nous nous référons à deux variables présentes dans notre base sinistres : date de début de période et date de fin de période. Celles-ci sont associées à chaque

indemnisation et la différence entre ces deux variables correspond au nombre de jours couverts par Pôle Emploi pour chaque indemnisation. Nous calculons la durée de maintien en perte d'emploi à partir de ces deux variables :

$$\text{Durée de maintien} = \text{Date de fin de période} - \text{Date de début de période}$$

De prime abord, une durée de maintien par jours est calculée pour chaque indemnisation qui correspond à la différence entre les dates de début et de fin de période. Ensuite, nous regroupons les données à la maille sinistre via l'identifiant sinistre (numéro de contrat + date de survenance) et les durées de maintien en jours sont sommées puis divisées par 30 pour obtenir une durée de maintien en mois. Ainsi, nous passons de 18 236 lignes à 1 961 sinistres réglés dans la base sinistres perte d'emploi.

Nous justifions cette méthode par le fait que cette table servira principalement, dans le futur, à la tarification et au provisionnement. Ainsi, nous avons souhaité qu'un maintien de x mois corresponde au paiement de l'indemnité mensuelle x fois. De plus, avec cette méthode, la durée de maintien en perte d'emploi ne peut dépasser les 12 mois.

Si nous avons défini le maintien comme la différence entre la date de fin de prise en charge et la date de survenance, nous aurions eu des maintiens qui dépasseraient les 12 mois de prise en charge, durée maximale d'indemnisation pour ce produit.

Calcul de la durée de maintien en arrêt de travail

Sur l'arrêt de travail, les indemnisations ont lieu en se basant sur le certificat du médecin devant être fourni par l'assuré et qui doit contenir la date de début de l'arrêt de travail, sa cause et sa durée initiale. En cas de prolongement de l'arrêt de travail, l'assuré doit à nouveau fournir un nouveau certificat médical avec les mêmes informations. L'indemnité versée va, dans ce cas, dépendre du nombre de jours définis sur le ou les certificats et il peut y avoir des interruptions au niveau des périodes de prise en charge en cas de prolongement de l'arrêt de travail.

Par exemple, supposons qu'un assuré avec une indemnité mensuelle de 300€ fournit un premier certificat médical pour un arrêt de travail du 01/01/n au 25/05/n puis un second certificat médical pour un arrêt de travail ayant la même cause que le premier du 01/06/n au 30/06/n. Après 3 mois de franchise, celui-ci aura droit à une première indemnisation de 300€ du 01/04/n au 30/04/n, une seconde du 01/05/n au 25/05/n de $300\text{€} \times \frac{25}{31} = 241,94\text{€}$ et une troisième du 01/06/n au 30/06/n de 300€. Il sera considéré en arrêt de travail pendant 85 jours (hors franchise) et non 91 jours.

Comme pour la perte d'emploi, nous pouvons, dans certains cas, dépasser les 12 mois de prise en charge mais nous ne dépassons jamais 12 mois d'indemnisation. Le calcul de la durée de maintien en mois s'est fait de la même manière que ci-dessus pour la perte d'emploi.

Au niveau de la base arrêt de travail, nous passons de 23 984 lignes à 2 010 sinistres réglés.

Base finale pour le maintien

Une jointure gauche est réalisée sous SAS entre la base sinistres et la base adhésions. Cette jointure permettra de compléter la base sinistres avec des informations de la base adhésions. La base finale pour le maintien contient les variables suivantes :

- Numéro de contrat.
- Date d'entrée dans le portefeuille.
- Date de sortie du portefeuille qui correspond à la date de survenance.
- Sexe.
- Montant de l'indemnité mensuelle.
- Durée du maintien en mois.
- Date de naissance.

Cette base est exportée sous R pour les statistiques descriptives, l'estimation des taux bruts de sortie et le lissage de ces taux bruts. Nous déterminons la variable âge à la survenance à partir des variables date de naissance et date de survenance. Les tables hommes et femmes sont également créées à partir de la variable sexe. La proportion d'hommes est de 47,03% pour la perte d'emploi et 54,73% pour l'arrêt de travail. Nous pouvons calculer la distribution des sinistres et les durées moyennes de maintien par année de survenance. Ces statistiques par sexe et au global sont présentées ci-dessous.

Statistiques descriptives pour la perte d'emploi

Les deux tableaux suivants présentent la ventilation des pertes d'emploi par période et par sexe. Les durées moyennes en mois de perte d'emploi sont également calculées par période.

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	106	163	205	261	194	929
Durée moyenne de la perte d'emploi en mois	9,3	10,3	10,1	9,8	9,3	9,8

TABLE 2.11 – Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi hommes

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	135	198	226	255	218	1 032
Durée moyenne de la perte d'emploi en mois	9,8	9,8	10,0	10,2	9,9	10,0

TABLE 2.12 – Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi femmes

Les durées moyennes en perte d'emploi sur les années 2017-2019 sont assez proches par sexe. Nous remarquons également qu'en 2020, particulièrement chez les hommes, le maintien en perte d'emploi a diminué par rapport aux années précédentes.

La ventilation des incidences et les durées moyennes de maintien au global sont présentées ci-dessous.

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	241	360	431	516	413	1 961
Durée moyenne de la perte d'emploi en mois	9,6	10,0	10,1	10,0	9,7	9,9

TABLE 2.13 – Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi mixtes

Nous notons au niveau des durées moyennes de maintien en perte d'emploi des durées stables entre 2017 et 2019 (durées comprises entre 10,0 et 10,1 mois). Les durées moyennes de perte d'emploi moins importantes en 2016 et 2020 font diminuer la durée moyenne en perte d'emploi au global à 9,9 mois.

Statistiques descriptives pour l'arrêt de travail

Les durées de maintien en arrêt de travail présentées dans toute la suite ne tiennent pas compte des 3 mois de franchise sur cette garantie.

Les deux tableaux suivants présentent la ventilation des arrêts de travail par période et par sexe. Les durées moyennes en mois de l'arrêt de travail sont également calculées par période.

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	121	221	259	256	245	1 105
Durée moyenne de l'arrêt de travail en mois	7,5	8,1	7,4	7,8	8,5	7,9

TABLE 2.14 – Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail hommes

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	114	151	225	211	204	905
Durée moyenne de l'arrêt de travail en mois	8,0	7,9	7,7	8,2	8,1	8,0

TABLE 2.15 – Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail femmes

Les durées moyennes en arrêt de travail sont assez proches au global par sexe (8,0 mois pour les femmes et 7,9 mois pour les hommes) en dépit d'écart sur certaines années. Nous notons une certaine volatilité au niveau des durées de maintien chez les hommes contrairement aux durées de maintien en arrêt de travail chez les femmes qui sont relativement stables.

Finalement, nous présentons au global la ventilation des incidences arrêt de travail ainsi que les durées moyennes en arrêt de travail.

Période	2016	2017	2018	2019	2020	Total
Nombre total incidences	235	373	484	468	451	2 010
Durée moyenne de l'arrêt de travail en mois	7,7	8,0	7,6	8,0	8,3	7,9

TABLE 2.16 – Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail mixtes

Au global, la volatilité observée au niveau des durée de maintien en arrêt de travail hommes se retrouve au niveau des durées mixtes. Les durées de maintien oscillent entre 2016 et 2019. En outre, les durées de maintien en arrêt de travail augmentent de 0,7 mois entre 2018 et 2020 (0,4 mois en 2019 puis 0,3 mois en 2020).

Chapitre 3

Lois d'expérience par sexe

Ce chapitre aborde la méthodologie adoptée pour la construction des lois d'incidence et de maintien par sexe pour la perte d'emploi et l'arrêt de travail. Dans un second temps, nous comparons les taux de maintien en arrêt de travail obtenus avec les taux de maintien en incapacité du BCAC et les taux d'incidence en perte d'emploi avec les statistiques nationales d'entrée en perte d'emploi.

3.1 Estimation des taux bruts

Pour les lois d'incidence, l'estimation des taux bruts se fera sur la base des entrées en incidence (perte d'emploi ou arrêt de travail). En ce qui concerne les lois de maintien, l'estimation des taux bruts se fera sur la base des sorties de sinistres. En premier lieu, nous commençons par définir les données censurées.

3.1.1 Définition des données censurées et tronquées

Des observations de durées sont fréquemment incomplètes. Nous pouvons rencontrer des durées non observables (ou tronquées) et des durées partiellement observables (ou censurées).

Troncatures

Les troncatures représentent les durées non observables.

Nous pouvons avoir des données non observables car elles n'ont pas dépassé une valeur nécessaire à l'observation (par exemple, les sinistres arrêt de travail n'ayant pas dépassé la franchise de 3 mois ou les sinistres perte d'emploi survenus avant la fin de la période de carence de 9 mois). Nous parlons, dans ce cas, de troncature à gauche. Une troncature à gauche n'a pas d'impact sur l'estimation des taux bruts.

De même, des données peuvent ne pas être observables car elles ont dépassé une valeur maximale nécessaire à l'observation (par exemple, suppression de sinistres survenus depuis une certaine durée, ce qui n'est pas le cas dans cette étude). Nous parlons, alors, de troncature à droite. Comme aucun sinistre n'a été supprimé, les troncatures à droite n'auront pas d'impact sur notre étude.

Censures

Les censures représentent les durées partiellement observables.

Une durée censurée à droite correspond à une durée observable jusqu'à une certaine valeur. Nous considérons ici comme données censurées à droite pour une loi d'incidence les sorties de la période d'observation pour une raison autre que l'entrée en arrêt de travail ou en perte d'emploi ou l'arrivée à la fin de l'observation sans que l'événement étudié n'ait eu lieu. Par exemple, pour les sorties pour des raisons autres que l'événement observé, il peut s'agir de résiliations, de décès ou de PTIA. Pour une loi de sortie (permettant de déterminer une loi de maintien), nous considérons comme censure à droite

le fait d'arriver jusqu'au bout de la période maximale de prise en charge définie contractuellement ou une sortie de la période d'observation pour une raison autre que la sortie de l'arrêt de travail ou de la perte d'emploi. Cela peut, par exemple, concerner les décès au cours de la prise en charge. Ces données ne sont plus considérées comme exposées à partir de leur sortie.

Une durée censurée à gauche correspond à une durée observable à partir d'une certaine valeur. Il peut s'agir, par exemple, d'un événement qui se réalise avant le début de l'observation. Un phénomène de censure à gauche n'aura pas d'impact sur notre étude. Pour cette raison, dans la suite de l'étude, la notion de censure concernera uniquement les censures à droite.

Il conviendra ainsi de différencier, dans toute la suite, les observations censurées des observations non censurées.

3.1.2 Estimateur de Hoem

L'estimateur de Hoem se base sur une généralisation de l'estimateur binomial pour prendre en compte toutes les données non observables sur toute l'année d'âge (ou d'ancienneté) x . Pour rappel, l'estimateur binomial est donné par :

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{n_x}$$

avec d_x le nombre de sinistres ou sorties (perte d'emploi ou arrêt de travail selon les cas) sur l'intervalle $[x, x + 1]$ et n_x le nombre d'individus observés sur l'intervalle $[x, x + 1]$. L'estimateur de Hoem est ainsi donné par :

$$\hat{q}_x = \frac{d_x}{E_x}$$

avec cette fois-ci E_x représentant l'exposition sur l'intervalle $[x, x + 1]$.

Néanmoins, l'estimateur de Hoem ne différencie pas le traitement des sorties par censure et celui des sorties non censurées.

Pour cette raison, l'estimateur de Kaplan-Meier est privilégié. Une comparaison entre les taux d'incidence bruts Hoem et Kaplan-Meier est intégrée en annexe D.

3.1.3 Estimateur de Kaplan-Meier

Le principe de la méthode de Kaplan-Meier (1958) (14) repose sur le fait de découper la période d'observation en intervalles de temps sur lesquels soit les sorties par sinistre entrée en arrêt de travail ou perte d'emploi dans le cas d'une loi d'incidence, soit les sorties de sinistres perte d'emploi ou arrêt de travail dans le cas d'une loi de maintien, suivent une loi binomiale, Dans un second temps, il s'agit d'estimer sur chacun des intervalles les taux de sortie.

Dans toute la suite, l'unité de temps considérée est le jour.

Pour obtenir l'estimateur de Kaplan-Meier, nous notons les éléments suivants :

- \mathbf{T} : variable aléatoire de durée (durée dans le portefeuille dans le cas d'une loi d'incidence, durée de maintien dans le cas d'une loi de sortie).
- $\mathbf{S}(\mathbf{t})$: fonction de survie à l'ancienneté t , définie par $S(t) = P(T > t)$.
- \mathbf{q}_i : probabilité d'entrer en perte d'emploi ou en arrêt de travail le jour i dans le cas d'une loi d'incidence, probabilité de sortir de perte d'emploi ou d'arrêt de travail le jour i dans le cas d'une loi de maintien.
- \mathbf{n}_i : nombre d'adhérents (loi d'incidence) ou de sinistrés (loi de maintien) exposés au risque au jour i .
- \mathbf{d}_i : nombre de personnes sinistrées le jour i (loi d'incidence) ou nombre de personnes sorties de sinistre le jour i (loi de maintien).
- \mathbf{c}_i : nombre de personnes censurées à droite le jour i .
- \mathbf{t}_i : nombre de personnes tronquées à gauche le jour i .

Nous calculons les n_i avec la formule de récurrence suivante, pour $i > i_{min}$ (i_{min} correspondant à la date associée à l'ancienneté exacte de 0 mois).

$$n_{i+1} = n_i - d_i - c_{i+1} + t_{i+1}$$

Par la suite, il est possible d'exprimer $S(t)$ à l'aide de $S(s)$, pour $t > s$:

$$S(t) = P(T > t/T > s) \times S(s)$$

Par récurrence, la fonction de survie à une date $t \geq 1$ (exprimée en jours) s'écrit :

$$S(t) = \prod_{i=i_{min}}^{i=t-1} P(T > i + 1/T > i)$$

Or un estimateur naturel de :

$$q_i = 1 - P(T > i + 1/T > i)$$

soit, de la probabilité d'entrer en perte d'emploi ou en arrêt de travail (loi d'incidence) ou de sortir de perte d'emploi ou d'arrêt de travail (loi de maintien) est :

$$\hat{q}_i = \frac{d_i}{n_i}$$

Ainsi, l'estimateur suivant pour la fonction de survie à la date t est obtenu :

$$\hat{S}(t) = \prod_{i=i_{min}}^{i=t-1} 1 - \frac{d_i}{n_i}$$

Finalement, un estimateur de la probabilité d'entrer en perte d'emploi ou en arrêt de travail à l'âge x pour une loi d'incidence, ou la probabilité de sortir de perte d'emploi ou d'arrêt de travail pour une loi de maintien à l'ancienneté x (ou sur l'intervalle $[x, x+1[$) est :

$$\hat{q}_x = 1 - \frac{\hat{S}(x+1)}{\hat{S}(x)} = 1 - \prod_{i=365x+0}^{365x+364} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

3.2 Lissage des taux bruts

Une fois l'estimation des taux bruts obtenue, il convient d'effectuer un lissage afin de réduire les fluctuations d'échantillonnage. Nous retiendrons pour cette étude une méthode de lissage non paramétrique : la méthode de Whittaker-Henderson.

3.2.1 Lissage de Whittaker-Henderson

Le lissage de Whittaker-Henderson a pour objectif de déterminer, à partir de la série des taux bruts, une série de taux de taux lissés qui présente un compromis intéressant entre fidélité aux taux bruts et régularité de la courbe de taux lissés obtenue.

Pour ce faire, l'objectif est de minimiser la quantité $M = F + h \times S$ avec :

- $F = \sum_{x=x_{min}}^{x_{max}} w_x \times (\hat{q}_x - q_x^{brut})^2$, mesure de fidélité des taux lissés aux taux bruts. Des taux lissés proches des taux bruts correspondent à une faible valeur de F .
- $S = \sum_{x=x_{min}}^{x_{max}-z} (\Delta^z \hat{q}_x)^2$, mesure de régularité de la courbe lissée, ou Δ^z est l'opérateur différence d'ordre z . En général, et c'est ce que nous avons également considéré, $z = 2$ ou $z = 3$. Une courbe d'incidence (ou de sortie) régulière correspond à une faible valeur de S .

- h est un paramètre positif de contrôle entre la fidélité et la régularité. Nous avons testé différentes valeurs du paramètre h pour obtenir nos courbes lissées. Plus h est grand, plus la courbe lissée sera régulière et plus h est petit, plus la courbe lissée sera fidèle aux taux bruts.
- w_x est le poids donné à l'âge ou ancienneté x . Il s'agira, dans notre cas, de l'exposition à l'âge x .

En pratique, la minimisation de M passe par la détermination des \hat{q}_x tels que : $\frac{\partial M}{\partial \hat{q}_x} = 0, \forall x$ et tels que l'ensemble des dérivées secondes soient positives ou nulles.

3.3 Construction des lois d'incidence

Pour les deux lois perte d'emploi et arrêt de travail, l'estimation des taux bruts s'est faite via Kaplan-Meier puis les taux bruts ont été lissés avec la méthode de Whittaker-Henderson. Des tables Hommes et Femmes ont été construites et, pour chaque garantie, des tables mixtes ont été obtenues en pondérant les taux obtenus par les sex-ratios (proportion d'hommes) par âge.

3.3.1 Estimation des taux bruts par Kaplan-Meier

Nous présenterons dans un premier temps les taux d'incidence bruts obtenus sur la perte d'emploi.

Taux bruts d'entrée en perte d'emploi

Les taux bruts Hommes, Femmes et mixtes estimés par Kaplan-Meier pour la garantie perte d'emploi sont présentés ci-dessous.

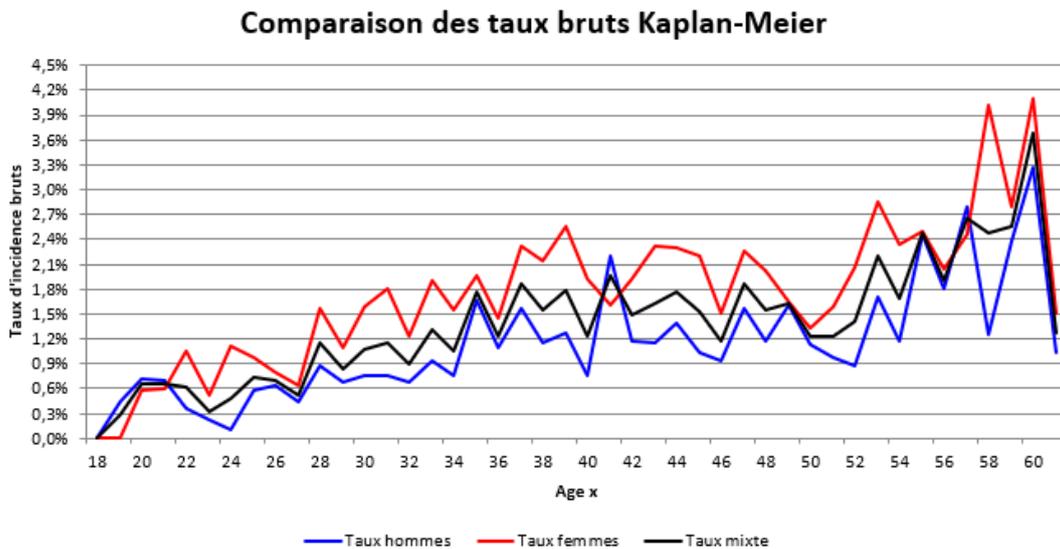


FIGURE 3.1 – Estimation par Kaplan-Meier des taux bruts d'incidence en perte d'emploi

Nous avons observé en 2.1.3 que les taux d'incidence femmes observés au global étaient supérieurs aux taux hommes. L'observation du graphique des taux bruts par âge nous montre que les taux femmes sont quasi-systématiquement supérieurs à ceux des hommes. Nous notons également que les taux d'entrée en perte d'emploi ont tendance à augmenter avec l'âge.

Taux bruts d'entrée en arrêt de travail

Les taux bruts Hommes, Femmes et mixtes estimés par Kaplan-Meier pour la garantie arrêt de travail sont présentés ci-dessous.

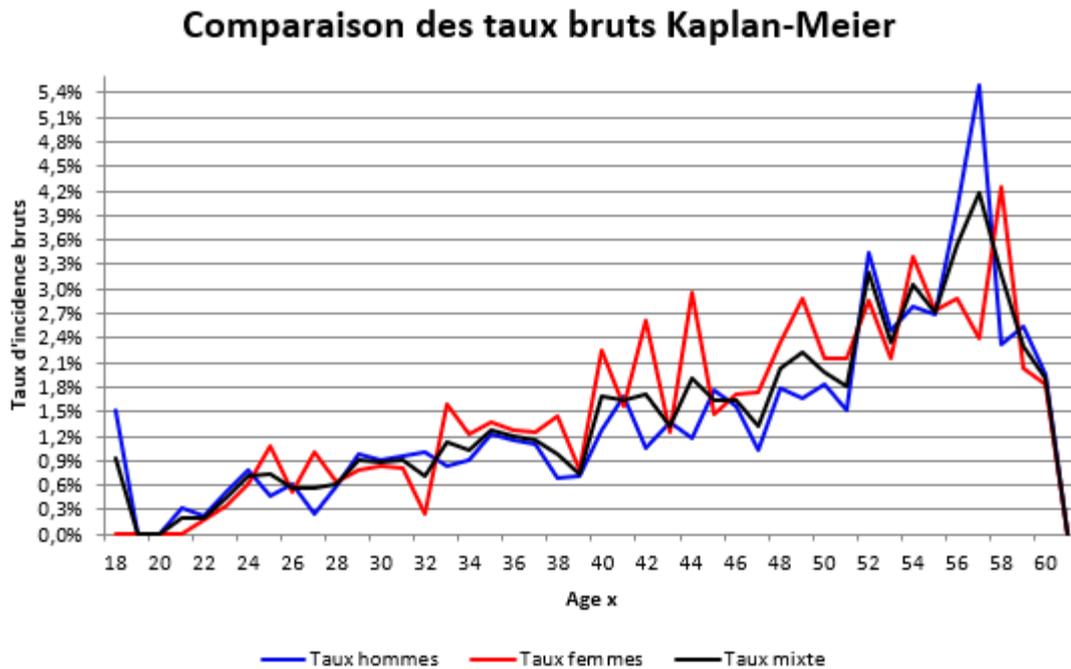


FIGURE 3.2 – Estimation par Kaplan-Meier des taux bruts d'incidence en arrêt de travail

Sur la garantie arrêt de travail, les taux bruts Hommes et Femmes sont plutôt proches sur la tranche 18-35 ans. Sur la tranche 35-55 ans, les taux d'incidence bruts Femmes sont supérieurs à ceux des hommes. En outre, nous notons une baisse des taux bruts à partir de 57 ans (loi Hommes et loi mixte) et 58 ans (loi Femmes).

3.3.2 Lissage des taux bruts par Whittaker-Henderson

Lissage des taux bruts d'entrée en perte d'emploi

Sur la perte d'emploi, le lissage est réalisé sur toute la plage d'observation de 18-61 ans pour les taux bruts hommes et femmes. La table mixte est obtenue par une moyenne des tables Hommes et Femmes pondérée par le sex-ratio (proportion d'hommes) âge par âge. Les paramètres du modèle de Whittaker-Henderson retenus pour le lissage des deux lois Hommes et Femmes sont les suivants :

- $z = 2$ (courbe assez régulière).
- $h = 30\ 000$ (courbe des taux lissés assez fidèle à la courbe des taux bruts).
- w_x : exposition à l'âge x .

Après avoir testé d'autres combinaisons de z et h , nous avons retenu les paramètres ci-dessus car ceux-ci permettaient d'avoir les meilleurs résultats en termes de backtesting (par tranches d'âge) et également relativement à l'allure souhaitée de la courbe. Le lissage obtenu pour les lois Hommes et Femmes est le suivant :

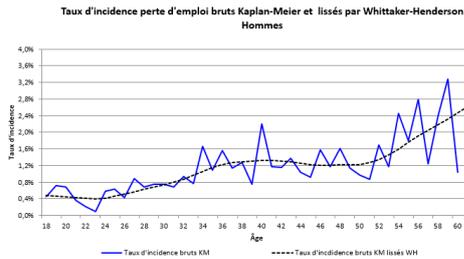


FIGURE 3.3 – Taux bruts d'entrée en perte d'emploi lissés par Whittaker Henderson Hommes

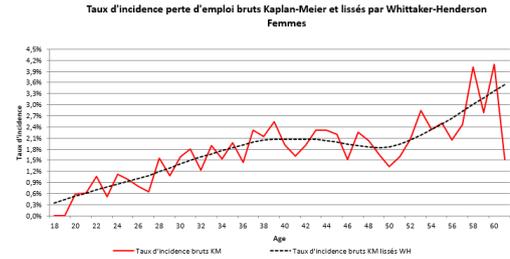


FIGURE 3.4 – Taux bruts d'entrée en perte d'emploi lissés par Whittaker-Henderson Femmes

Les deux courbes Hommes et Femmes ont des trajectoires assez similaires (avec les taux femmes qui sont supérieurs). Nous notons un premier pic aux alentours de 38-40 ans, un creux aux alentours de 48-50 ans puis les taux d'entrée en perte d'emploi augmentent avec l'âge jusqu'à l'âge maximum de 61 ans.

La loi mixte est obtenue via une moyenne pondérée par le sex-ratio (proportion d'hommes) âge par âge des taux lissés Hommes et Femmes. Le sex-ratio global sur la période considérée est de 59,1%. L'évolution du sex-ratio par âge du 01/01/2016 au 31/12/2018 pour la garantie perte d'emploi est présentée ci-dessous.

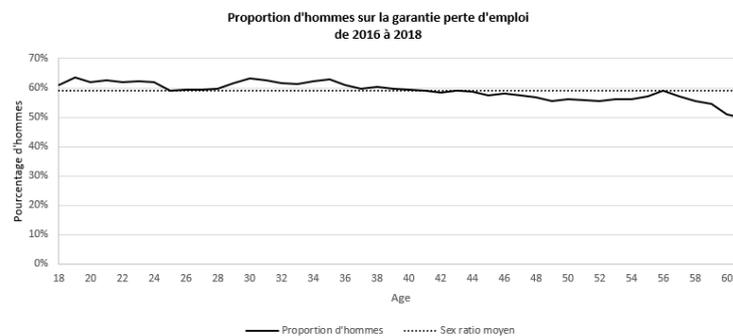


FIGURE 3.5 – Evolution du sex-ratio par âge et moyen sur la garantie perte d'emploi - 2016-2018

Nous pouvons remarquer que le sex-ratio est relativement stable sur 18-37 ans et légèrement au-dessus du sex-ratio moyen. A parti de 38 ans, nous observons une diminution du sex-ratio pour se positionner en dessous du sex-ratio moyen malgré une légère augmentation entre 52 et 56 ans.

En outre, le rapport entre taux d'incidence Hommes et taux d'incidence Femmes pondéré par les expositions des différents âges est de 0,617. Un modèle de Cox appliqué à la variable sexe permettra, par la suite, de corroborer cet écart de comportement significatif entre hommes et femmes au niveau de la perte d'emploi.

Au final, les 3 lois Hommes, Femmes et mixte sont présentées ci-dessous.

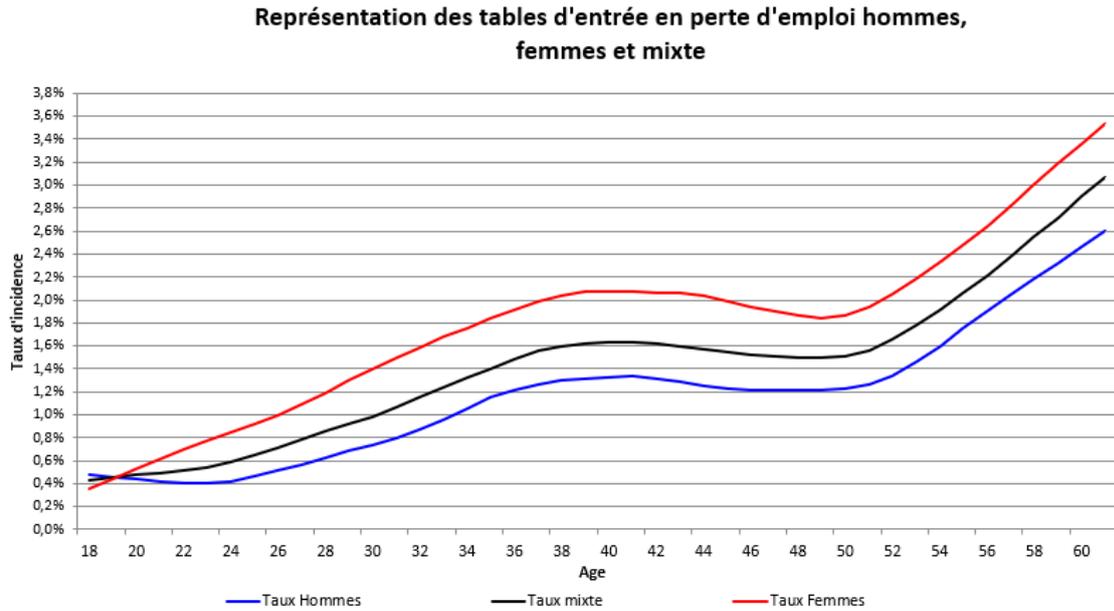


FIGURE 3.6 – Taux d'entrée en perte d'emploi

Le taux moyen d'entrée en perte d'emploi, pondéré par l'exposition, pour la table mixte est de 1,395%. Nous retrouvons au niveau de la table mixte la bosse aux alentours de 40 ans et le creux aux alentours de 50 ans observés au niveau des tables Hommes et Femmes.

Lissage des taux bruts d'entrée en arrêt de travail

Sur l'arrêt de travail également, le lissage est réalisé sur toute la plage d'observation de 18-61 ans pour les taux bruts Hommes et Femmes. La loi mixte est obtenue par une moyenne des lois Hommes et Femmes pondérée par le sex-ratio (proportion d'hommes) âge par âge. Les paramètres Whittaker-Henderson retenus pour le lissage des deux lois Hommes et Femmes sont les suivants :

- $z = 2$ pour avoir une courbe assez régulière.
- $h = 30\ 000$ pour avoir une courbe fidèle aux taux bruts et notamment pour avoir la diminution des taux observée sur les taux bruts à partir de 57 ans.
- w_x : exposition à l'âge x .

Comme pour la perte d'emploi, nous avons retenu cette combinaison de paramètres car elle permettait d'obtenir le meilleur compromis entre backtesting et allure souhaitée de la courbe. Les taux lissés obtenus pour les lois Hommes et Femmes sont les suivants :

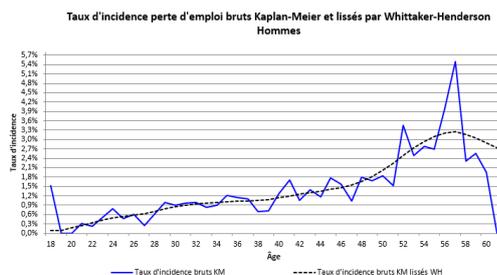


FIGURE 3.7 – Taux bruts d'entrée en arrêt de travail lissés par Whittaker Henderson Hommes

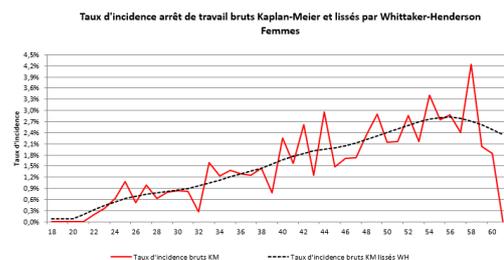


FIGURE 3.8 – Taux bruts d'entrée en arrêt de travail lissés par Whittaker-Henderson Femmes

Les taux d'entrée en arrêt de travail pour les hommes et les femmes augmentent avec l'âge jusqu'à 57 ans puis nous notons une baisse de ces taux jusqu'à 61 ans, âge de fin de couverture.

Comme pour la perte d'emploi, la loi d'incidence mixte en arrêt de travail sera obtenue via une moyenne pondérée par le sex-ratio par âge des taux lissés Hommes et Femmes. Le sex-ratio global sur la période considérée est de 59,1%. Nous présentons ci-dessous l'évolution du sex-ratio par âge du 01/01/2016 au 31/12/2018 pour la garantie arrêt de travail.

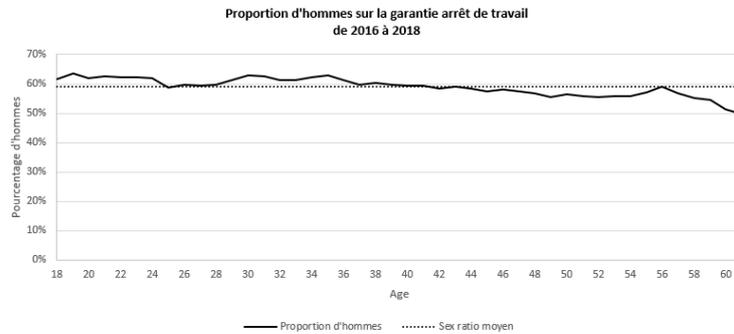


FIGURE 3.9 – Evolution du sex-ratio par âge et moyen sur la garantie arrêt de travail - 2016-2018

Les expositions étant quasiment identiques sur les garanties arrêt de travail et perte d'emploi, nous retrouvons un sex-ratio supérieur au sex-ratio moyen sur 18-37 ans puis une diminution de ce sex-ratio avec l'augmentation de l'âge (en dehors de la tranche d'âge 52-56 ans). De plus, le rapport entre taux d'incidence Hommes et taux d'incidence Femmes pondéré par les expositions des différents âges est de 0,836. Un modèle de Cox appliqué à la variable sexe permettra, par la suite, de corroborer cet écart de comportement significatif entre hommes et femmes sur l'entrée en arrêt de travail.

Les 3 lois Hommes, Femmes et mixte sont présentées ci-dessous.

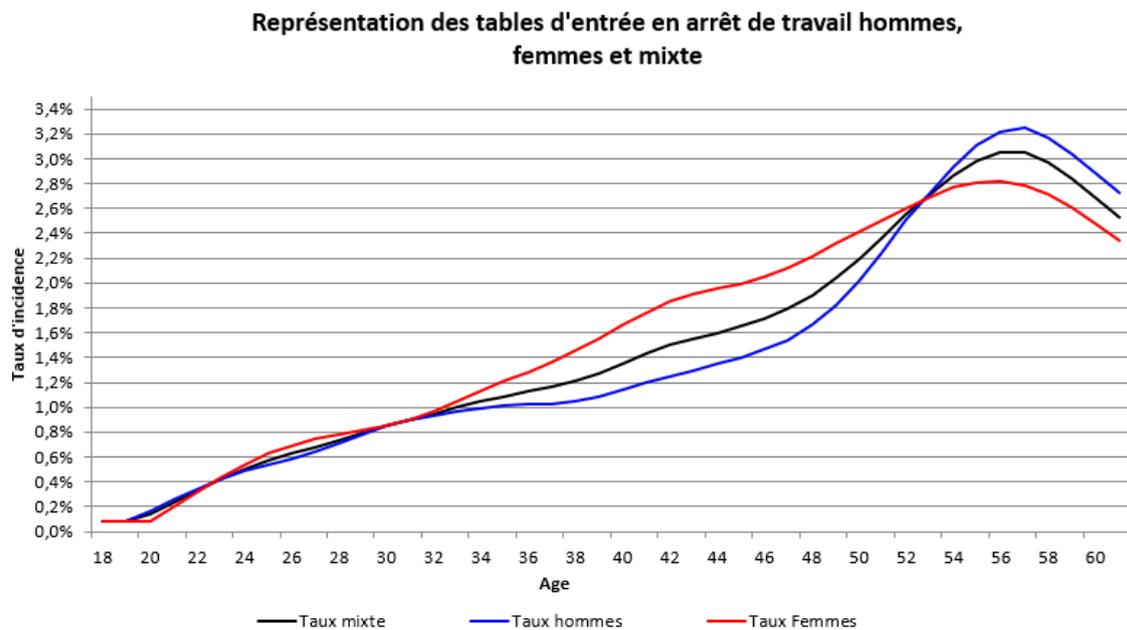


FIGURE 3.10 – Taux d'entrée en arrêt de travail

Le taux moyen d'entrée en arrêt de travail est de 1,471%. Les taux d'entrée en arrêt de travail Femmes sont supérieurs sur 18-53 ans et les taux Hommes sont supérieurs sur 54-61 ans. Les taux

d'entrée en arrêt de travail augmentent avec l'âge jusqu'à 57 ans avant une baisse des taux jusqu'à 61 ans.

3.4 Construction des lois de maintien

La construction des lois de maintien¹ s'est faite sur la période de survenance allant du 01/01/2016 au 31/12/2020 inclus et la période de règlement allant du 01/01/2016 et au-delà du 31/12/2021 (du fait de la méthode retenue pour le calcul des durées de maintien). Tout d'abord, nous avons calculé les taux bruts de sortie par la méthode de Kaplan-Meier. Par la suite, ces taux bruts de sortie ont été lissés par la méthode de Whittaker-Henderson et les taux de maintien ont ensuite été déterminés à partir des taux de sortie lissés.

Le taux de sortie à la fin du mois x est défini comme la probabilité de sortir de perte d'emploi ou d'arrêt de travail à la fin du mois x sachant que l'assuré est en perte d'emploi ou en arrêt de travail à la fin du mois $x - 1$.

Le taux de maintien du mois x est défini comme étant la probabilité de rester en perte d'emploi ou en arrêt de travail à la fin du mois x sachant que l'assuré est en perte d'emploi ou en arrêt de travail à $t = 0$.

1 961 sinistres perte d'emploi et 2 010 sinistres arrêt de travail sont considérés pour la construction des lois de maintien.

3.4.1 Estimation des taux bruts de sortie par Kaplan-Meier

Les taux bruts Hommes, Femmes et mixtes de sortie de perte d'emploi et d'arrêt de travail obtenus par Kaplan-Meier sont présentés ci-dessous. Cette fois-ci, les taux mixtes ont été estimés directement par Kaplan-Meier. En effet, il a été jugé qu'effectuer une loi par sexe présente peu d'intérêt car les taux Hommes et Femmes sont assez proches. Ainsi, une loi mixte a été réalisée directement et, à titre illustratif, les taux bruts Hommes et Femmes (ainsi que les taux lissés par la suite) sont présentés.

Nous présentons ci-dessous les taux bruts de sortie Hommes, Femmes et mixte pour les garanties perte d'emploi et arrêt de travail.

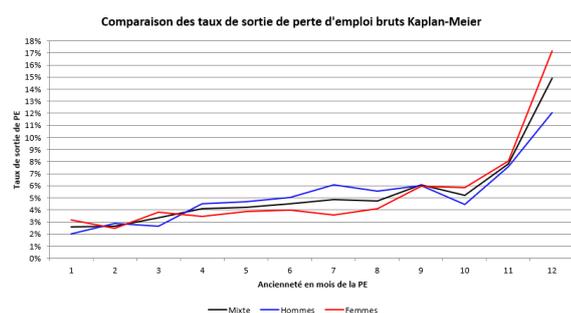


FIGURE 3.11 – Taux bruts de sortie de perte d'emploi Kaplan-Meier

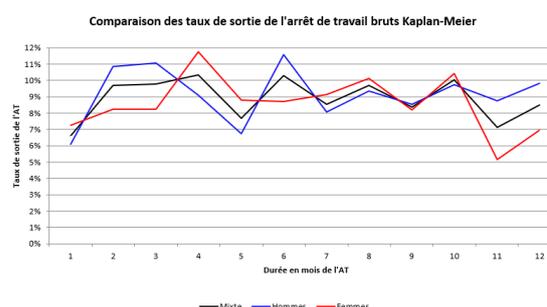


FIGURE 3.12 – Taux bruts de sortie d'arrêt de travail Kaplan-Meier

Les taux bruts sont assez proches par sexe pour les deux garanties. Sur la perte d'emploi, les taux de sortie sont assez proches sur 1-10 mois puis augmentent sur le onzième et particulièrement le douzième mois. En revanche, sur l'arrêt de travail, les taux de sortie ne suivent pas une trajectoire en particulier et présentent une tendance oscillatoire sur les 12 mois de prise en charge observés.

1. Une construction de lois de maintien en perte d'emploi sur un produit emprunteur a été réalisée dans le mémoire de M. COULIBALY (8).

3.4.2 Lissage des taux bruts de sortie par Whittaker-Henderson

Le lissage a été réalisé sur la plage d'observation 1-12 mois pour les taux bruts Hommes, Femmes et mixtes. Les paramètres retenus pour le lissage sont les suivants :

- $z = 2$ (courbe assez régulière).
- $h = 1\ 000$ (courbe très fidèle aux taux bruts).
- w_x : exposition à l'ancienneté x , ie nombre de sinistres encore pris en charge à l'ancienneté x .

Les taux de sortie lissés obtenus pour les garanties perte d'emploi et arrêt de travail sont présentés ci-dessous.

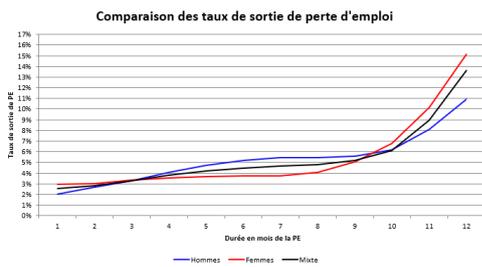


FIGURE 3.13 – Taux bruts de sortie de perte d'emploi lissés par Whittaker-Henderson

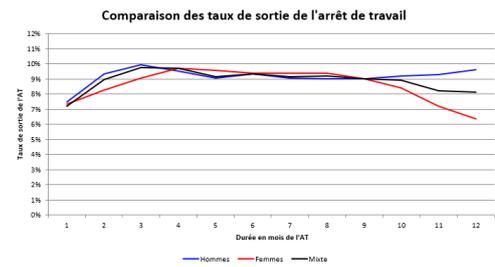


FIGURE 3.14 – Taux bruts de sortie d'arrêt de travail lissés par Whittaker-Henderson

Comme observé au niveau des taux bruts, les taux de sortie lissés sont très proches par sexe. Les taux de sortie Femmes sont supérieurs aux taux Hommes sur les anciennetés les plus élevées sur la perte d'emploi mais leur sont inférieurs sur l'arrêt de travail sur les anciennetés les plus élevées.

Pour passer des taux de sortie aux taux de maintien, la formule appliquée est la suivante :

Pour $i \in [0, 12]$, nous définissons le taux de maintien au mois i comme suit :

- $Taux\ de\ maintien_0 = 100\%$
- $Taux\ de\ maintien_i = \prod_{j=0}^i (1 - Taux\ de\ sortie_j), i \in [1, 12]$

Avec cette formule, nous obtenons les taux de maintien suivants.

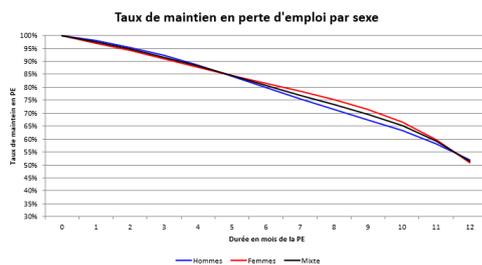


FIGURE 3.15 – Taux de maintien en perte d'emploi

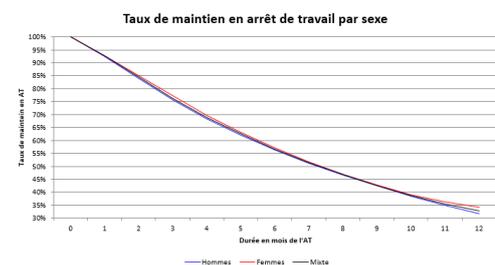


FIGURE 3.16 – Taux de maintien en arrêt de travail

Nous pouvons observer que les taux de maintien sur les deux garanties sont très proches par sexe. Cela se reflète particulièrement sur l'arrêt de travail. Dans toute la suite, pour les lois de maintien, nous nous focaliserons uniquement sur la loi mixte. Nous remarquons que, sur la perte d'emploi, plus de 50% de la population se maintient en perte d'emploi au bout des 12 mois de prise en charge contre un peu plus de 30% sur l'arrêt de travail.

Pondérées par les expositions, la durée moyenne de maintien en perte d'emploi est de 9,9 mois et la durée moyenne de maintien en arrêt de travail, sans compter les 3 mois de franchise, est de 7,9 mois.

3.5 Backtesting des lois obtenues

Pour vérifier qu'aucun biais significatif n'a été introduit par le lissage, nous réalisons, pour chaque table, un backtesting sur la période où celle-ci a été construite. Il s'agira d'appliquer les taux d'incidence ou de sortie aux différentes expositions et de comparer les incidences ou sorties prédites aux incidences ou sorties observées. Nous déterminons également un intervalle de confiance pour le nombre d'incidences ou sorties observées. En appliquant le théorème central limite aux variables aléatoires du nombre d'incidences ou de sorties prédites à l'âge ou à l'ancienneté x , l'intervalle de confiance au niveau de confiance 95% du nombre d'incidences ou sorties observées à l'âge ou ancienneté x est le suivant :

$$IC^{95\%} = [(Exposition_x \times q_x) \pm \text{quantile}_{\mathcal{N}(0,1)}^{97,5\%} \times \sqrt{Exposition_x \times q_x \times (1 - q_x)}]$$

Cet intervalle de confiance est centré sur le nombre d'incidences ou sorties prédites. L'exposition pour une loi de maintien correspond au nombre de sinistres toujours pris en charge au début de chaque période. Egalement, notons que pour le théorème central limite puisse être appliqué, il faut au moins 5 incidences ou sorties prédites pour pouvoir approximer une loi normale par une loi binomiale (17).

3.5.1 Backtesting des lois d'incidence

Nous réalisons un backtesting par tranches d'âge (et au global) et un backtesting âge par âge sur les lois mixtes. Les backtestings des lois Hommes et Femmes sont présentés en annexe B.

Pour le backtesting par tranches d'âge, celles-ci sont définies de manière à ce que chacune d'elles représente environ 20% de l'exposition. Les résultats pour les deux garanties perte d'emploi et arrêt de travail sont détaillés ci-dessous.

Backtesting des lois d'incidence en perte d'emploi

Le backtesting par tranches d'âge et au global est présenté ci-dessous.

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	17 203	19,8%	114	112	2	1,9%	91	132	VRAI
29-35	16 638	19,2%	193	192	0	0,2%	165	219	VRAI
36-43	18 779	21,7%	300	299	1	0,3%	265	333	VRAI
44-50	17 200	19,8%	264	262	2	0,7%	230	293	VRAI
51-61	16 907	19,5%	347	346	2	0,5%	310	382	VRAI
Total	86 728	100,0%	1217	1210	7	0,6%	1 142	1 278	VRAI

FIGURE 3.17 – Backtesting global et par tranches d'âge des sinistres perte d'emploi sur 2016-2018

Notons que sur la perte d'emploi, nous avons 5 sinistres ou plus sur les toutes les classes d'âge de 20 à 60 ans. Les différentes tranches d'âge considérées présentent également plus de 5 sinistres.

Au global et sur toutes les tranches d'âge, les incidences observées sont toutes contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites. L'écart relatif est de 0,6% au global et ne dépasse jamais 2% en valeur absolue sur les différentes tranches d'âge.

Nous pouvons également observer le backtesting âge par âge.

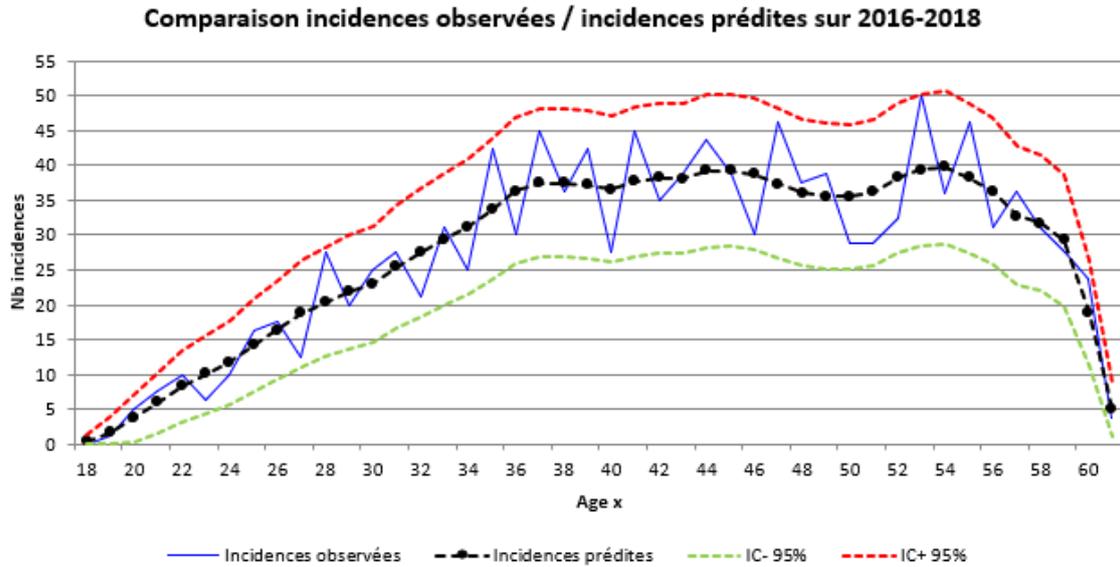


FIGURE 3.18 – Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi sur 2016-2018

Age par âge, les incidences observées sont, en grande majorité, contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites.

Ces deux résultats nous permettent de valider le fait qu'aucun biais significatif n'a été introduit par le lissage de la loi d'incidence en perte d'emploi.

Nous présentons les mêmes tests ci-dessous pour l'arrêt de travail.

Backtesting des lois d'incidence en arrêt de travail

Le backtesting par tranches d'âge et au global est présenté ci-dessous.

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	17 665	19,9%	91	91	1	0,6%	72	109	VRAI
29-35	17 087	19,3%	168	161	6	3,8%	137	186	VRAI
36-43	19 234	21,7%	251	254	-3	-1,2%	223	285	VRAI
44-50	17 545	19,8%	321	322	-1	-0,2%	287	357	VRAI
51-61	17 166	19,4%	483	476	7	1,4%	434	518	VRAI
Total	88 696	100,0%	1314	1305	9	0,7%	1 234	1 375	VRAI

FIGURE 3.19 – Backtesting global et par tranches d'âge des sinistres arrêt de travail sur 2016-2018

Sur l'arrêt de travail, toutes les classes d'âge de 23 à 60 ans inclus présentent 5 sinistres ou plus. Cela est également le cas de toutes les tranches d'âge considérées.

Comme pour la perte d'emploi, les incidences observées sur la garantie arrêt de travail sont toutes contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites au global et sur toutes les tranches d'âge. L'écart relatif est de 0,7% au global et ne dépasse jamais 4% en valeur absolue sur les différentes tranches d'âge.

Nous pouvons également observer le backtesting âge par âge.

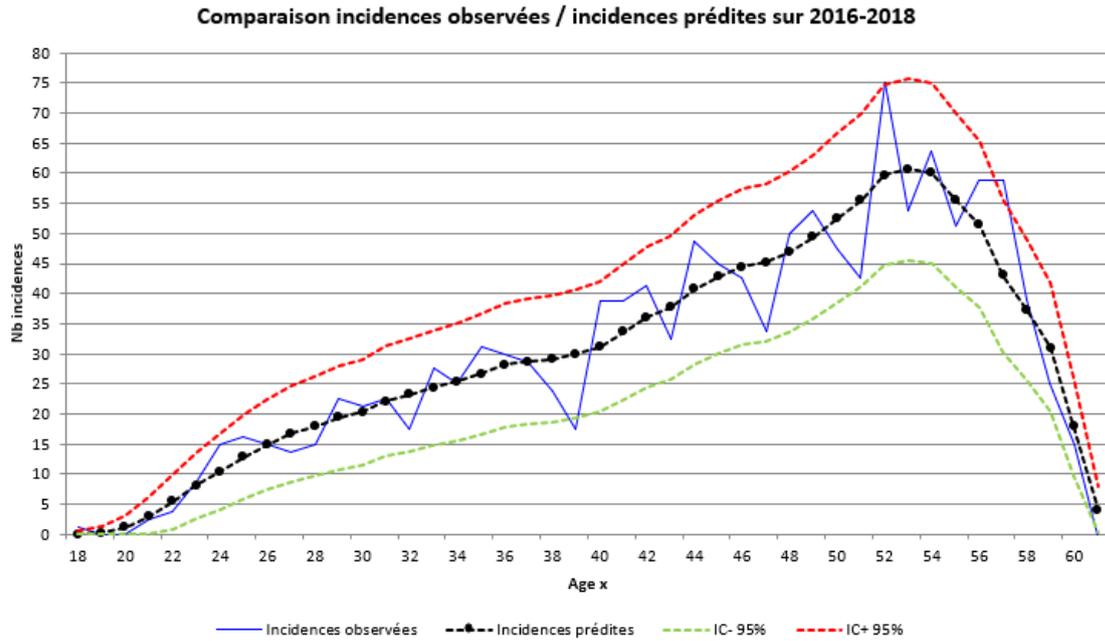


FIGURE 3.20 – Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail sur 2016-2018

Age par âge, sur l'arrêt de travail, nous pouvons observer qu'il y a plus d'observations qui sortent des intervalles de confiance que sur la perte d'emploi, mais globalement, sur la majorité des âges, les incidences observées sont contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites.

Cela permet de vérifier qu'aucun biais significatif n'a été introduit par le lissage de la loi d'incidence en arrêt de travail.

3.5.2 Backtesting des lois de maintien

Le backtesting sur les lois de maintien est réalisé en comparant les sorties prédites et observées. Similairement aux lois d'incidence, nous réalisons un backtesting sur les lois de maintien mixtes par tranches d'ancienneté, au global et ancienneté par ancienneté.

Pour rappel, la durée de prise en charge ne dépasse pas les 12 mois. L'exposition pour les lois de maintien correspond au nombre de sinistres encore pris en charge à chaque début de période d'ancienneté. A $t = 0$, l'exposition correspond au nombre de sinistres considérés. Pour les anciennetés qui suivront, l'exposition sera le nombre de sinistres de l'ancienneté précédente à laquelle nous retrancherons les sorties prédites à l'ancienneté précédente :

$$\text{Pour } t = 0, \text{ Exposition}_t = \text{Nombre de sinistres}_t$$

$$\text{Pour } t > 0, \text{ Exposition}_t = \text{Exposition}_{t-1} - \text{Sorties}_{t-1}$$

Les résultats pour les deux garanties sont présentés ci-dessous.

Backtesting des lois de maintien en perte d'emploi

Nous pouvons observer le backtesting de la loi de maintien en perte d'emploi mixte par tranches d'ancienneté et au global.

Tranche d'ancienneté	Exposition	Part d'exposition	Sorties observées (1)	Sorties prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
0-2	3 873	20,3%	106	104	2	2,2%	84	124	VRAI
3-4	3 653	19,1%	142	131	11	8,4%	109	153	VRAI
5-7	4 952	25,9%	234	228	6	2,7%	199	257	VRAI
8-10	4 262	22,3%	242	245	-3	-1,2%	215	275	VRAI
11-12	2 380	12,4%	306	301	5	1,7%	269	333	VRAI
Total	19 120	100,0%	1031	1010	21	2,1%	949	1 070	VRAI

FIGURE 3.21 – Backtesting global et par tranche d'ancienneté des sorties de la perte d'emploi sur 2016-2020

Notons que sur toutes les anciennetés considérées, nous avons plus de 5 sorties prédites.

Les sorties observées sont légèrement supérieures aux sorties prédites (2,1%). Cependant, au global et sur toutes les tranches d'ancienneté, les sorties observées sont contenues dans les intervalles de confiance.

Le backtesting sur le nombre de sorties à chaque ancienneté est présenté ci-dessous.

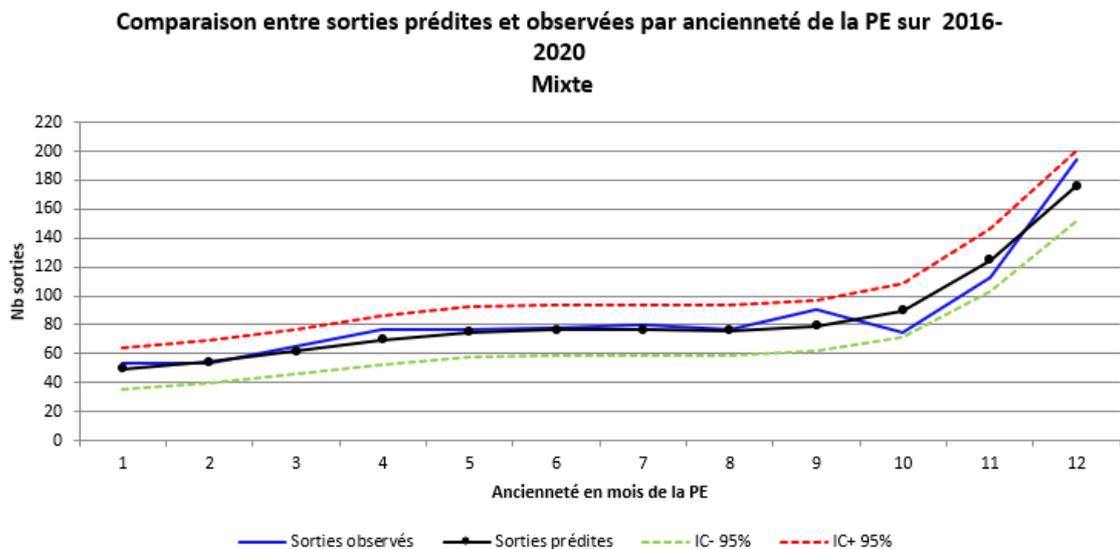


FIGURE 3.22 – Comparaison ancienneté par ancienneté des sorties de la perte d'emploi sur 2016-2020

En outre, sur toutes les anciennetés, les sorties observées sont contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre de sorties prédites. Egalement, la durée moyenne en perte d'emploi prédite et la durée moyenne observée sont de 9,9 mois.

Ces résultats permettent de vérifier qu'aucun biais significatif n'a été introduit par le lissage de la loi de sortie de perte d'emploi.

Backtesting des lois de maintien en arrêt de travail

Le backtesting au global et par tranches d'ancienneté de la loi de maintien mixte en arrêt de travail est présenté ci-dessous.

Tranche d'ancienneté	Exposition	Part d'exposition	Sorties observées (1)	Sorties prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
0-2	3 875	24%	317	315	2	0,8%	281	348	VRAI
3-4	3 219	20%	339	328	11	3,2%	295	362	VRAI
5-7	3 698	25%	367	383	-16	-4,2%	347	420	VRAI
8-10	2 632	20%	311	300	11	3,7%	268	332	VRAI
11-12	1 289	11%	155	150	4	3,0%	128	173	VRAI
Total	14 713	100,0%	1489	1477	12	0,8%	1 405	1 548	VRAI

FIGURE 3.23 – Backtesting global et par tranche d'ancienneté des sorties de l'arrêt de travail sur 2016-2020

Nous pouvons noter que, sur toutes les anciennetés considérées, nous avons plus de 5 sorties prédites.

Les sorties observées sont légèrement supérieures aux sorties prédites (+0,8%). De plus, au global et sur toutes les tranches d'ancienneté, les sorties observées sont contenues dans les intervalles de confiance.

Le backtesting pour toutes les anciennetés est présenté ci-dessous.

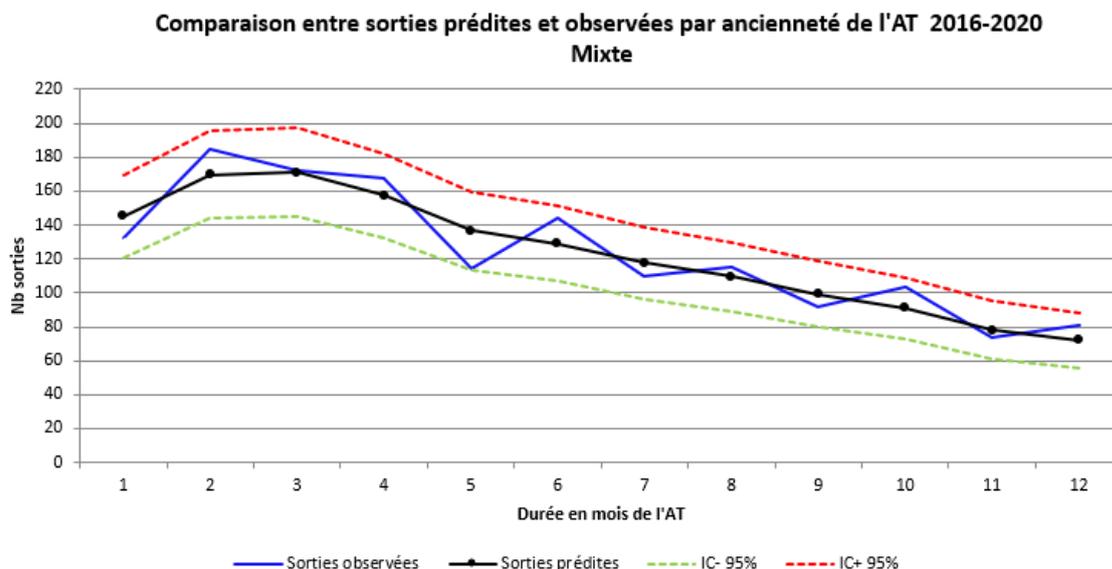


FIGURE 3.24 – Backtesting ancienneté par ancienneté des sorties de l'arrêt de travail sur 2016-2020

Comme pour la perte d'emploi, toutes les sorties de l'arrêt de travail observées sont contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre de sorties prédites. Les durées moyennes en arrêt de travail prédite et observée sont de 7,9 mois.

Ces résultats permettent de confirmer qu'aucun biais significatif n'a été introduit par le lissage de la loi de maintien en arrêt de travail.

3.6 Suivi des lois obtenues

Pour diverses raisons, les lois construites sur une certaine période d'observation au titre d'un périmètre de produits peuvent ne plus refléter la sinistralité d'une période plus récente au titre du même périmètre de produits. Nous avons notamment pu remarquer que les taux d'incidence observés montraient une tendance baissière sur la perte d'emploi et étaient assez volatiles pour l'arrêt de travail (Tables 2.5 et 2.9). Afin de s'assurer que ces lois construites peuvent continuer à être utilisées à différentes fins escomptées (tarification et provisionnement dans notre cas), une comparaison régulière

entre sinistres ou sorties prédits à partir des lois et sinistres ou sorties observés est nécessaire pour vérifier que le risque observé sur une période ultérieure ne s'écarte pas de la loi construite. Nous réaliserons, dans un premier temps, ce suivi sur l'année 2019 pour les lois d'incidence et sur l'année 2021 pour les lois de maintien en attendant d'avoir le recul nécessaire pour effectuer le suivi sur d'autres années ultérieures.

3.6.1 Suivi des lois d'incidence

Le suivi sur les lois d'incidence mixtes est réalisé sur l'année 2019. Le suivi des lois Hommes et Femmes est présenté en annexe C. Comme pour le backtesting, nous effectuerons un suivi par tranches d'âge et un suivi âge par âge.

Suivi des lois d'incidence en perte d'emploi

En appliquant les taux d'entrée en perte d'emploi à l'exposition 2019, nous obtenons les résultats suivants par tranches d'âge :

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Taux observés	Taux prédits	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	9 127	19,7%	40	59	0,44%	0,65%	-19	-32,7%	44	75	FAUX
29-35	8 863	19,1%	75	102	0,85%	1,15%	-27	-26,4%	82	122	FAUX
36-43	9 945	21,4%	135	158	1,36%	1,59%	-23	-14,8%	134	183	VRAI
44-50	8 961	19,3%	124	136	1,38%	1,52%	-13	-9,2%	114	159	VRAI
51-61	9 501	20,5%	175	197	1,84%	2,07%	-22	-11,1%	170	224	VRAI
Total	46 396	100,0%	549	653	1,18%	1,41%	-104	-16,0%	603	703	FAUX

FIGURE 3.25 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi prédits et observés en 2019

Toutes les tranches d'âge ici considérées présentent plus de 5 sinistres. Néanmoins, les âges 18-22 ans inclus présentent moins de 5 sinistres.

Les incidences observées sont bien inférieures aux incidences prédites (-16%). Les incidences observées sont contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites sur 3 des 5 tranches d'âge mais ne le sont pas au global.

Age par âge, nous obtenons les résultats suivants :

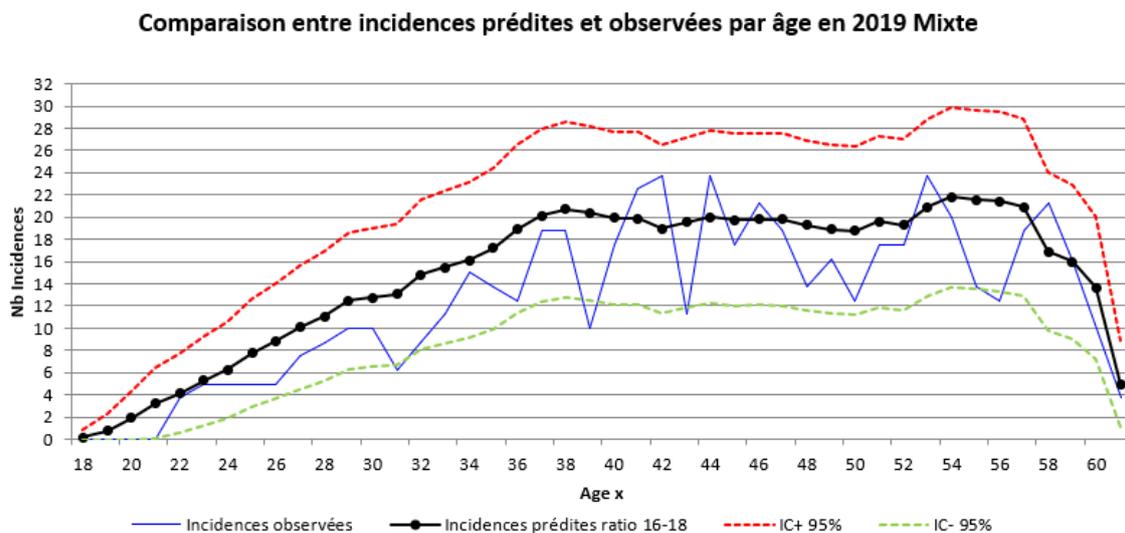


FIGURE 3.26 – Suivi âge par âge des sinistres perte d'emploi prédits et observés en 2019

Les sinistres observés sont généralement inférieurs aux sinistres prédits. Pour la plupart des âges, ils sont contenus dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre de sinistres prédits. Néanmoins, les deux résultats ci-dessus nous montrent que la sinistralité a diminué sur l'année 2019. Il s'agit, en outre, de la première année post-refonte tarifaire. Les nouvelles dispositions contractuelles pour la perte d'emploi peuvent expliquer la baisse de la sinistralité. Si les suivis en 2020 et 2021 confirment la diminution de la sinistralité, il conviendra de mettre à jour notre loi d'incidence en perte d'emploi pour prendre en compte l'évolution de la sinistralité.

Suivi des lois d'incidence en arrêt de travail

En appliquant les taux d'entrée en arrêt de travail à l'exposition 2019, nous obtenons les résultats suivants :

Tranche d'âges	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Taux observés	Taux prédits	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à l'IC 95%
18-28	9 129	19,7%	33	47	0,36%	0,52%	-15	-31,4%	34	61	FAUX
29-35	8 862	19,1%	55	83	0,62%	0,94%	-28	-34,1%	66	101	FAUX
36-43	9 941	21,4%	83	131	0,83%	1,32%	-49	-37,1%	109	153	FAUX
44-50	8 971	19,3%	126	165	1,41%	1,84%	-39	-23,5%	140	190	FAUX
51-61	9 480	20,4%	191	264	2,02%	2,78%	-72	-27,4%	232	295	FAUX
Total	46 384	100,0%	488	691	1,05%	1,49%	-203	-29,4%	639	742	FAUX

FIGURE 3.27 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail prédits et observés en 2019

Toutes les tranches d'âge considérées présentent plus de 5 sinistres. Néanmoins, les classes d'âge 18-25 ans inclus et 61 ans présentent moins de 5 sinistres.

Sur l'arrêt de travail, l'écart entre incidences observées et prédites est encore plus important que sur la perte d'emploi (-29,4%). Sur toutes les tranches d'âge, les incidences observées ne sont pas contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre d'incidences prédites.

Age par âge, nous avons les résultats suivants :

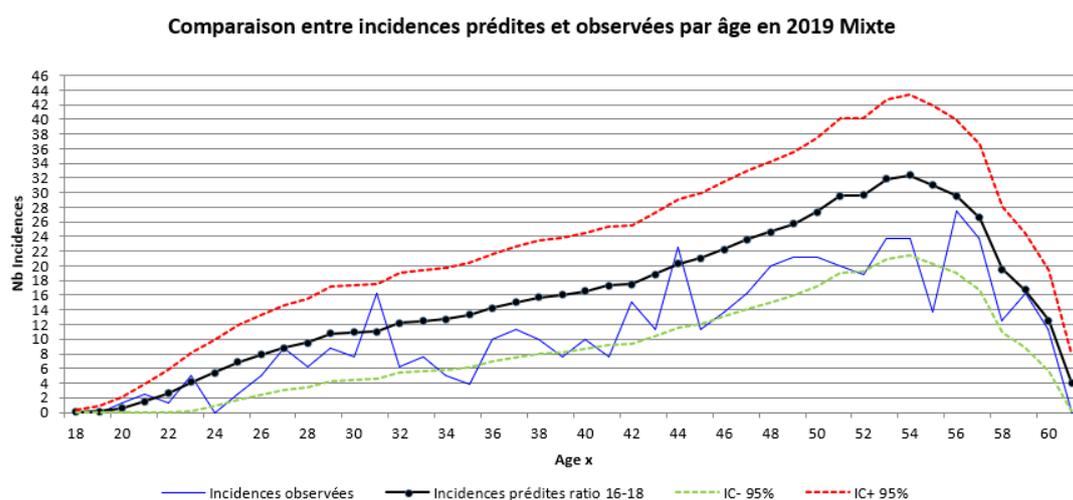


FIGURE 3.28 – Suivi âge par âge des sinistres arrêt de travail prédits et observés en 2019

Il est aussi clair que les incidences observées sont, en général, inférieures aux incidences prédites. Cette diminution de la sinistralité observée en 2019 pourrait s'expliquer par la hausse globale du tarif du produit qui a potentiellement remodelé le portefeuille. Si cette baisse de la sinistralité se confirme en 2020 et 2021, nous devons, similairement à la perte d'emploi, mettre à jour notre loi d'incidence en arrêt de travail afin de prendre en compte cette évolution des taux d'incidence.

3.6.2 Suivi des lois de maintien

Un premier suivi des lois de maintien est réalisé sur l'année de survenance 2021.

Suivi des lois de maintien en perte d'emploi

Au global et par tranches d'ancienneté, les résultats sont présentés ci-dessous.

Tranche d'ancienneté	Cumul des expositions	Part d'exposition	Sorties observées (1)	Sorties prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
1-2	484	21,5%	23	16	7	43,2%	9	24	VRAI
3-4	449	19,9%	22	21	1	5,9%	12	29	VRAI
5-7	591	26,2%	64	36	28	78,3%	25	47	FAUX
8-10	482	21,4%	88	39	49	126,7%	27	50	FAUX
11-12	249	11,0%	63	47	15	31,9%	35	60	FAUX
Total	2 254	100,0%	259	159	100	63,2%	135	183	FAUX

FIGURE 3.29 – Suivi global et par tranche d'ancienneté des sorties de perte d'emploi prédites et observées en 2021

Pour le maintien en perte d'emploi, l'ancienneté 3 mois présente moins de 5 sorties prédites.

Nous notons ici un écart important entre sorties prédites et observées avec 100 sorties observées en plus. Ainsi, les taux de sortie ont augmenté sur l'année de survenance 2021.

Ancienneté par ancienneté, la comparaison entre sorties observées et prédites est présentée ci-dessous.

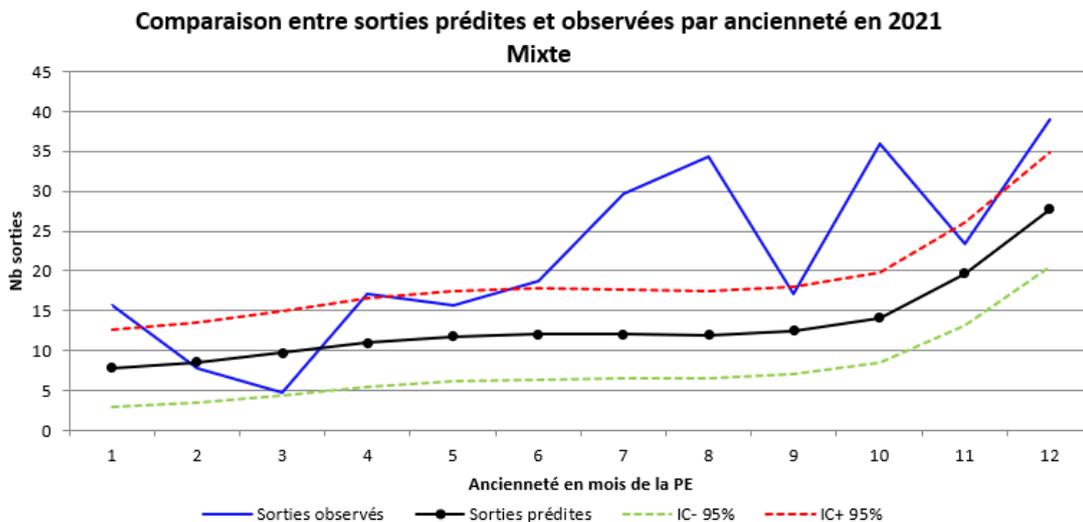


FIGURE 3.30 – Suivi ancienneté par ancienneté des sorties de perte d'emploi prédites et observées en 2021

Nous notons ici aussi l'écart relativement important entre sorties observées et prédites. Les sorties observées à 7 mois, 8 mois, 10 mois et 12 mois sortent des intervalles de confiance centrés sur le nombre de sorties prédites en dépassant la borne supérieure de l'intervalle de confiance.

Egalement, il est à noter que la durée moyenne en perte d'emploi sur l'année de survenance 2021 est de 9,0 mois ce qui est relativement inférieur aux 9,9 mois de notre loi de maintien.

Il conviendra de suivre attentivement sur les années à venir l'évolution de ces taux de maintien pour vérifier si l'année de survenance 2021 est une année singulière ou si la diminution des taux de maintien se poursuit.

Suivi des lois de maintien en arrêt de travail

Sur l'arrêt de travail, le suivi au global et par tranches d'ancienneté est présenté ci-dessous.

Tranche d'ancienneté	Cumul des expositions	Part d'exposition	Sorties observées (1)	Sorties prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
1-2	836	26,3%	61	68	-7	-10,3%	52	83	VRAI
3-4	695	21,9%	80	71	9	12,4%	55	87	VRAI
5-7	798	25,1%	73	83	-9	-11,2%	66	100	VRAI
8-10	568	17,9%	55	65	-10	-15,5%	50	80	VRAI
11-12	278	8,8%	33	32	0	1,2%	22	43	VRAI
Total	3 175	100,0%	302	319	-17	-5,4%	285	352	VRAI

FIGURE 3.31 – Suivi global et par tranche d'ancienneté des sorties d'arrêt de travail prédites et observées en 2021

Sur toutes les anciennetés considérées, nous avons plus de 5 sorties prédites.

Au niveau de la loi de maintien en arrêt de travail, les résultats sont plus rassurants comparés à ceux de la loi de maintien en perte d'emploi. Nous notons un écart absolu de 17 sorties observées en moins par rapport à ce qui a été prédit, ce qui équivaut à un écart relatif de -5,4%.

Ancienneté par ancienneté, les résultats sont présentés ci-dessous.

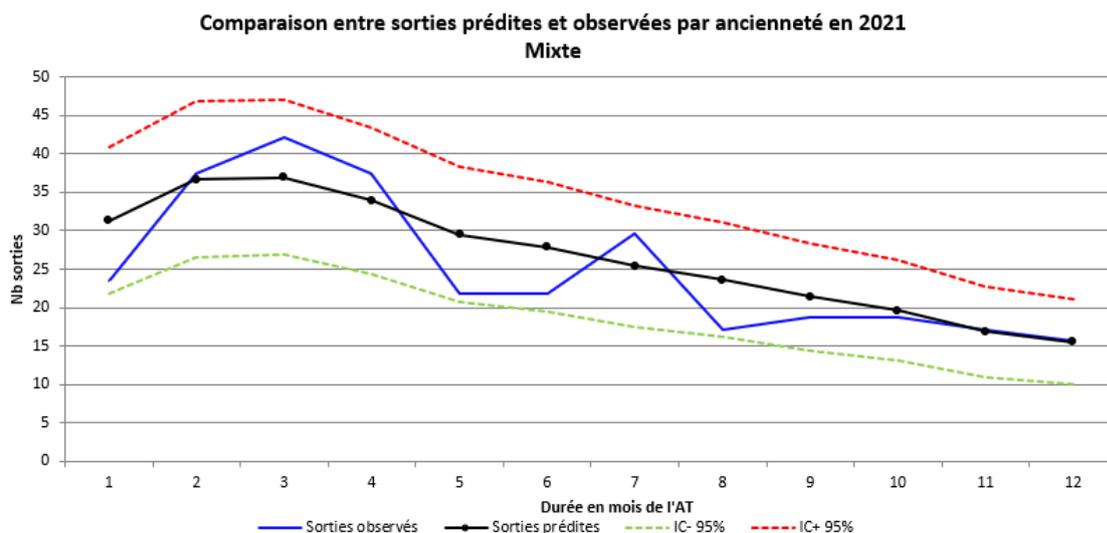


FIGURE 3.32 – Suivi ancienneté par ancienneté des sorties d'arrêt de travail prédites et observées en 2021

Ancienneté par ancienneté, les sorties observées sont toutes contenues dans les intervalles de confiance centrés sur le nombre de sorties prédites. A partir de 10 mois d'ancienneté, les sorties observées et prédites sont presque égales.

De plus la durée moyenne en arrêt de travail sur l'année de survenance 2021 est de 8,1 mois ce qui est légèrement supérieur aux 7,9 mois de notre loi de maintien.

Au final, nous considérerons ces quatre lois obtenues pour l'étude des nouvelles approches tarifaires même s'il conviendra de noter que les lois d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail et la loi de maintien en perte d'emploi sont assez prudentes compte tenu des premiers suivis effectués. Les suivis qui seront réalisés dans le futur seront déterminants pour confirmer ou non une potentielle baisse de la sinistralité au cours des années ultérieures à la période de construction.

3.7 Comparaison avec des données nationales

3.7.1 Comparaison des taux de maintien en arrêt de travail avec les taux de maintien en incapacité du BCAC

Dans ce paragraphe, nous comparons les taux de maintien en arrêt de travail que nous avons obtenus avec les taux de maintien en incapacité du BCAC 2010 tels que définis par le règlement ANC. L'intégralité des sinistres considérés pour notre loi de maintien en arrêt de travail est de type incapacité. Nous appliquerons une franchise de 3 mois aux taux de maintien du BCAC pour que la comparaison puisse être réalisée. Nous nous baserons sur une moyenne pondérée par la proportion de sinistres à chaque âge du produit des taux de maintien en incapacité du BCAC 18-61 ans. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Durée en mois	Maintien moyen du BCAC	Maintien du produit
0	100%	100%
1	82,18%	92,78%
2	69,77%	84,47%
3	60,46%	76,25%
4	53,23%	68,85%
5	47,47%	62,56%
6	42,71%	56,73%
7	38,66%	51,53%
8	35,14%	46,78%
9	32,02%	42,56%
10	29,25%	38,77%
11	26,77%	35,58%
12	24,54%	32,68%

TABLE 3.1 – Comparaison des taux de maintien en arrêt de travail du produit et des taux de maintien en incapacité du BCAC après 3 mois de franchise

Ce tableau peut être résumé sur le graphique suivant.

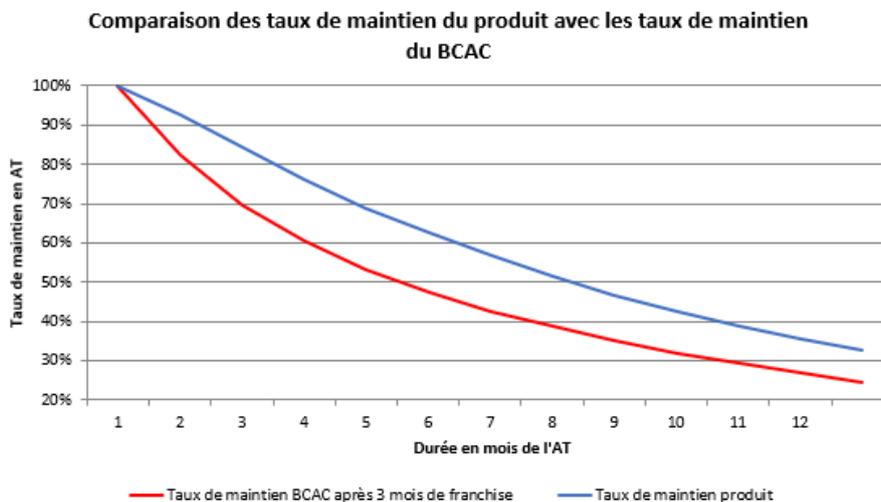


FIGURE 3.33 – Comparaison graphique des taux de maintien en arrêt de travail du produit et des taux de maintien en incapacité du BCAC après 3 mois de franchise

Les taux de maintien du produit sont supérieurs aux taux de maintien moyens du BCAC sur toutes les classes d'ancienneté. Ainsi, l'utilisation des taux de maintien du BCAC pour, par exemple, calculer une provision mathématique conduirait à sous-provisionner. La population étudiée se maintient plus longtemps en comparaison à la population BCAC. La durée moyenne en arrêt de travail, sans compter les 3 mois de franchise, est de 7,9 mois pour notre population contre 6,7 mois pour la population BCAC.

3.7.2 Comparaison des taux d'entrée en perte d'emploi avec les taux nationaux (DARES) d'entrée en perte d'emploi

Nous effectuons ici une comparaison des taux d'entrée en perte d'emploi sur notre produit avec les taux d'entrée en perte d'emploi nationaux. Pour ce faire, il conviendra de considérer les mêmes motifs d'entrée en perte d'emploi dans les deux cas. Sur notre produit, en premier lieu, seuls les CDI sont pris en charge. De plus, il faut que l'entrée en perte d'emploi soit causée par un licenciement pour motif économique ou un licenciement pour faute simple. Les démissions, ruptures conventionnelles, fins de période d'essai et licenciements pour faute grave ou lourde représentent des exclusions pour ce produit.

Nous pouvons retrouver sur le site du Ministère du Travail¹ la répartition des sorties de CDI depuis 2010. Celles-ci sont réparties en démissions, licenciements pour motif économique, licenciements pour motif non économique (pour faute simple, grave ou lourde), ruptures conventionnelles, fins de période d'essai et autres motifs. De plus, sur la base d'un article publié par le Ministère du Travail, les licenciements pour faute simple représentent environ 52,5%² des licenciements pour motifs non économiques. Cela nous permet d'estimer un nombre de licenciements pour faute simple qui sera rajouté au nombre de licenciements pour motif économique.

En ce qui concerne les licenciements pour autre motif, nous n'avons pas pu déterminer si ceux-ci font partie du périmètre de prise en charge de notre produit. Ainsi, il a été décidé d'encadrer les statistiques nationales en calculant une tranche supérieure et une tranche inférieure des taux nationaux d'entrée en perte d'emploi en considérant les licenciements pour autre motif dans un cas et en ne les considérant pas dans l'autre. La population active par année se retrouve sur le site de l'INSEE³. Sur la base d'éléments de l'INSEE, la population en CDI représente environ 73% de la population active⁴. C'est sur cette base que seront calculés les taux d'entrée en perte d'emploi nationaux. Cela permet d'obtenir la comparaison suivante.

Année	Taux du produit	Taux nationaux tranche inférieure	Taux nationaux tranche supérieure
2016	1,65%	1,57%	1,97%
2017	1,43%	1,64%	2,11%
2018	1,28%	1,71%	2,23%
2019	1,18%	1,75%	2,25%

TABLE 3.2 – Comparaison des taux d'entrée en perte d'emploi

Tout d'abord, nous pouvons remarquer que les taux d'incidence en perte d'emploi du produit diminuent au cours du temps alors que les taux nationaux ont tendance à augmenter. De plus, sur ce produit, les taux d'incidence en perte d'emploi ont été supérieurs aux taux nationaux en 2016 sur la tranche inférieure uniquement et inférieurs en 2017, 2018 et 2019 sur les tranches inférieures et supérieures. Néanmoins, cette comparaison peut être biaisée par le fait que notre produit soit concerné par un délai de carence de 9 mois, élément que nous ne pouvons chiffrer sur les taux nationaux.

1. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/donnees/les-licenciements>

2. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publication/combien-de-salaries-abandonnent-leur-poste-et-que-deviennent-ils>

3. <https://www.insee.fr/fr/accueil>

4. https://www.insee.fr/fr/outil-interactif/5367857/tableau/50_MTS/51_EPA

Chapitre 4

Etude des variables discriminantes

Dans ce chapitre, nous étudierons l'influence de certaines variables sur l'incidence et le maintien. Ainsi, il s'agira d'évaluer l'effet du sexe et du montant de l'indemnité sur l'incidence et l'effet de l'âge à la survenance et du montant de l'indemnité sur le maintien. Cela se fera avec des modèles de Cox et d'Aalen. Dans un second temps, à partir des résultats obtenus sur les variables discriminantes, nous proposerons d'intégrer certaines de ces variables pour compléter les lois d'expérience mixtes déjà construites en rajoutant un second niveau de segmentation.

Dans un premier temps, nous introduisons les modèles de Cox et d'Aalen mis en application dans ce chapitre.

4.1 Le modèle de Cox

Le modèle de Cox (1992) (7) est un modèle semi-paramétrique qui permet de prendre en compte des variables dans la quantification de la durée. Le modèle de Cox est un modèle à hasard proportionnel. Cela se matérialise par le fait que la fonction de hasard instantanée h_θ pour un paramètre θ donné est proportionnelle à une fonction de hasard instantanée h_0 de référence, via la relation suivante :

$$\forall t \geq 0, h_\theta(t) = \theta \times h_0(t)$$

Dans le cas du modèle de Cox, le paramètre θ dépend de p variables explicatives (z_1, z_2, \dots, z_p) à travers la relation suivante :

$$\theta = \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_p z_p)$$

avec $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ des coefficients à estimer. Nous pouvons donc obtenir :

$$h_\theta(t) = \exp(\beta_1 z_1 + \beta_2 z_2 + \dots + \beta_p z_p) \times h_0(t)$$

Il est à noter que le modèle de Cox a pour objectif de mesurer l'effet des variables explicatives, sans spécifier la fonction de hasard de base. Cela signifie que le modèle cherche à positionner différentes populations en termes de risque sans considération du niveau absolu du risque.

L'estimation des coefficients $T = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ s'obtient en maximisant la vraisemblance. La vraisemblance "complète" est donnée par :

$$L(\theta, h_0) = \prod_{i=1}^n (h_0(t_i) \times \exp({}^t T Z_i) \times \exp(-H_0(t_i) \exp({}^t T Z_i)))^{d_i} (\exp(-H_0(t_i) \exp({}^t T Z_i)))^{1-d_i}$$

avec :

- H_0 la fonction de hasard cumulée de base définie par $H_0(t) = \int_0^t h_0(s) ds$.
- $d_i = 1$ si l'observation n 'est pas censurée, 0 sinon.
- n le nombre d'observations.

Sans restriction pour la fonction de hasard de base, il est possible de démontrer qu'il n'existe pas de maximum de vraisemblance. Dans ce cas, la vraisemblance partielle est donnée par :

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{\exp(\mathbf{t}Z_i)}{\sum_{j=1}^n \exp(\mathbf{t}Z_j) \mathbb{1}_{T_i \leq T_j}} \right)$$

Dans notre cas, le modèle de Cox sera appliqué à une variable discrète où une ou plusieurs classes d'une même variable seront comparées à une classe de référence. Par exemple, prenons à titre indicatif l'étude des taux bruts d'entrée en perte d'emploi en comparant les montants d'indemnité mensuelle inférieurs ou égaux à 500€ d'une part comme classe de référence et les montants d'indemnité mensuelle supérieurs à 500€ comme l'autre classe. Dans ce cas, nous avons :

$$\exp(\theta_k) = \frac{\text{Taux de hasard instantané} > 500}{\text{Taux de hasard instantané} \leq 500}$$

- Si $\exp(\theta_k) > 1$ ou $\theta_k > 0$, alors le risque d'entrer en perte d'emploi est plus important pour les indemnités supérieures à 500€.
- Si $\exp(\theta_k) < 1$ ou $\theta_k < 0$, alors le risque d'entrer en perte d'emploi est plus important pour les indemnités inférieures ou égales à 500€.
- Si $\exp(\theta_k) = 1$ ou $\theta_k = 0$, alors le risque d'entrer en perte d'emploi est similaire entre les deux classes.

Dans le cas de plusieurs classes d'une même variable, les différentes classes sont comparées à la classe de référence.

Plusieurs tests sont associés au modèle de Cox pour valider ou rejeter certaines hypothèses inhérentes au modèle. Nous nous basons sur le cours de F. PLANCHET (22) ainsi que les mémoires de M. DAL PONT (9) et T. GUILLON VERNE (11) pour présenter ces tests.

Test de significativité des coefficients

Lorsqu'il s'agit de tester la significativité d'un coefficient, l'hypothèse étudiée est :

$$H_0 : \theta = 0$$

La statistique associée au modèle est dans ce cas :

$$\sqrt{n} \cdot \frac{\hat{\theta}}{\hat{\sigma}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{L} \mathcal{N}(0, 1).$$

Ce qui permet d'obtenir l'intervalle de confiance de niveau $1 - \alpha$ pour le coefficient :

$$IC_{1-\alpha}(\theta) = \left[\hat{\theta} - u_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}, \hat{\theta} + u_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}} \right]$$

Lorsque 0 appartient à l'intervalle de confiance, cela dénote l'absence de significativité du coefficient (non différent de 0 de manière significative). Nous fixerons, pour toute la suite, le seuil de rejet α à 5%.

Test de nullité globale des coefficients

Soit g une fonction dans \mathcal{R}^p , p étant le nombre de paramètres du modèle. L'hypothèse testée est ici :

$$H_0 : g(\theta) = 0$$

En général, trois tests sont utilisés et sont également obtenus en sortie du modèle de Cox sous R :

- Le test du rapport de vraisemblance.
- Le test de Wald.

— Le test du Score ou log-rank.

Les trois tests sont presque équivalents. Sous l'hypothèse H_0 , ces trois tests tendent vers une χ^2 à p degrés de liberté.

Hypothèse de proportionnalité

Pour rappel, le modèle de Cox se base sur l'hypothèse forte des hasards proportionnels donnée par :

$$\forall t \geq 0, h_\theta(t) = \theta \times h_0(t)$$

Un test permettant de rejeter ou non l'hypothèse des hasards proportionnels est le test des résidus de Schoenfeld. Les résidus de Schoenfeld sont définis pour chaque individu i et chaque covariable j à la date t_i de l'événement étudié comme la différence entre la valeur de la covariable j et la valeur attendue par le modèle que nous pouvons écrire : $z_{i,j} - z_{i,j}(\hat{\theta})$ (22).

Si la p -value du test des résidus de Schoenfeld est inférieure à 5%, cela veut dire que le modèle de Cox dépend du temps et que l'hypothèse forte des hasards proportionnels inhérente au modèle est rejetée. Le rejet de l'hypothèse des hasards proportionnels ne remet néanmoins pas en cause la significativité ou non des coefficients obtenus.

Les résidus normalisés peuvent être également être tracés sur un graphique. Si l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée, cette courbe ne devrait pas faire apparaître de tendance temporelle. Les graphiques des résidus pour les différentes variables étudiées sont présentés en annexe F.

4.1.1 Application du modèle de Cox sous R

Le modèle de Cox est mis en application sous R avec les fonctions `coxph` et `Surv` du package `survival`. Lors de l'étude de l'incidence, l'intervalle considéré dans la fonction `Surv` est constitué de l'âge d'entrée (égal à l'âge de début d'observation) et l'âge de sortie (égal à l'âge de fin d'observation). Lors de l'étude de la sortie, la variable temps considérée est la durée du maintien. L'événement étudié dans les deux cas est la non-censure. La variable non-censure est créée et prend la valeur 0 si l'observation est censurée et 1 sinon. Les mêmes cas de censures que ceux présentés en 3.1 sont considérés.

Le modèle de Cox est appliqué à la variable dont nous souhaitons étudier les différentes classes uniquement. Nous étudierons, en sortie du modèle de Cox, les coefficients (sortie `exp(coef)` du `coxph`) des différentes classes par rapport à la classe de référence. Ce coefficient constitue un ordre de grandeur acceptable du rapport entre taux bruts de la classe étudiée et taux bruts de la classe de référence. De plus, les p -values pour les différentes classes devront être inférieures à un certain seuil de rejet (il sera de 5% dans notre cas) pour que les coefficients soient significatifs.

En outre, pour rejeter ou ne pas rejeter l'hypothèse des hasards proportionnels sous-jacente au modèle de Cox, nous étudierons également le test des résidus de Schoenfeld qui est implémenté sous R avec la fonction `cox.zph`. Si la p -value du `cox.zph` est supérieure ou égale à 5%, l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée. En outre, si la p -value du `cox.zph` est inférieure à 5%, la significativité ou non des coefficients obtenus n'est pas remise en cause.

4.2 Le modèle additif d'Aalen

La présentation du modèle d'Aalen faite ici se base sur les écrits de F. PLANCHET (20) et M. CHOUKROUN (6).

Le modèle de Cox est un modèle semi-paramétrique qui repose sur l'hypothèse des hasards proportionnels. Lorsque la population étudiée est hétérogène, cette hypothèse est rejetée. Pour pallier à cette restriction, nous pouvons nous tourner vers des modèles non paramétriques dont le modèle additif d'Aalen (1980) (1) fait partie. En outre, et même lorsque l'hypothèse des hasards proportionnels inhérente au modèle de Cox n'est pas rejetée, le modèle d'Aalen présente l'avantage d'observer l'effet

des covariables au cours du temps sur la base de représentations graphiques. Le modèle d'Aalen est dit non paramétrique car aucune forme fonctionnelle n'est donnée aux fonctions de régressions (13) et est dit additif car les effets de chaque covariable sont introduits de manière additive en fonction du temps. Contrairement au modèle de Cox, l'effet des covariables se mesure sur une échelle absolue et non de manière relative. En outre, les coefficients obtenus présentent la particularité de varier au cours du temps.

Une application du modèle d'Aalen à des lois de maintien en incapacité a déjà été effectuée par M. CHOUKROUN (6) et A. JEQUIER (13).

Pour le modèle d'Aalen, l'écriture matricielle de la fonction de hasard est la suivante :

$$h(t) = X^T(t)\beta(t)$$

avec $X^T(t) = (X_1(t), \dots, X_p(t))$ le vecteur de variables explicatives pouvant dépendre du temps et $\beta(t)$ le vecteur des coefficients des p variables.

L'intensité du processus de comptage sous-jacent au modèle s'écrit :

$$\lambda(t) = Y(t)h(t) = Y(t)X^T(t)\beta(t)$$

tel que $Y(t) = \mathbb{1}(t \leq X)$ l'indicateur de présence de l'individu sous-risque avant l'instant t .

Le taux de hasard conditionnel à la date t s'écrit de la manière suivante :

$$h(t, x_i(t)) = \beta_0(t) + \sum_{j=1}^p \beta_j(t)x_{i,j}(t)$$

avec $x_i(t) = (x_{i,1}(t), \dots, x_{i,p}(t))$ les p variables explicatives qui peuvent dépendre du temps et $\beta(t) = (\beta_0(t), \dots, \beta_p(t))$ les coefficients de régression qui dépendent du temps et qui devront être estimés.

Nous pouvons déduire donc la fonction de survie :

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(s, x_i(s))ds\right) = \exp\left(-\int_0^t (\beta_0(s) + \sum_{j=1}^p \beta_j(s)x_{i,j}(s))ds\right)$$

L'objectif est d'estimer les $\beta(t) = (\beta_0(t), \dots, \beta_p(t))$. Néanmoins, il s'avère qu'il est plus facile d'estimer la fonction de régression des coefficients cumulés $B_j(t) = \int_0^t \beta_j ds$ (20).

L'estimation par moindres carrés de $B(t)$ est donnée par Klein et Moeschberger (15) :

$$\hat{B}(t) = \sum_{T_i < t} [X'(T_i)X(T_i)]^{-1} X'(T_i)I(T_i)$$

avec $I(T_i)$ est le vecteur de taille n où le terme i vaut 1 si le sujet i est sous risque au temps T_i et 0 sinon (6).

Dans notre cas, nous considérons une seule variable explicative. La fonction de hasard cumulée s'écrit dans ce cas (13) :

$$H(t) = \int_0^t h(s, x)ds = \int_0^t (\beta_0(s) + \beta(s)x)ds$$

$$H(t) = \int_0^t \beta_0(s)ds + x \int_0^t \beta(s)ds$$

$$H(t) = B_0(t) + xB(t)$$

4.2.1 Application sous R du modèle d'Aalen

Le modèle d'Aalen sera appliqué aux taux bruts de sortie d'arrêt de travail et de perte d'emploi en considérant, dans un premier temps, comme variable explicative l'âge à la survenance et, dans un second temps, le montant de l'indemnité mensuelle. En outre, l'étude de l'effet du montant de l'indemnité sur l'incidence en perte d'emploi nous montrera, par la suite, que l'hypothèse des hasards proportionnels inhérente au modèle de Cox est rejetée. Nous proposerons, sur la base de ce résultat, d'appliquer un modèle d'Aalen aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi en considérant la variable indemnité mensuelle comme variable explicative pour observer l'effet du temps. Un modèle d'Aalen sera également appliqué aux taux bruts d'incidence en arrêt de travail en considérant l'indemnité mensuelle comme variable explicative.

La fonction `aalen` du package R `timereg` (développé par Scheike et Martinussen (18)) permet d'appliquer le modèle d'Aalen. Comme avec le modèle de Cox, il s'agit de considérer une durée et un événement (dans la fonction `Surv`). La durée considérée est l'intervalle constitué par les âges d'entrée et de sortie dans le cas d'une loi d'incidence et la durée de maintien dans le cas d'une loi de sortie. L'événement étudié sera la non-censure (les mêmes cas de censure que ceux présentés en 3.1 seront considérés). Nous pouvons obtenir, à partir de la fonction `aalen`, une représentation graphique des fonctions de régression des coefficients cumulés et des intervalles de confiance de Hall-Wellner des différentes classes de la variable explicative ainsi que des fonctions de survie et des taux bruts de sortie (de manière analogue à la fonction de survie et aux taux bruts obtenus avec Kaplan-Meier). Une comparaison entre les taux bruts de sortie obtenus avec Kaplan-Meier et Aalen est intégrée en annexe E.

Un des avantages du modèle d'Aalen est d'observer l'effet des covariables au cours du temps. Cela se fera sur la base des représentations graphiques des fonctions de régression des coefficients cumulés $B(t)$. H. Cao (5) propose une interprétation des fonctions de régression des coefficients cumulés. Si la courbe obtenue est une droite passant par l'origine, alors le coefficient de régression est constant au cours du temps. Si cette pente n'est pas constante au cours du temps, alors il s'agit d'une preuve empirique de l'influence du temps sur la variable. Si la pente est positive, la fonction de hasard croît et si la pente est négative, la fonction de hasard décroît. Si la fonction de hasard croît sur un intervalle de temps, alors le risque augmente avec le temps et si la fonction de hasard décroît sur un intervalle de temps, alors le risque diminue au cours du temps. En outre, si 0 n'appartient pas aux intervalles de confiance de Hall-Wellner tout au long de l'observation, nous pouvons en déduire que la variable étudiée a une influence significative.

De plus, le test des termes non paramétriques permettra, au global, de tester la nullité des coefficients de régression sur un intervalle $[0, T]$. Il s'agit d'étudier l'hypothèse :

$$H_0 : \beta_k(t) = 0$$

ce qui est équivalent à tester la nullité des coefficients de régression cumulés et, ainsi, d'étudier l'hypothèse :

$$H_0 : B_k(t) = 0$$

La statistique associée à ce test, telle que proposée par Scheike et Martinussen (18), est définie par :

$$\hat{T}_s = \sup_{0 \leq t \leq T} |\hat{B}_k(t)|$$

De plus, le test des termes non paramétriques sur le package R `timereg` est basé sur la statistique :

$$\sup_{0 \leq t \leq T} \left(\left| \frac{\hat{B}_q(t)}{se(\hat{B}_q(t))} \right| \right)$$

Avec $se(\hat{B}_q(t))$ l'erreur standard de $\hat{B}_q(t)$.

Le package `timereg` renvoie également deux tests pour vérifier si les coefficients de régression $\beta_k(t)$ sont constants au cours du temps. Les deux tests et les statistiques associées sont les suivants :

- Test de Kolmogorov-Smirnov basé sur la statistique : $\sup_{0 \leq t \leq T} |\hat{B}(t) - \frac{t}{T} \hat{B}(T)|$
- Test de Cramer von Mises basé sur la statistique : $\int_0^T |\hat{B}(t) - \frac{t}{T} \hat{B}(T)|^2 dt$

Nous présentons les résultats de ces deux tests en annexe G.

A la suite de l'étude de la significativité des variables, nous présenterons les fonctions de survie obtenues avec le modèle d'Aalen.

Pour plus de détails sur la théorie du modèle additif d'Aalen, le lecteur peut se référer au mémoire de M. CHOUKROUN (6).

4.3 Etude des variables discriminantes pour les lois d'incidence

Les variables explicatives étudiées ici sont le sexe et l'indemnité mensuelle. Nous appliquerons un modèle de Cox aux taux d'incidence bruts pour les deux variables. En outre, nous proposerons, pour les deux garanties, d'appliquer un modèle d'Aalen aux taux d'incidence bruts en considérant la variable explicative indemnité.

4.3.1 Résultats pour l'entrée en perte d'emploi

Des modèles de Cox et d'Aalen sont appliqués aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi.

Application du modèle de Cox à la variable sexe

Note : L'idée n'est, bien entendu, pas ici de considérer le sexe comme variable tarifaire mais plutôt de voir si le sexe a un impact significatif sur l'incidence. Ainsi, et si cela est avéré, nous devrions recalculer des taux d'incidence mixtes si le sex-ratio évolue.

En classe de référence, nous prendrons ici les femmes à qui seront comparés les hommes. Nous avons obtenu le ratio suivant entre taux de hasard instantané Hommes et Femmes :

$$\frac{\text{Taux de hasard instantané Hommes}}{\text{Taux de hasard instantané Femmes}} = 0,6299$$

En outre, la p-value du modèle est égale à $7,04 \times 10^{-13}$ ce qui permet d'affirmer qu'il y a une différence significative entre hommes et femmes pour l'entrée en perte d'emploi. Sur la base de l'ordre de grandeur obtenu ci-dessus, nous pouvons affirmer que la probabilité d'entrer en perte d'emploi pour une femme est bien supérieure à celle d'un homme. Les p-values du test du rapport de vraisemblance et du test de Wald sont de $7,04 \times 10^{-13}$ et la p-value du test du Score est de $4,04 \times 10^{-13}$.

Aussi, l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée avec la p-value du test des résidus de Schoenfeld qui est égale à 24%.

Application du modèle de Cox à la variable indemnité mensuelle

Un modèle de Cox est également appliqué à la variable montant de l'indemnité. 5 classes de montants d'indemnité sont créées et comparées. La répartition de la population par montant de l'indemnité est la suivante :

Tranche d'indemnité	Répartition
150€	50,5%
[200€,300€]	24%
[350€,450€]	7,1%
[500€,800€]	14,6%
[850€,1500€]	3,8%

TABLE 4.1 – Répartition sur l'exposition 2016-2018 des montants d'indemnité mensuelle - perte d'emploi

Un modèle de Cox est mis en application sur les taux bruts d'entrée en perte d'emploi avec comme classe de référence l'indemnité 150€. Les rapports entre taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'indemnité	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
[200€,300€]	2,066	$4,39 \times 10^{-12}$
[350€,450€]	3,279	$< 2 \times 10^{-16}$
[500€,800€]	4,431	$< 2 \times 10^{-16}$
[850€,1500€]	11,087	$< 2 \times 10^{-16}$

TABLE 4.2 – Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur l'entrée en perte d'emploi : modèle de Cox

Toutes les p-values sont inférieures à 5% ce qui permet de déduire que les écarts d'entrée en perte d'emploi entre les différentes tranches sont significatifs. En outre, les p-values des tests du rapport de vraisemblance, de Wald et du Score sont toutes inférieures à 2×10^{-16} ce qui permet de déduire que le montant de l'indemnité mensuelle a un impact significatif sur l'entrée en perte d'emploi. De plus, sur la base des ordres de grandeur ci-dessus, l'entrée en perte d'emploi augmente avec la tranche de montant d'indemnité ce qui laisse penser que le produit étudié est sujet à de l'antisélection.

Néanmoins, l'hypothèse des hasards proportionnels est cette fois-ci rejetée avec la p-value du test des résidus de Schoenfeld qui est égale à 0,077%. Cela ne remet pas en cause la significativité des coefficients obtenus en sortie du modèle de Cox.

Nous présentons, par la suite, une application du modèle d'Aalen aux taux bruts d'incidence en perte d'emploi avec comme variable étudiée le montant de l'indemnité mensuelle pour observer l'effet du temps sur les taux de hasard.

Application du modèle d'Aalen à la variable indemnité mensuelle

Un modèle d'Aalen est appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi pour étudier l'effet de la variable indemnité mensuelle. Les mêmes tranches définies précédemment seront considérées avec comme tranche de référence l'indemnité 150€. Nous présentons dans un premier temps les p-values des différentes tranches d'indemnité considérées pour cette application sur la base du test des termes non paramétriques.

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 150€	3,74	0,000
200€-300€	3,55	0,004
350€-450€	3,58	0,001
500€-800€	3,91	0,001
850€-1500€	4,05	0,000

TABLE 4.3 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi

Les p-values associées aux différentes tranches d'indemnité confirment l'effet significatif de chaque tranche sur le taux de hasard par rapport à la tranche de référence de 150€. Pour observer l'effet de ces tranches au cours du temps, nous présentons, dans un second temps, les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés en commençant par les tranches [200€,300€] et [350€,450€].

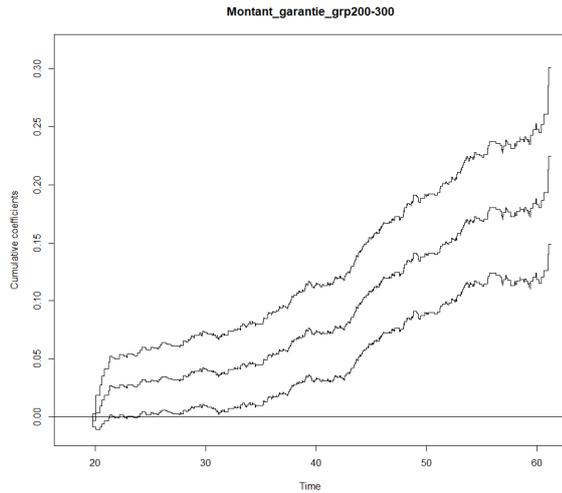


FIGURE 4.1 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 200€-300€ - Incidence en perte d'emploi

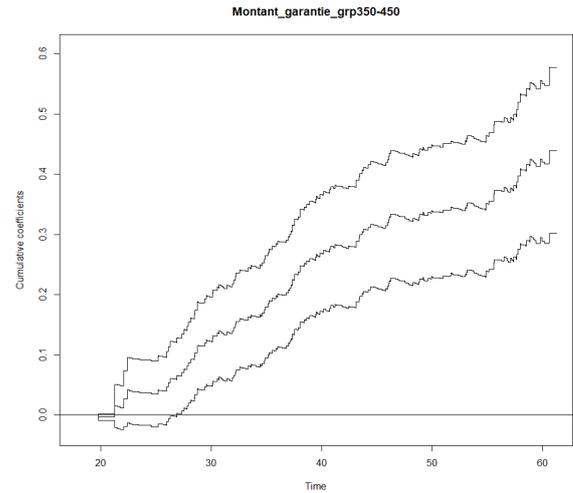


FIGURE 4.2 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 350€-450€ - Incidence en perte d'emploi

Pour la tranche $[200\text{€}, 300\text{€}]$, nous pouvons noter que la courbe croît quasi-linéairement jusqu'à 40 ans avant une légère augmentation de la pente à partir de 40 ans. Nous notons également une pente positive importante à 60 ans. Le taux de hasard croît de manière plus importante à partir de 40 ans. Ainsi, l'écart en termes d'incidence avec la tranche de référence est plus important à partir de 40 ans. En outre, en dehors des âges 18-20 ans, 0 ne fait pas partie de l'intervalle de confiance.

En ce qui concerne la tranche $[350\text{€}, 450\text{€}]$, nous retrouvons une courbe presque logarithmique. Nous pouvons noter que 0 sort de l'intervalle de confiance après 28 ans. Nous pouvons observer une pente assez importante entre 20 et 40 ans avant une diminution de la pente, qui reste positive, sur les âges les plus élevés. Nous pouvons ainsi noter une croissance du taux de hasard sur presque toutes les périodes mais de manière moins importante au cours du temps.

Nous présentons également les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés pour les tranches $[500\text{€}, 800\text{€}]$ et $[850\text{€}, 1500\text{€}]$.

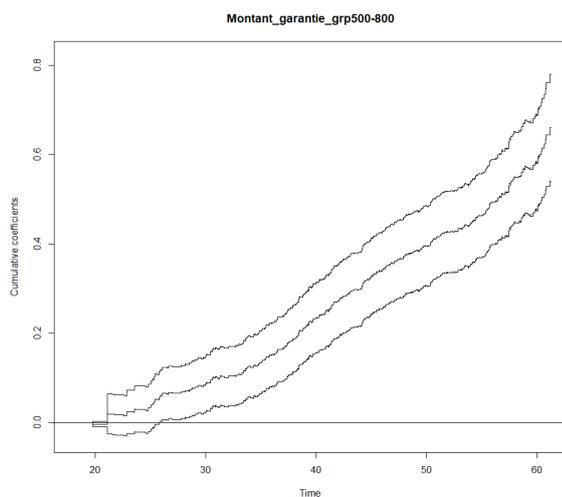


FIGURE 4.3 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 500€-800€ - Incidence en perte d'emploi

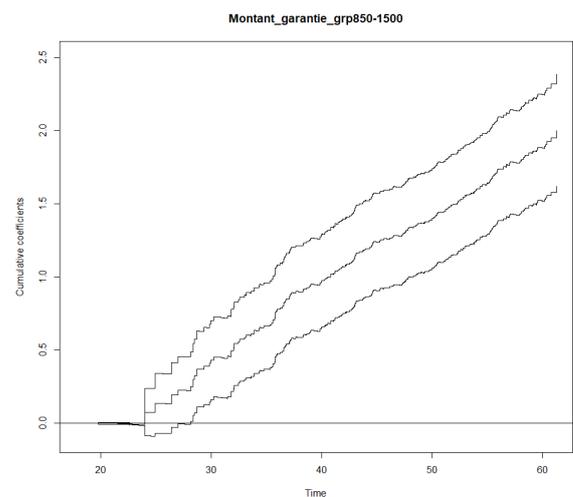


FIGURE 4.4 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 850€-1500€ - Incidence en perte d'emploi

Pour la tranche d'indemnité $[500\text{€}, 800\text{€}]$, 0 sort de l'intervalle de confiance à partir de 26 ans. La

courbe est relativement stable jusqu'à 25 ans avant une augmentation de la pente qui fait augmenter le taux de hasard. A partir de là, la courbe suit une trajectoire quasi-linéaire sur les âges étudiés. La pente la plus importante est observée sur les âges les plus élevés. Le taux de hasard augmente sur quasiment toute la période.

En ce qui concerne la tranche [850€,1500€], notons que 0 sort de l'intervalle de confiance à compter de 30 ans. La courbe augmente presque linéairement jusqu'à 35 ans puis nous notons une légère diminution de la pente à partir de 35 ans. Le taux de hasard croît ainsi sur toute la période mais de manière légèrement moins importante sur les âges les plus faibles.

4.3.2 Résultats pour l'entrée en arrêt de travail

Des modèles de Cox et d'Aalen sont également appliqués aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail.

Application du modèle de Cox à la variable sexe

Ici encore, la classe de référence sera le sexe féminin à qui sera comparé le sexe masculin. Nous obtenons ainsi le rapport suivant entre taux de hasard instantané Hommes et Femmes :

$$\frac{\text{Taux de hasard instantané Hommes}}{\text{Taux de hasard instantané Femmes}} = 0,8763$$

La p-value du modèle étant de 3,36%, cela permet d'affirmer qu'un écart significatif existe au niveau de l'entrée en arrêt de travail entre hommes et femmes. En outre, les p-values des tests du rapport de vraisemblance, de Wald et du Score sont toutes égales à 0,03. Sur la base de l'ordre de grandeur ci-dessus, une femme a plus tendance à entrer en arrêt de travail qu'un homme. En outre, l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée avec une p-value pour le test des résidus de Schoenfeld de 9,4%.

Application du modèle de Cox à la variable indemnité mensuelle

Nous considérons les mêmes tranches d'indemnité que celles étudiées sur la perte d'emploi. La répartition par tranche d'indemnité est présentée ci-dessous.

Tranche d'indemnité	Répartition
150€	49,6%
[200€,300€]	24%
[350€,450€]	7,3%
[500€,800€]	15,1%
[850€,1500€]	4,0%

TABLE 4.4 – Répartition sur l'exposition 2016-2018 des montants d'indemnité mensuelle - arrêt de travail

La classe de référence sera l'indemnité 150€. Les rapports entre taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'indemnité	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
[200€,300€]	1,772	$1,87 \times 10^{-11}$
[350€,450€]	1,921	$1,73 \times 10^{-8}$
[500€,800€]	2,297	$< 2 \times 10^{-16}$
[850€,1500€]	3,090	$< 2 \times 10^{-16}$

TABLE 4.5 – Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur l'entrée en arrêt de travail : modèle de Cox

Les p-values des différentes classes sont inférieures à 5%, ce qui nous permet de déduire un écart significatif entre les différentes tranches d'indemnité. De plus, les p-values des tests du rapport de vraisemblance, de Wald et du Score sont toutes inférieures à 2×10^{-16} ce qui permet de déduire que le montant de l'indemnité mensuelle a un impact significatif sur l'entrée en arrêt de travail. Sur la base des ordres de grandeur ci-dessus, l'entrée en arrêt de travail augmente avec le montant de l'indemnité (dans des proportions néanmoins moindres que la perte d'emploi).

En outre, l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée avec la p-value du test des résidus de Schoenfeld qui est égale à 5,3%.

Nous proposons, dans un second temps, une application du modèle d'Aalen aux taux bruts d'incidence en arrêt de travail avec comme variable explicative l'indemnité mensuelle.

Application du modèle d'Aalen à la variable indemnité mensuelle

Nous considérons comme variable explicative l'indemnité mensuelle et un modèle d'Aalen est appliqué aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail.

Nous présentons ci-dessous les résultats du test des termes non paramétriques

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 150€	3,92	0,001
200€-300€	3,86	0,002
350€-450€	3,01	0,027
500€-800€	3,60	0,004
850€-1500€	3,29	0,012

TABLE 4.6 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi

Nous pouvons déduire du tableau ci-dessus, sur la base des différentes p-values toutes inférieures à 5%, que les différentes tranches d'indemnité ont un effet significatif sur le taux de hasard par rapport à la tranche de référence de 150€.

Pour étudier l'effet des tranches d'indemnité au cours du temps par rapport à la tranche de référence, nous présentons les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés avec dans un premier temps les tranches [200€,300€] et [350€,450€].

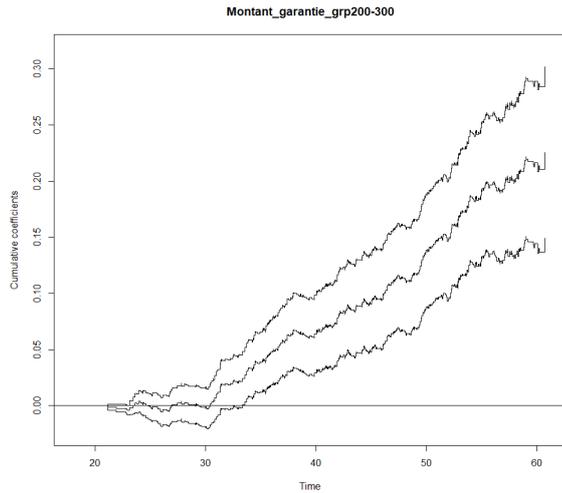


FIGURE 4.5 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 200€-300€ - Incidence en arrêt de travail

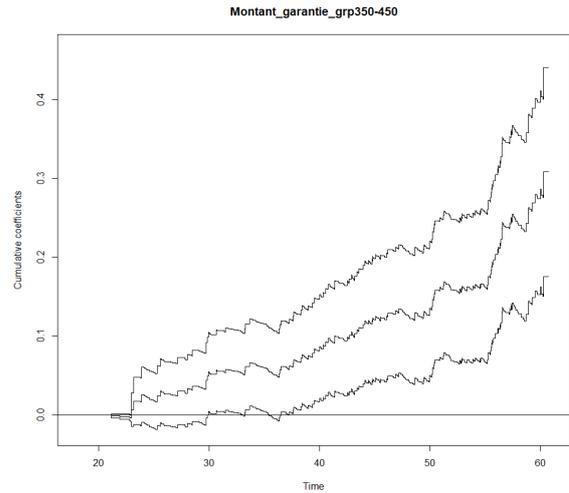


FIGURE 4.6 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 350€-450€ - Incidence en arrêt de travail

Au niveau de la tranche $[200€,300€]$, la courbe est constante jusqu'à 30 ans. La courbe croît à partir de 30 ans quasi-linéairement jusqu'à 61 ans. 0 sort de l'intervalle de confiance à compter de 34 ans jusqu'à la fin de l'observation

En ce qui concerne la tranche $[350€,450€]$, la courbe croît légèrement et relativement linéairement jusqu'à 50 ans avant un saut important observé à 55 ans qui fait croître la fonction de hasard. Ici, 0 est en dehors de l'intervalle de confiance à compter de 30 ans jusqu'à la fin de l'observation (en dehors de l'âge 38 ans).

Nous présentons également les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés pour les tranches $[500€,800€]$ et $[850€,1500€]$.

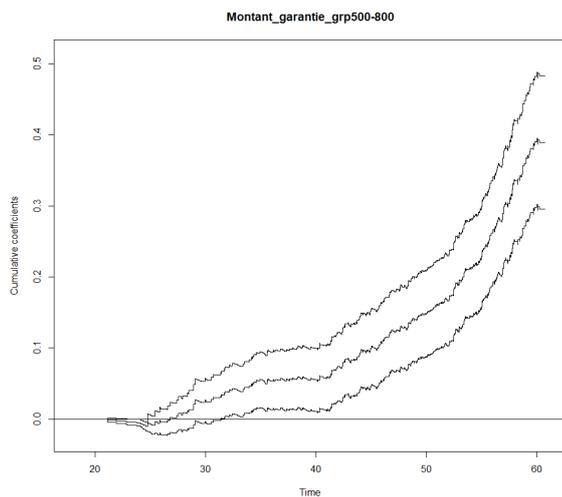


FIGURE 4.7 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 500€-800€ - Incidence en arrêt de travail

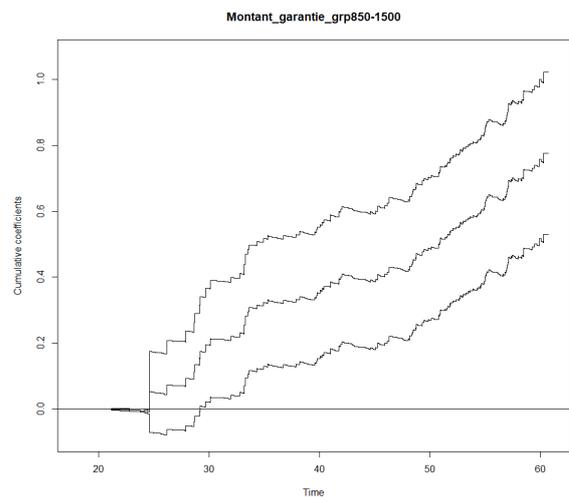


FIGURE 4.8 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 850€-1500€ - Incidence en arrêt de travail

Pour la tranche $[500€,800€]$, la courbe suit la trajectoire d'une courbe exponentielle. La courbe croît légèrement jusqu'à 40 ans avant une augmentation importante de la pente à 40 ans qui fait croître les taux de hasard. Ici, 0 sort des intervalles de confiance à 31 ans jusqu'à la fin de l'observation. Ainsi, le taux de hasard croît de manière plus importante sur les âges les plus élevés.

En ce qui concerne la tranche [850€,1500€], nous pouvons distinguer deux segments pour cette courbe. Un segment suivant une trajectoire logarithmique jusqu'à 40 ans puis un segment suivant une trajectoire linéaire (et une pente plus importante) jusqu'à la fin de l'observation. Ainsi, le taux de hasard est plus important sur les âges les plus élevés.

4.4 Etude des variables discriminantes pour les lois de maintien

Nous étudions ici l'effet des variables âge à la survenance et indemnité mensuelle sur la sortie de perte d'emploi puis d'arrêt de travail. Cela se fera dans un premier temps avec un modèle de Cox puis, dans un second temps, avec un modèle d'Aalen. Le modèle d'Aalen présente l'avantage d'observer l'effet des covariables sur les taux de hasard au cours du temps.

4.4.1 Résultats pour le maintien en perte d'emploi

Nous présentons pour la perte d'emploi les résultats obtenus avec les modèles de Cox et d'Aalen ainsi que les statistiques descriptives pour les variables explicatives indemnité mensuelle et âge à la survenance.

Etude de la significativité de la variable indemnité mensuelle

Nous présentons dans un premier temps la ventilation des durées en mois de maintien en perte d'emploi selon le montant de l'indemnité choisie.

Tranche d'indemnité	150€	[200€,300€]	[350€,450€]	[500€,800€]	[850€, 1500€]	Total
Nombre total incidences	431	396	183	592	359	1 961
Durée moyenne en mois	9,5	9,7	10,1	9,9	10,6	9,9
Proportion en %	22,0%	20,2%	9,3%	30,2%	18,3%	100%

TABLE 4.7 – Ventilation par tranche d'indemnité des incidences perte d'emploi

Nous pouvons noter que la tranche 150€ ne représente que 22% des sinistres perte d'emploi alors qu'elle représente 50% des expositions (sur la période 2016-2018). En outre, notons que 48,5% des sinistres sont pour des indemnités supérieures ou égales à 500€.

De plus, la durée de maintien en perte d'emploi, en dehors du passage de la tranche [350€,450€] à la tranche [500€,800€], a tendance à augmenter avec la tranche d'indemnité.

Un modèle de Cox est mis en application sur les taux bruts de sortie de perte d'emploi pour étudier l'effet de l'indemnité mensuelle sur la sortie de perte d'emploi. La classe de référence considérée pour le modèle de Cox est la tranche d'indemnité 150€. Les rapports entre les taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'indemnité	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
[200€,300€]	0,9069	39,028%
[350€,450€]	0,7160	3,169%
[500€,800€]	0,7494	0,697%
[850€,1500€]	0,5745	$1,86 \times 10^{-5}$

TABLE 4.8 – Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox

En dehors de la tranche [200€,300€], et sur la base d'un seuil de rejet de 5%, nous pouvons déduire du tableau ci-dessus qu'il existe une différence significative au niveau de la sortie de perte d'emploi pour les différentes tranches d'indemnité considérées et la tranche de référence 150€. En outre, sur la base des coefficients obtenus, la sortie de perte d'emploi est moins importante pour les tranches [350€,450€], [500€,800€] et [850€,1500€] que pour la tranche 150€. De plus, la p-value du test du rapport de vraisemblance est égale à 10^{-4} et les p-values du test de Wald et du Score sont égales à 2×10^{-4} ce qui permet de déduire que la variable montant de l'indemnité a un impact significatif sur la sortie de perte d'emploi. En outre, l'hypothèse des résidus de Schoenfeld n'est pas rejetée avec une p-value de 43%.

Nous proposons dans un second temps de mettre en place un modèle d'Aalen sur les taux bruts de sortie de perte d'emploi avec comme variable explicative l'indemnité mensuelle. Les tranches d'indemnité seront les mêmes que celles définies précédemment. La classe de référence sera l'indemnité 150€. Nous pourrions ainsi étudier pour les différentes tranches d'indemnité le test des termes non paramétriques et les fonctions de régression des coefficients cumulés.

Pour déterminer si les différentes tranches ont une influence sur la sortie de perte d'emploi, le test des termes non paramétriques associé au modèle d'Aalen avec comme variable explicative la tranche d'indemnité est présenté ci-dessous.

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 150€	13,00	0,000
200€-300€	1,55	0,800
350€-450€	2,65	0,131
500€-800€	3,04	0,050
850€-1500€	4,87	0,000

TABLE 4.9 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi

L'étude des p-values du tableau ci-dessus nous montre qu'il n'existe pas de différence significative entre les tranches [200€,300€] et [350€,450€] et la tranche 150€. Pour rappel, le modèle de Cox indiquait que la tranche [350€,450€] présentait un effet significatif. Il existe, néanmoins, une différence significative au niveau de la sortie de perte d'emploi entre les tranches [500€,800€] et [850€,1500€] d'un côté et la tranche 150€ de l'autre. Ainsi, sur la base d'un seuil de rejet à 5% et les résultats du test des termes non paramétriques, les tranches [500€,800€] et [850€,1500€] ont une influence significative sur le taux de hasard alors que les tranches [200€,300€] et [350€,450€] ne présentent pas d'effet significatif par rapport à la tranche 150€.

Pour compléter l'étude sur la significativité des différentes tranches, nous présentons les fonctions de régression des coefficients cumulés pour les différentes tranches d'indemnité. Dans un premier temps, les fonctions de régression des coefficients cumulés des tranches [200€,300€] et [350€,450€] par ancienneté en mois de la perte d'emploi sont présentées ci-dessous.

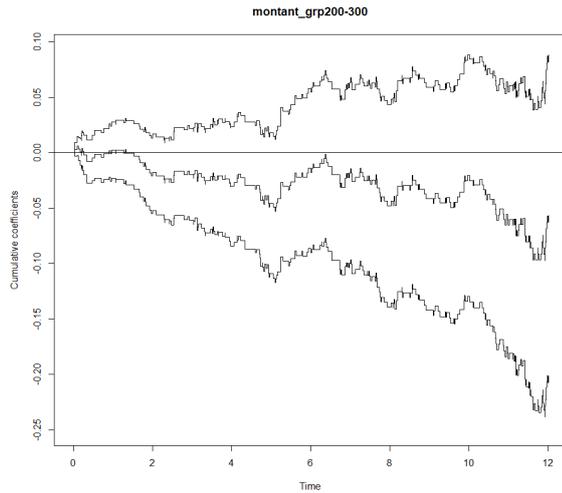


FIGURE 4.9 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [200€,300€] - Sortie de perte d'emploi

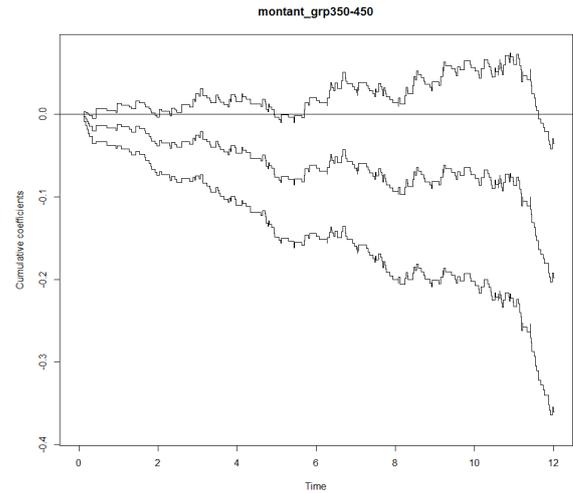


FIGURE 4.10 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [350€,450€] - Sortie de perte d'emploi

Au niveau de la tranche [200€,300€], nous notons que la courbe est relativement constante (très légère baisse) jusqu'à 5 mois avant un saut jusqu'à 6 mois. La pente, en valeur absolue, est la plus élevée à partir de 10 mois faisant baisser le taux de hasard. En outre, 0 fait partie, tout au long de l'observation, des intervalles de confiance confirmant ainsi l'absence de significativité de cette tranche.

En ce qui concerne la tranche [350€,450€], nous remarquons que la courbe est quasi-constante jusqu'à 4 mois avant deux baisses et un saut entre 4 et 8 mois avec des pentes assez similaires en valeur absolue. Par la suite, la courbe est constante entre 8 et 11 mois. La baisse la plus importante de la courbe est à noter à partir de 11 mois. Celle-ci se poursuit jusqu'à quasiment 12 mois. Ainsi, c'est entre 11 et 12 mois que la pente, en valeur absolue, est la plus importante et fait donc diminuer le plus le taux de hasard. L'écart en termes de sortie de perte d'emploi avec la tranche de référence se situe principalement au niveau des anciennetés les plus élevées. En outre, il est à noter que 0 sort des intervalles de confiance entre 5 et 6 mois puis à partir de 11 mois et cela jusqu'à 12 mois.

Les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés pour les tranches d'indemnité [500€,800€] et [850€,1500€] sont présentées ci-dessous.

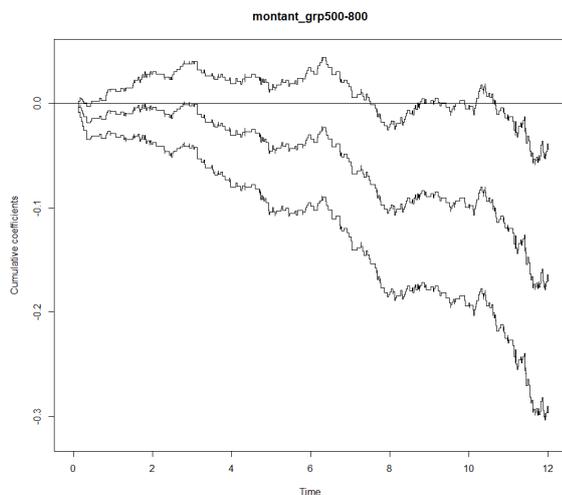


FIGURE 4.11 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [500€,800€] - Sortie de perte d'emploi

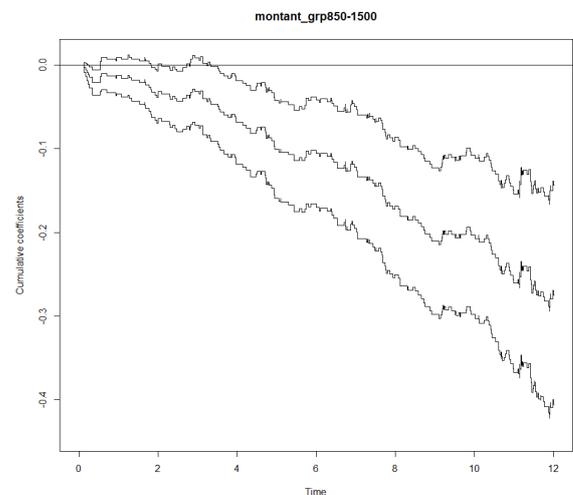


FIGURE 4.12 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [850€,1500€] - Sortie de perte d'emploi

Pour la tranche [500€,800€], la courbe est presque constante jusqu'à 3 mois avant une légère baisse de la courbe faisant diminuer le taux de hasard jusqu'à 5 mois suivie d'un saut jusqu'à 6 mois. La pente, en valeur absolue, est la plus élevée autour de 6 mois et de 10 mois faisant baisser le taux de hasard. 0 sort des intervalles de confiance entre 7 et 9 mois puis à partir de 11 mois jusqu'à la fin de l'observation.

En ce qui concerne la tranche [850€,1500€], la courbe est presque linéaire en passant par l'origine. Ce résultat illustre l'absence de l'effet (ou l'effet très minime à la vue de certains sauts observés) du temps pour cette tranche d'indemnité. En outre, notons qu'entre 4 et 12 mois, 0 ne fait plus partie des intervalles de confiance.

Nous pouvons également comparer, par tranche d'indemnité, les fonctions de survie $S(t)$ en perte d'emploi obtenues avec le modèle d'Aalen.

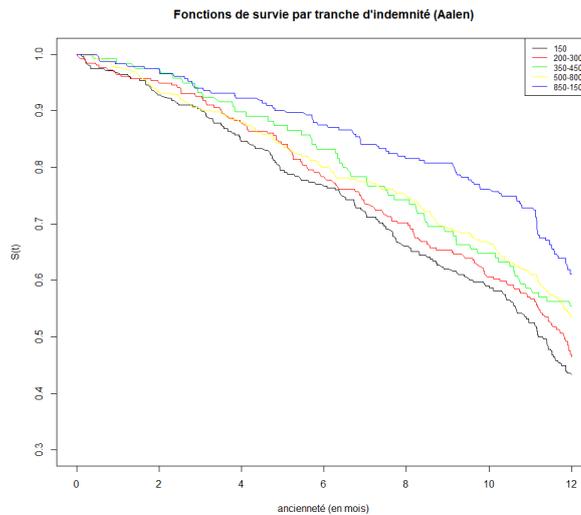


FIGURE 4.13 – Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'indemnité perte d'emploi

Les fonctions de survie obtenues avec le modèle d'Aalen confirment le fait que plus le montant de l'indemnité est élevé, plus les assurés ont tendance à se maintenir en perte d'emploi, particulièrement pour les tranches d'indemnité les plus élevées.

Finalement, au regard des résultats obtenus avec les modèles de Cox et d'Aalen, nous pouvons penser que le maintien en perte d'emploi a tendance à augmenter avec les tranches d'indemnité (en dehors de la tranche [200€,300€] ou l'écart n'était pas significatif avec les deux modèles). Par la suite, nous proposerons de construire des lois de maintien en perte d'emploi par tranche d'indemnité pour illustrer ce résultat.

Etude de la significativité de la variable âge à la survenance

La ventilation des durées de maintien en perte d'emploi selon les tranches d'âge à la survenance est présentée ci-dessous.

Tranche d'âge à la survenance	[18,31]	[32,40]	[41,50]	[51,61]	Total
Nombre total incidences	273	470	614	605	1 961
Durée moyenne de la perte d'emploi en mois	9,7	10,1	9,8	9,9	9,9

TABLE 4.10 – Ventilation par tranche d'âge à la survenance des incidences perte d'emploi sur 2016-2020

Les durées de maintien en mois sont relativement proches selon les tranches d'âge à la survenance.

Nous appliquons un modèle de Cox aux taux bruts de sortie de perte d'emploi afin de mesurer l'effet de l'âge à la survenance sur la sortie de perte d'emploi. La classe de référence considérée pour le modèle de Cox est la tranche d'âge 18-31 ans. Les rapports entre les taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'âge	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
32-40 ans	0,7883	6,34%
41-50 ans	0,8616	21,67%
51-61 ans	0,7924	5,72%

TABLE 4.11 – Impact de l'âge à la survenance sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox

Sur la base d'un seuil de rejet de 5%, nous pouvons déduire qu'il n'existe pas une différence significative au niveau de la sortie de perte d'emploi entre les tranches d'âge considérées et la tranche d'âge de référence. Les p-values du test du rapport de vraisemblance, de Wald et du Score sont toutes égales à 0,2 ce qui permet de déduire que la variable âge à la survenance n'a pas d'impact significatif sur la sortie de l'arrêt de travail. De plus, l'hypothèse des hasards proportionnels n'est pas rejetée avec la p-value du test des résidus de Schoenfeld qui est égale à 82%.

Par la suite, un modèle d'Aalen est appliqué en considérant comme variable explicative l'âge à la survenance. Nous considérons les mêmes tranches d'âge que celles définies précédemment soit 18-31 ans, 32-40 ans, 41-50 ans et 51-61 ans. La classe de référence sera la tranche 18-31 ans.

Le test des termes non paramétriques est présenté ci-dessous.

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 18-31 ans	9,98	0,000
32-40 ans	2,06	0,397
41-50 ans	1,73	0,665
51-61 ans	2,32	0,273

TABLE 4.12 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué à l'âge à la survenance - perte d'emploi

Les résultats obtenus ci-dessus confirment, sur la base d'un seuil de rejet de 5%, l'absence de significativité sur les taux de hasard des différentes tranches d'âge à la survenance considérées.

Par la suite, nous observons les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés par ancienneté de la perte d'emploi pour les tranches 32-40 ans et 41-50 ans.

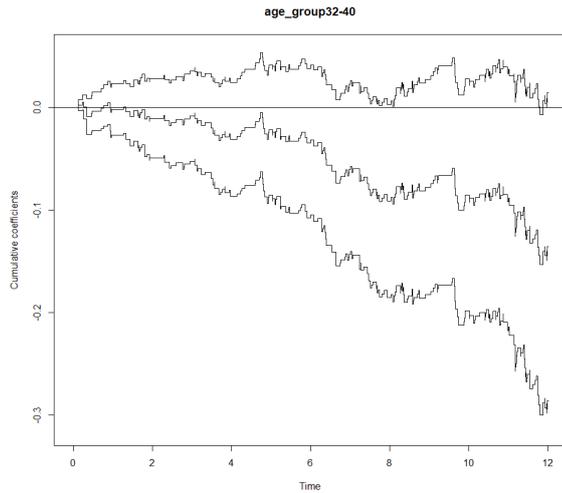


FIGURE 4.14 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 32-40 ans - Sortie de perte d'emploi

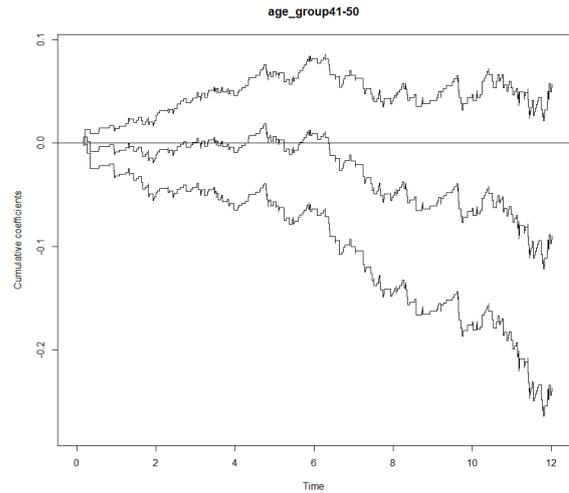


FIGURE 4.15 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 41-50 ans - Sortie de perte d'emploi

Pour les deux courbes, nous notons qu'à tout instant, 0 fait partie des intervalles de confiance (en dehors de quelques points aux anciennetés les plus élevées pour la tranche 32-40 ans).

Pour la tranche 32-40 ans, la courbe est presque constante jusqu'à 6 mois avant une pente négative jusqu'à 8 mois qui fait diminuer le taux de hasard. Un saut est à noter entre 8 et 10 mois avant une nouvelle pente négative faisant diminuer encore plus le taux de hasard. Les différentes pentes en valeur absolue sont assez faibles et la courbe est presque linéaire. L'effet du temps semble minime pour cette tranche d'indemnité.

En ce qui concerne la tranche 41-50 ans, et en dehors de quelques sauts, la courbe est relativement constante jusqu'à 6 mois avant une baisse très légère et quasi-linéaire jusqu'à la fin de l'observation. Cette courbe illustre l'absence de significativité et l'effet très minime du temps sur cette tranche d'âge.

La courbe de la fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche 51-61 ans est présentée ci-dessous.

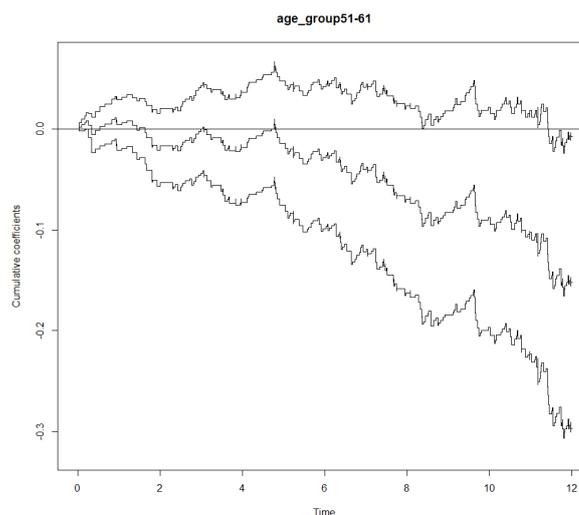


FIGURE 4.16 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 51-61 ans - Sortie de perte d'emploi

Pour la tranche 51-61 ans, nous notons deux sauts mineurs à 3 et 5 mois qui font augmenter

légèrement le taux de hasard. A partir de 5 mois, nous observons des pentes négatives faisant diminuer le taux de hasard jusqu'à 9 mois avant une pente positive jusqu'à 10 mois. Enfin, une pente négative importante en valeur absolue est à noter à $t = 11$ mois. 0 sort des intervalles de confiance à partir de 11 mois jusqu'à 12 mois. Le taux de hasard est ici légèrement plus important sur les anciennetés les plus élevées.

Egalement, nous présentons les fonctions de survie $S(t)$ en perte d'emploi par tranche d'âge.

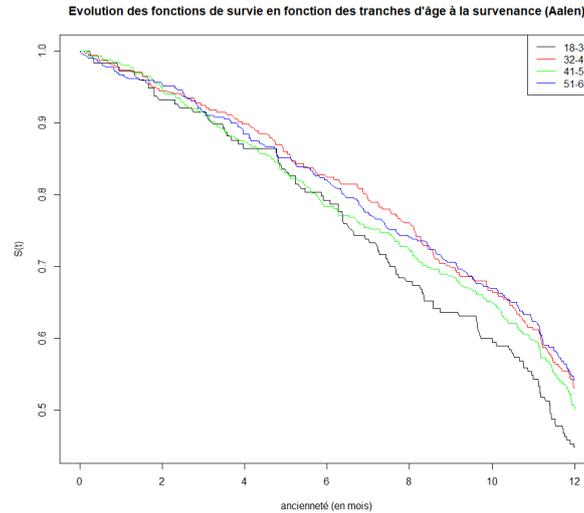


FIGURE 4.17 – Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'âge à la survenance perte d'emploi

En étudiant les fonctions de survie, nous remarquons que la tranche 18-31 ans est celle qui se maintient le moins en perte d'emploi. En ce qui concerne les autres tranches d'âge, il n'existe pas d'écart important au niveau du maintien en perte d'emploi.

Finalement, sur la base des résultats des modèles de Cox et d'Aalen, il ne semble pas y avoir de différence significative entre les différentes tranches d'âge à la survenance au niveau de la sortie de perte d'emploi.

4.4.2 Résultats pour le maintien en arrêt de travail

Comme pour la perte d'emploi, nous présentons les résultats des modèles de Cox et d'Aalen ainsi que les statistiques descriptives pour les variables explicatives indemnité mensuelle et âge à la survenance sur la garantie arrêt de travail.

Etude de la significativité de la variable montant de l'indemnité

Le tableau ci-dessous présente la ventilation des durées en mois de maintien en arrêt de travail selon le montant de l'indemnité choisie.

Tranche d'indemnité	150€	[200€,300€]	[350€,450€]	[500€,800€]	[850€, 1500€]	Total
Nombre total incidences	589	482	217	535	187	2 010
Durée moyenne en mois	8,2	7,8	8,0	7,9	7,4	7,9
Proportion en %	29,3%	24,0%	10,8%	26,6%	9,3%	100%

TABLE 4.13 – Ventilation par tranche d'indemnité des incidences arrêt de travail

Contrairement à la perte d'emploi, le maintien en arrêt de travail ne semble pas augmenter avec le montant de l'indemnité et c'est même la tranche d'indemnité la moins élevée qui se maintient le plus en arrêt de travail.

En comparant les proportions de sinistres arrêt de travail à celles de la perte d'emploi, nous pouvons observer que sur la garantie arrêt de travail, il y a plus de sinistres sur la tranche 150€ et moins de sinistres sur la tranche [850€,1500€]. Néanmoins, sur les tranches d'indemnité élevées, la part de sinistres reste plus importante que la part d'exposition.

Par la suite, nous appliquons un modèle de Cox aux taux bruts de sortie d'arrêt de travail pour étudier l'effet de l'indemnité mensuelle sur la sortie de l'arrêt de travail. La classe de référence considérée pour le modèle de Cox est la tranche d'indemnité 150€. Les rapports entre les taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'indemnité	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
[200€,300€]	1,12252	19,9%
[350€,450€]	1,08089	50,4%
[500€,800€]	1,12681	17,2%
[850€,1500€]	1,16336	21,7%

TABLE 4.14 – Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur la sortie d'arrêt de travail : modèle de Cox

Sur la base d'un seuil de rejet de 5%, nous pouvons déduire du tableau ci-dessus qu'il n'existe pas de différence significative au niveau de la sortie d'arrêt de travail entre les différentes tranches d'indemnité considérées et la tranche de référence de 150€. De plus, les p-values des tests du rapport de vraisemblance, de Wald et du Score sont de 0,6 ce qui permet de déduire que la variable montant de l'indemnité mensuelle n'a pas d'impact significatif sur la sortie d'arrêt de travail. En outre, la p-value du test des résidus de Schoenfeld est de 44% ce qui permet de ne pas rejeter l'hypothèse des hasards proportionnels.

Nous proposons, dans un second temps, d'appliquer un modèle d'Aalen à la variable indemnité mensuelle. Les mêmes tranches d'indemnité que celles étudiées via un modèle de Cox seront considérées et la classe de référence sera la tranche d'indemnité 150€.

Le test des termes non paramétriques est présenté ci-dessous.

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 150€	15,60	0,000
200€-300€	2,39	0,262
350€-450€	1,62	0,775
500€-800€	1,96	0,539
850€-1500€	2,55	0,182

TABLE 4.15 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - arrêt de travail

Les p-values obtenues via le test des termes non paramétriques sont toutes strictement supérieures à 5% confirmant l'absence de significativité entre les différentes tranches d'indemnité considérées.

Nous pouvons observer, par la suite, les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés pour les tranches d'indemnité [200€,300€] et [350€,450€].

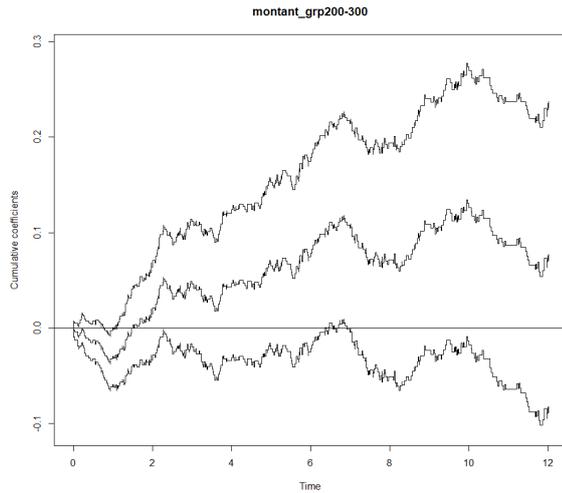


FIGURE 4.18 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [200€,300€] - Sortie d'arrêt de travail

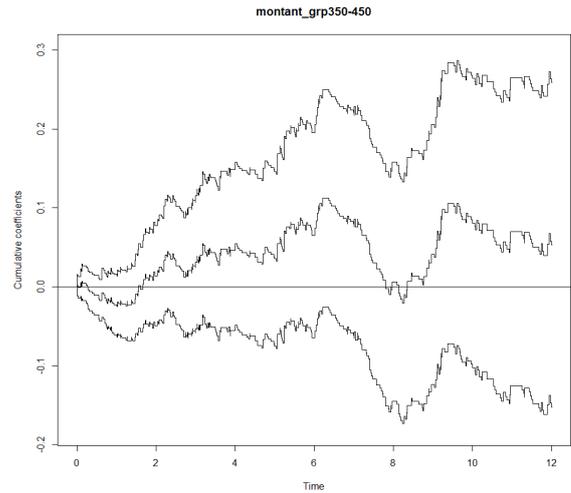


FIGURE 4.19 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [350€,450€] - Sortie d'arrêt de travail

Nous pouvons remarquer, pour les deux courbes, que 0 ne sort à aucun moment des intervalles de confiance (en dehors de quelques points pour les deux tranches).

Pour la tranche d'indemnité [200€,300€], la courbe croît quasi-linéairement jusqu'à 6 mois. 2 baisses et un saut avec des pentes en valeur absolue assez similaires sont observés entre 6 et 12 mois.

En ce qui concerne la tranche [350€,450€], nous notons que la courbe croît linéairement jusqu'à 6 mois. Une pente négative assez importante faisant diminuer le taux de hasard est notée entre 6 et 8 mois suivie d'une augmentation entre 8 et 10 mois avec une pente similaire en valeur absolue.

Nous pouvons également observer les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés pour les tranches d'indemnité [500€,800€] et [850€,1500€].

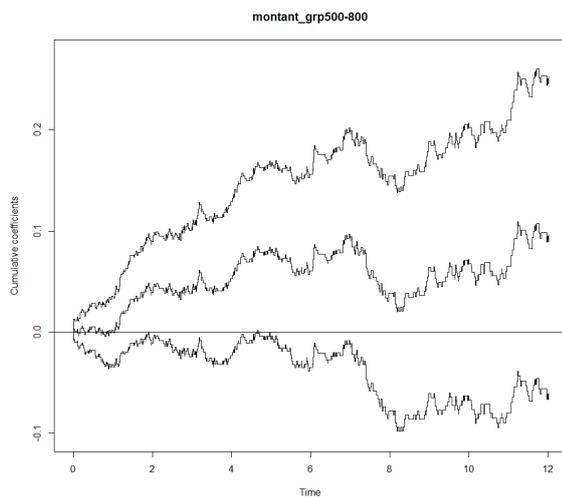


FIGURE 4.20 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [500€,800€] ans - Sortie d'arrêt de travail

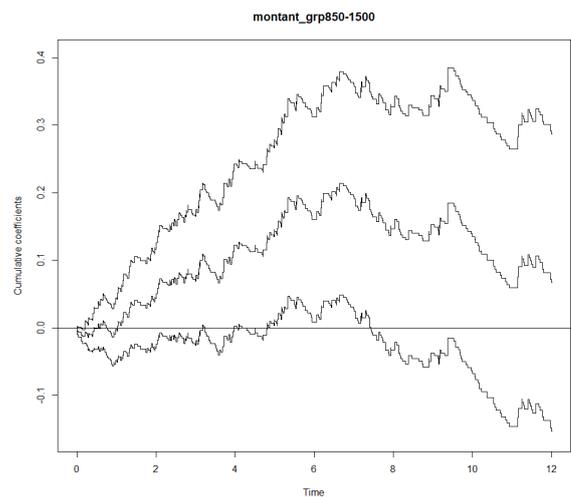


FIGURE 4.21 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [850€,1500€] - Sortie d'arrêt de travail

Pour la tranche [500€,800€], nous notons une hausse quasi-linéaire jusqu'à 7 mois avec une pente assez faible suivie d'une pente négative plus importante faisant diminuer le taux de hasard entre 7 et 8 mois. Par la suite, la fonction de hasard reprend une augmentation modérée et relativement linéaire jusqu'à 12 mois. En outre, 0 fait partie à tout moment des intervalles de confiance confirmant l'absence

de significativité.

En ce qui concerne la tranche [850€,1500€], nous notons, dans un premier temps, une courbe qui croît jusqu'à 7 mois de manière presque linéaire. Une pente négative importante faisant diminuer le taux de hasard est notée entre 10 et 11 mois. 0 sort des intervalles de confiance entre 5 mois et 7 mois.

Enfin, nous pouvons également obtenir les fonctions de survie $S(t)$ en arrêt de travail par tranche d'indemnité.

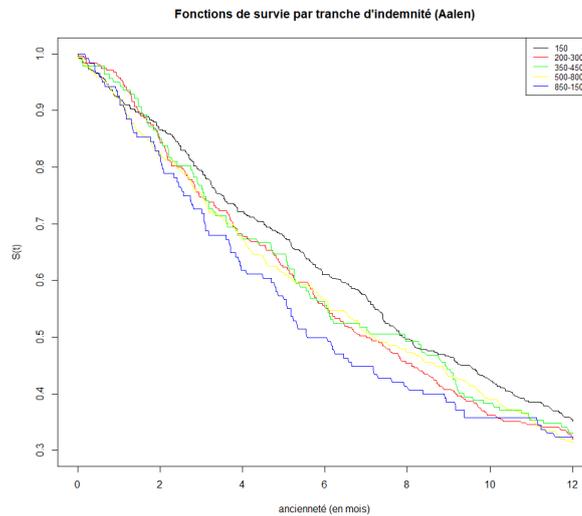


FIGURE 4.22 – Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'indemnité arrêt de travail

Nous pouvons remarquer, sur la base des fonctions de survie obtenues, que la tranche 150€ est celle qui se maintient le plus en arrêt de travail. En ce qui concerne les autres tranches, il n'existe pas d'écart significatif au niveau du maintien en arrêt de travail.

A la vue des résultats obtenus avec les modèles de Cox et d'Aalen, il apparaît qu'il n'existe pas d'écart significatif entre les différentes tranches d'indemnité au niveau du maintien en arrêt de travail. Pour mettre en exergue ce résultat, des lois de maintien en arrêt de travail par tranche d'indemnité seront construites.

Etude de la significativité de la variable âge à la survenance

Le tableau ci-dessous présente, par tranche d'âge à la survenance, les durées de maintien en arrêt de travail.

Tranche d'âge à la survenance	[18,31]	[32,40]	[41,50]	[51,61]	Total
Nombre total incidences	216	334	665	795	2 010
Durée moyenne de l'arrêt de travail en mois	6,8	7,6	8,1	8,2	7,9

TABLE 4.16 – Ventilation par tranche d'âge à la survenance des incidences arrêt de travail

Les durées de maintien en arrêt de travail augmentent avec les âges à la survenance avec un écart de 1,4 mois entre la tranche [18,31] et la tranche [51,61].

Par la suite, un modèle de Cox sur les taux bruts de sortie de l'arrêt de travail est appliqué dans le but de mesurer l'effet des tranches d'âge à la survenance sur la sortie de l'arrêt de travail. La classe de référence considérée pour le modèle de Cox est la tranche d'âge 18-31 ans. Les rapports entre les taux de hasard instantané des différentes classes et celui de la classe de référence ainsi que les p-values respectives sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tranche d'âge	Rapport entre taux de hasard instantané	p-value
32-40 ans	0,8041	6,17%
41-50 ans	0,6353	$1,87 \times 10^{-5}$
51-61 ans	0,6004	$9,07 \times 10^{-7}$

TABLE 4.17 – Impact de l'âge à la survenance sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox

Sur la base des résultats en sortie du modèle de Cox, nous pouvons déduire qu'il existe une différence significative au niveau des sorties de l'arrêt de travail entre les tranches d'âge 41-50 ans et 51-61 ans et la tranche d'âge de référence 18-31 ans. Néanmoins, sur la base d'un seuil de rejet de 5%, il n'existe pas de différence significative entre la tranche 32-40 ans et la tranche de référence 18-31 ans. Ainsi, il semble que la sortie de l'arrêt de travail a tendance à diminuer avec l'âge à la survenance. En outre, la p-value du test du rapport de vraisemblance est de 3×10^{-6} et les p-values des test de Wald et du Score sont de 10^{-6} , permettant de déduire que la variable âge à la survenance a un impact significatif sur la sortie de l'arrêt de travail. De plus, le test des résidus de Schoenfeld présente une p-value de 96% ce qui permet de ne pas rejeter l'hypothèse des hasards proportionnels.

Dans un second temps, nous appliquons un modèle d'Aalen aux taux bruts de sortie de l'arrêt de travail en considérant comme variable explicative l'âge à la survenance. Nous considérons les mêmes tranches d'âge que celles définies précédemment, soit 18-31 ans, 32-40 ans, 41-50 ans et 51-61 ans. La classe de référence sera la tranche 18-31 ans.

Le test des termes non paramétriques est présenté ci-dessous.

Tranche d'indemnité	$Sup(\frac{B(t)}{se(B(t))})$	p-value
Constante : 18-31 ans	10,70	0,000
32-40 ans	2,37	0,262
41-50 ans	3,78	0,007
51-61 ans	4,20	0,000

TABLE 4.18 – Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué à l'âge à la survenance - arrêt de travail

Les résultats obtenus confirment l'existence d'une différence significative au niveau de la sortie d'arrêt de travail pour les tranches 41-50 ans et 51-61 ans. Néanmoins, sur la base des p-values obtenues et un seuil de rejet de 5%, il ne semble pas y avoir de différence significative entre la tranche 18-31 ans et la tranche 32-40 ans. Ainsi, sur la base d'un seuil de rejet à 5%, les tranches d'âge 41-50 ans et 51-61 ans ont une influence sur le taux de hasard en comparaison à la tranche 18-31 ans.

Les courbes des fonctions de régression des coefficients cumulés par ancienneté en mois de l'arrêt de travail pour les tranches 32-40 ans et 41-50 ans sont présentées ci-dessous.

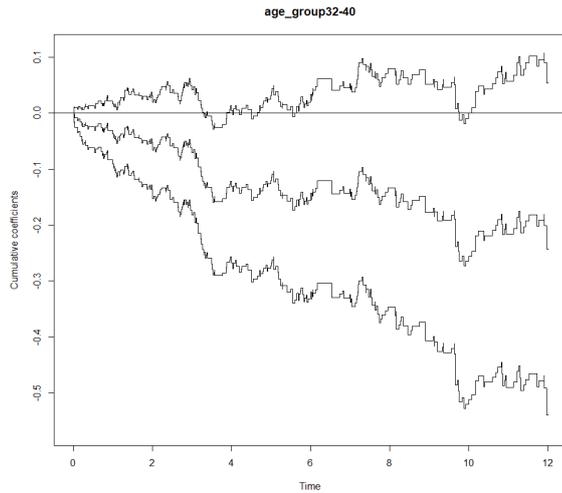


FIGURE 4.23 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 32-40 ans - Sortie d'arrêt de travail

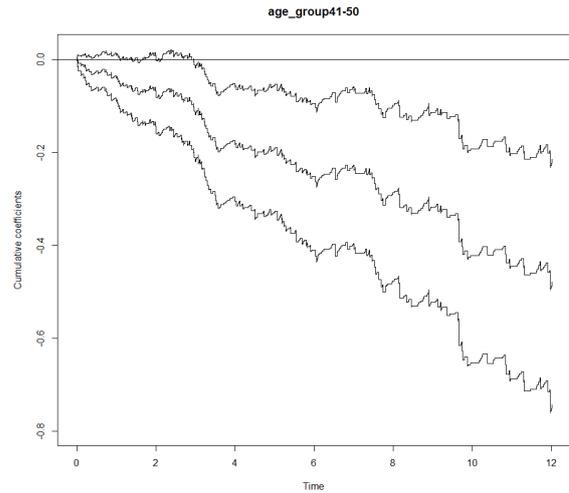


FIGURE 4.24 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 41-50 ans - Sortie d'arrêt de travail

Pour la tranche 32-40 ans, la courbe est relativement constante jusqu'à 3 mois. Nous notons deux pentes négatives à $t = 4$ mois et juste avant $t = 10$ mois. Ces deux éléments font diminuer le taux de hasard. Ici, 0 appartient à l'intervalle de confiance à quasiment tous les instants (en dehors de certains points à 4 et 10 mois d'ancienneté).

Pour la tranche d'âge 41-50 ans, une pente négative est notée entre 3 et 4 mois. En dehors de cela, la courbe est presque linéaire confirmant l'effet minime du temps pour cette tranche d'âge. A partir de 3 mois, 0 sort de l'intervalle de confiance pour ne plus y rentrer.

La courbe de la fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche 51-61 ans est présentée ci-dessous.

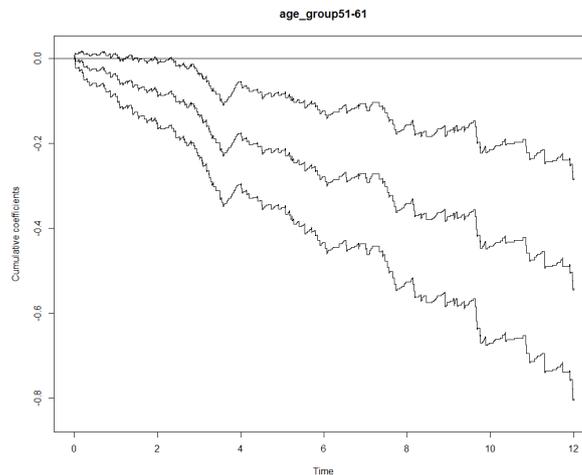


FIGURE 4.25 – Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 51-61 ans - Sortie d'arrêt de travail

Ici encore, 0 sort de l'intervalle de confiance à partir de l'ancienneté 3 mois. Comme pour la tranche 41-50 ans, une pente négative est notée entre 3 et 4 mois. En dehors de celle-ci, la courbe est relativement linéaire et le temps ne semble pas avoir d'effet pour cette tranche.

Nous pouvons également observer les fonctions de survie $S(t)$ pour les différentes tranches d'âge considérées.

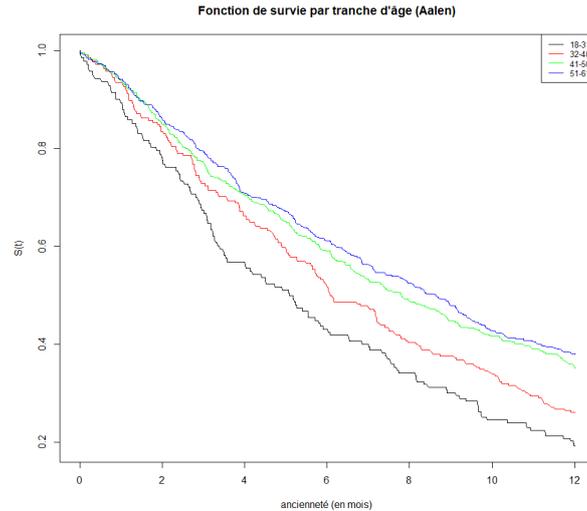


FIGURE 4.26 – Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'âge arrêt de travail

Les fonctions de survie obtenues avec le modèle d'Aalen confirment le résultat ci-dessus, qui est que plus les assurés sont jeunes et moins ils ont tendance à se maintenir en arrêt de travail.

Finalement, nous pouvons retenir des résultats des modèles de Cox et d'Aalen que le maintien en perte d'emploi augmente avec le montant de l'indemnité mensuelle, particulièrement pour les indemnités les plus élevées. En ce qui concerne le maintien en arrêt de travail, celui-ci augmente avec l'âge à la survenance.

4.4.3 Conclusion sur le paragraphe

Au regard des résultats obtenus avec le modèle de Cox et le modèle d'Aalen sur les lois d'incidence et de sortie, il apparaît utile d'intégrer certaines variables discriminantes dans les lois d'expérience. Nous avons notamment pu voir que la variable montant de l'indemnité mensuelle présentait un impact significatif pour les lois d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail. Cette variable a également un effet significatif sur le maintien en perte d'emploi tandis que l'âge à la survenance présente un effet significatif sur le maintien en arrêt de travail. Ainsi, nous allons construire :

- Des lois d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail par tranche d'indemnité.
- Des lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail par tranche d'indemnité. Sur la base des modèles d'Aalen et de Cox, la variable montant de l'indemnité ne présentait pas d'impact significatif sur la sortie d'arrêt de travail. Nous présenterons néanmoins des lois de maintien en arrêt de travail par tranche d'indemnité pour mettre en exergue ce résultat.
- Des lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail par tranche d'âge à la survenance. Comme pour l'indemnité mensuelle pour la sortie de l'arrêt de travail, sur la base des résultats des modèles d'Aalen et de Cox, l'âge à la survenance ne présentait pas d'impact significatif sur la sortie de perte d'emploi. Une loi de maintien en perte d'emploi par tranche d'âge à la survenance sera construite pour mettre en exergue ce résultat.

4.5 Lois d'expérience intégrant les variables discriminantes

Dans ce paragraphe, l'objectif sera d'intégrer les variables discriminantes vues précédemment dans des lois d'expérience. Ainsi, des lois d'incidence par âge et tranche d'indemnité seront construites. De plus, nous pourrons également construire des lois de maintien par tranche d'indemnité dans un premier temps puis par tranche d'âge à la survenance dans un second temps.

En premier lieu, nous proposons d'intégrer la variable montant de l'indemnité mensuelle aux lois d'incidence. En outre, au regard de la répartition des montants d'indemnité sur les périodes de construction considérées (2016-2018 pour l'incidence et 2016-2020 pour le maintien), il s'est avéré que nous manquions de volumétrie et de robustesse pour construire des lois par montant d'indemnité, d'où le choix de considérer des tranches d'indemnité.

4.5.1 Lois d'incidence par tranche d'indemnité

Les modèles de Cox appliqués aux taux d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail ont montré l'effet significatif de la variable indemnité et que l'incidence (en particulier pour la perte d'emploi) avait tendance à augmenter avec le montant de l'indemnité. Nous construisons ainsi des lois d'incidence par âge et par tranche d'indemnité afin de, potentiellement, mettre en place une tarification par âge atteint et par montant de l'indemnité.

Comme en chapitre 3, il s'agira d'estimer les taux bruts avec Kaplan-Meier puis de les lisser avec Whittaker-Henderson.

Lois d'entrée en perte d'emploi par âge et par tranche d'indemnité

La méthode de Kaplan-Meier nous permet d'obtenir l'estimation suivante des taux bruts d'entrée en perte d'emploi par âge et par tranche d'indemnité. La correspondance des tranches d'indemnité sur les graphiques présentés ci-dessous est la suivante :

Correspondance sur l'axe	Tranche d'indemnité
1	150€
2	[200€,300€]
3	[350€,450€]
4	[500€,800€]
5	[850€,1500€]

TABLE 4.19 – Correspondances des montants d'indemnité

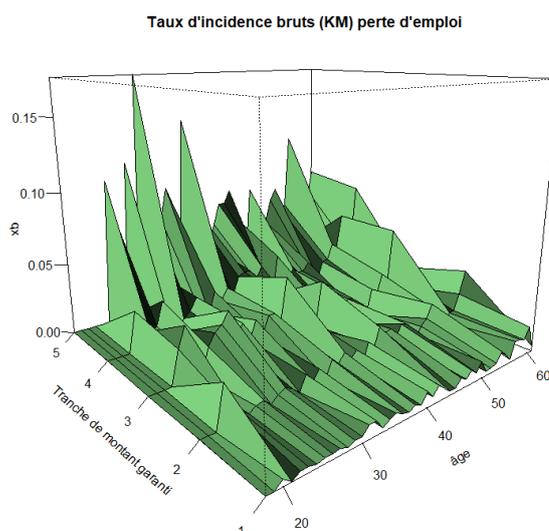


FIGURE 4.27 – Taux bruts Kaplan-Meier d'entrée en perte d'emploi par âge et par indemnité

Nous pouvons remarquer sur le graphique ci-dessus que les taux bruts d'incidence en perte d'emploi augmentent avec la tranche de montant d'indemnité.

Il s'agira, ensuite, de lisser ces taux bruts. Comme en chapitre 3, cela se fera avec la méthode de Whittaker-Henderson. Les paramètres retenus pour le lissage sont les suivants :

- $z = 2$ pour l'âge et les tranches d'indemnité.
- $h = 30\ 000$ pour l'âge et les tranches d'indemnité.
- $w_{x,y}$: exposition à l'âge x et pour la tranche d'indemnité $y, y \in [1, 5]$.

Les taux lissés obtenus avec la méthode de Whittaker-Henderson peuvent être observés sur le graphique ci-dessous.

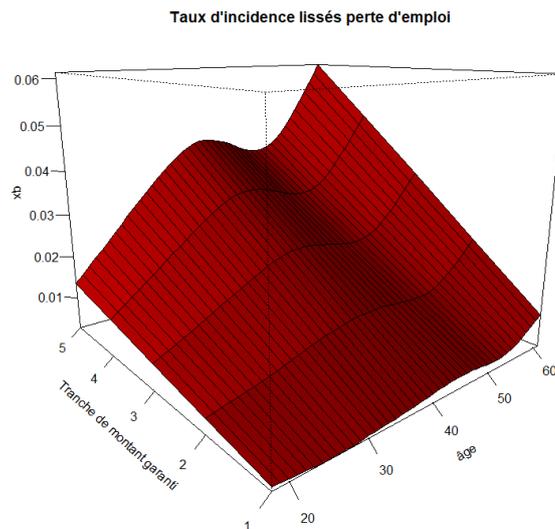


FIGURE 4.28 – Taux lissés d'entrée en perte d'emploi par âge et par tranche d'indemnité

Nous pouvons également observer ces mêmes taux lissés ainsi que les taux de la loi mixte sur un graphique en deux dimensions.

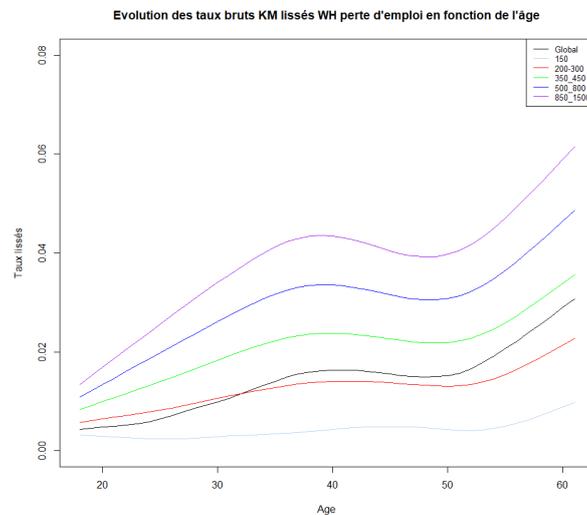


FIGURE 4.29 – Taux lissés d'entrée en perte d'emploi par âge et par indemnité en 2 dimensions

Nous pouvons noter que les taux d'incidence en perte d'emploi augmentent drastiquement avec les tranches d'indemnité mensuelle. Les taux d'incidence sur la tranche [850€,1500€] sont jusqu'à 10 fois supérieurs aux taux sur la tranche 150€. Ces résultats corroborent le résultat obtenu avec le modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi. Nous retrouvons également au niveau des courbes par tranche d'indemnité (notamment pour les montants d'indemnité les plus élevés) la forme de la courbe obtenue au global avec un premier pic à 40 ans, un creux autour de 50 ans puis des taux qui augmentent jusqu'à 61 ans.

Lois d'entrée en arrêt de travail et par tranche d'indemnité

Le même processus effectué pour la perte d'emploi est réalisé au niveau de l'arrêt de travail. Nous estimons, dans un premier temps, les taux bruts d'entrée en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité avec la méthode de Kaplan-Meier. Les résultats obtenus sont les suivants :

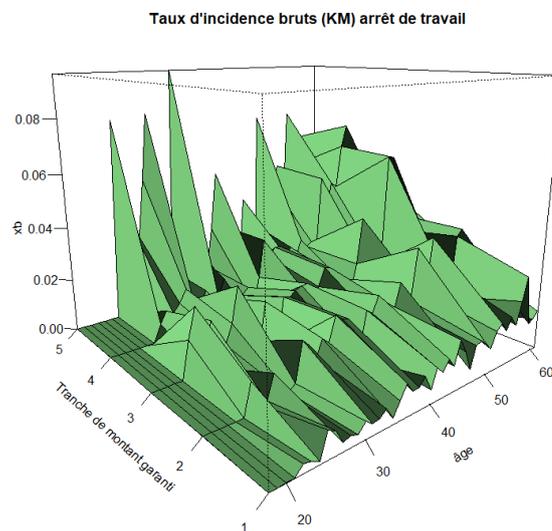


FIGURE 4.30 – Taux bruts d'entrée en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité

Comme pour la perte d'emploi, les taux bruts d'entrée en arrêt de travail augmentent avec le montant de l'indemnité mensuelle mais les écarts par tranche d'indemnité sont moins importants que sur la perte d'emploi.

Par la suite, il conviendra de lisser ces taux bruts. Cela se fera avec la méthode de Whittaker-Henderson. Les paramètres retenus sont les suivants :

- $z = 2$ pour l'âge et les tranches d'indemnité.
- $h = 30\ 000$ pour l'âge et les tranches d'indemnité.
- $w_{x,y}$: exposition à l'âge x et pour la tranche d'indemnité $y, y \in [1, 5]$.

Nous obtenons les taux lissés d'entrée en arrêt de travail suivants :

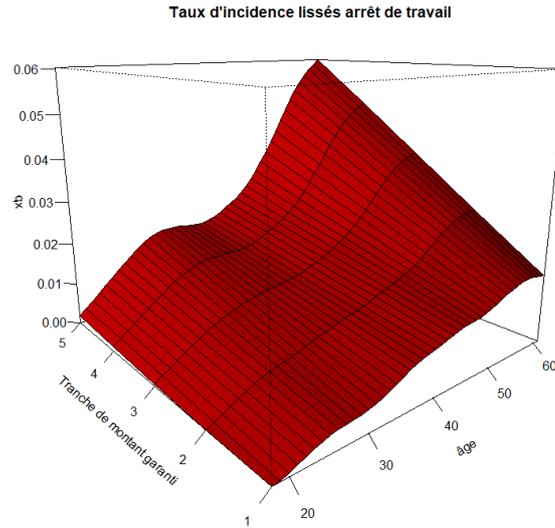


FIGURE 4.31 – Taux lissés d'entrée en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité

En deux dimensions, nous pouvons observer ces taux lissés ainsi que les taux de la loi mixte.

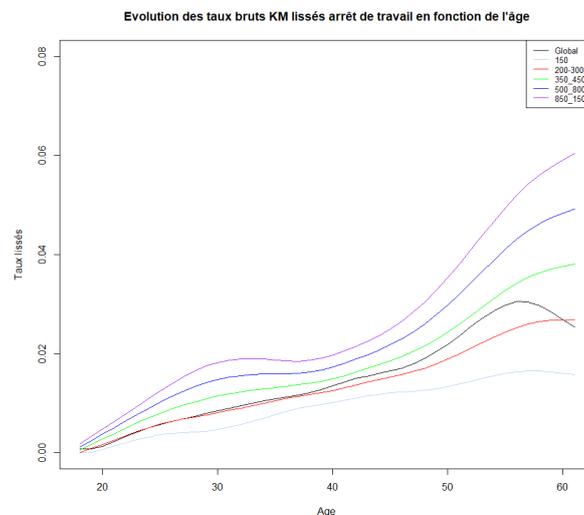


FIGURE 4.32 – Taux lissés d'entrée en arrêt de travail par âge et par indemnité en deux dimensions

Comme observé sur la perte d'emploi, les taux d'entrée en arrêt de travail augmentent avec les montants d'indemnité. Néanmoins, l'écart entre les différentes tranches est moins important que sur la perte d'emploi. Les taux d'incidence sur la tranche [850€,1500€] sont jusqu'à 4 fois supérieurs aux taux d'incidence sur la tranche 150€.

4.5.2 Lois de maintien par tranche d'indemnité

Les modèles de Cox et d'Aalen appliqués à la variable montant de l'indemnité ont montré un impact significatif de cette variable sur le maintien en perte d'emploi mais n'ont pas démontré de significativité sur le maintien en arrêt de travail. Nous proposons ici d'illustrer ces résultats via la construction de lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail par tranche d'indemnité.

Comme pour la construction des lois de maintien mixtes et par sexe, il s'agit d'estimer des taux de sortie bruts par Kaplan-Meier puis de lisser ces taux de sortie avec la méthode de Whittaker-Henderson. Les taux de maintien sont ensuite déterminés à partir des taux de sortie via la formule :

- $Taux\ de\ maintien_0 = 100\%$
- $Taux\ de\ maintien_i = \prod_{j=0}^i (1 - Taux\ de\ sortie_j), i \in [1, 12]$

Lois de maintien en perte d'emploi par tranche d'indemnité

En premier lieu, le graphique ci-dessous présente le maintien en perte d'emploi selon l'indemnité ainsi que les taux de maintien de la loi mixte.

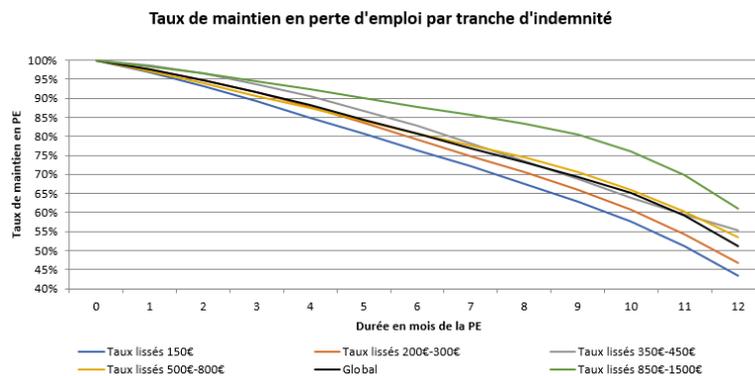


FIGURE 4.33 – Taux de maintien en perte d'emploi selon l'indemnité mensuelle

Sur la perte d'emploi, nous pouvons observer que le maintien augmente avec l'indemnité mensuelle. La tranche d'indemnité 150€ est celle qui se maintient le moins en perte d'emploi alors que la tranche [850€,1500€] est celle qui se maintient le plus en perte d'emploi. Les taux de maintien en perte d'emploi pour les tranches [350€,450€] et [500€,800€] sont relativement proches entre eux et des taux de maintien au global.

Lois de maintien en arrêt de travail par tranche d'indemnité

Les taux de maintien en arrêt de travail par tranche d'indemnité et mixtes sont, quant à eux, présentés ci-dessous.

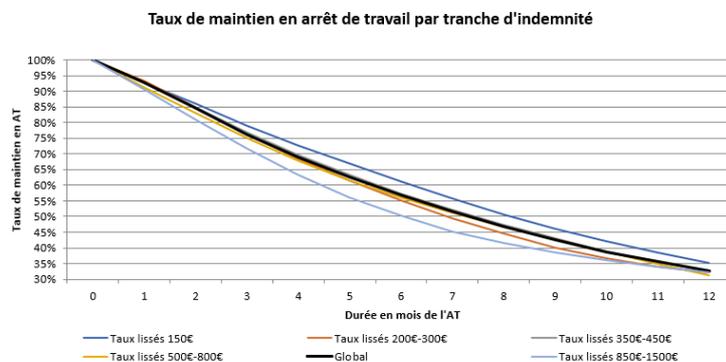


FIGURE 4.34 – Taux de maintien en arrêt de travail selon l'indemnité mensuelle

Du côté de l'arrêt de travail, les taux de maintien selon l'indemnité mensuelle sont très proches et c'est même la tranche 150€ qui se maintient le plus en perte d'emploi. En ce qui concerne les autres

tranches d'indemnité, celles-ci sont assez proches en termes de maintien et se rapprochent des taux de maintien au global. Les taux de maintien assez proches selon les tranches d'indemnité confirment les résultats des modèles de Cox et d'Aalen sur l'absence de significativité de cette variable sur le maintien en arrêt de travail.

4.5.3 Lois de maintien par tranche d'âge à la survenance

Contrairement à l'indemnité mensuelle, les modèles de Cox et d'Aalen appliqués aux tranches d'âge à la survenance ont montré un écart significatif pour l'arrêt de travail mais pas sur la perte d'emploi. Nous illustrons ces résultats via la construction de lois de maintien par tranche d'âge à la survenance.

Il s'agira d'estimer les taux de sortie bruts par Kaplan-Meier, de les lisser par la méthode de Whittaker-Henderson puis de déterminer les taux de maintien à partir des taux de sortie lissés.

Lois de maintien en perte d'emploi par tranche d'âge à la survenance

Nous commencerons par étudier les taux de maintien en perte d'emploi par tranche d'âge à la survenance. Le graphique ci-dessous présente les différents taux de maintien selon la tranche d'âge à la survenance et au global pour la perte d'emploi.

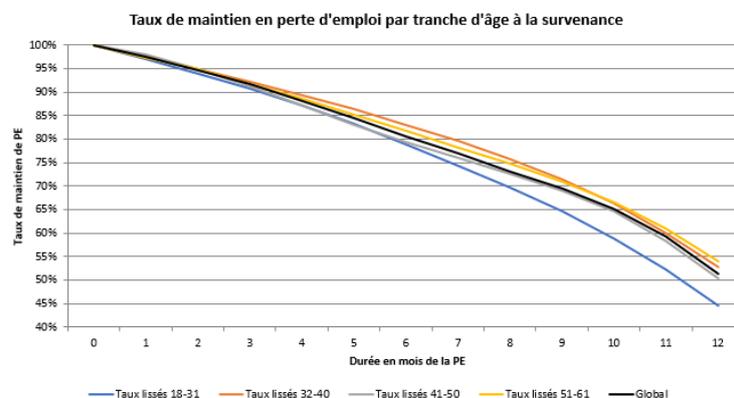


FIGURE 4.35 – Taux de maintien en perte d'emploi selon la tranche d'âge à la survenance

Sur la perte d'emploi, la tranche d'âge 18-31 ans est celle qui se maintient le moins en perte d'emploi. En revanche, les trois autres tranches sont assez proches en termes de maintien et proches du taux de maintien global. Les taux de maintien en perte d'emploi assez proches par tranche d'âge à la survenance confirment l'absence de significativité observée avec les modèles de Cox et d'Aalen de cette variable au niveau du maintien en perte d'emploi.

Lois de maintien en arrêt de travail par tranche d'âge à la survenance

En ce qui concerne l'arrêt de travail, nous pouvons observer les taux de maintien selon les mêmes tranches d'âge à la survenance via le graphique ci-dessous.

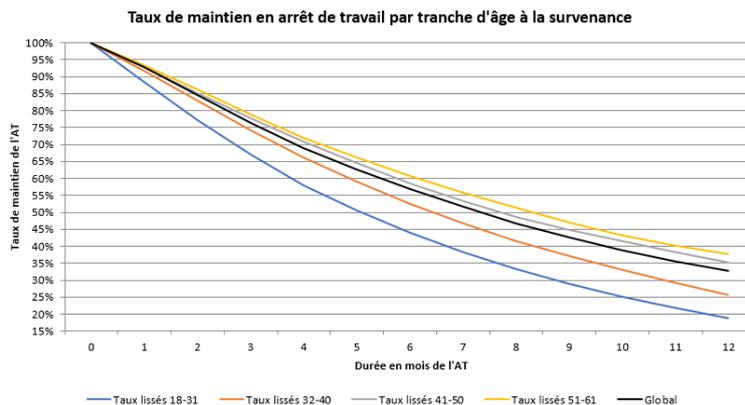


FIGURE 4.36 – Taux de maintien en arrêt de travail selon la tranche d'âge à la survenance

Nous pouvons observer que le maintien en arrêt de travail augmente avec l'âge à la survenance. La tranche 18-31 ans est celle qui se maintient le moins en arrêt de travail alors que la tranche 51-61 ans est celle qui se maintient le plus en arrêt de travail.

4.6 Conclusion sur le chapitre

Nous avons pu étudier dans ce chapitre l'effet de certaines variables discriminantes sur l'incidence et le maintien en perte d'emploi. Nous avons notamment pu noter que :

- L'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail augmentaient avec le montant de l'indemnité mensuelle.
- Le maintien en perte d'emploi augmentait avec le montant de l'indemnité mensuelle.
- Le maintien en arrêt de travail augmentait avec l'âge à la survenance.

Dans le chapitre suivant, nous étudierons la possibilité de se baser sur les lois d'expérience mixtes construites pour mettre en place une tarification en âge atteint. En outre, au regard des résultats observés via les modèles de Cox et d'Aalen sur la variable indemnité mensuelle (pour l'incidence et le maintien) en plus des résultats vus en chapitre 1 sur la disparité de répartition entre montants réglés et couverts (Figures 1.12 et 1.13), nous étudierons également une approche tarifaire par âge atteint et par montant de l'indemnité sur la base des lois d'expérience par tranche d'indemnité présentées dans ce chapitre.

Troisième partie

Mise en application des lois d'expérience
afin de créer de nouvelles segmentations
tarifaires

Chapitre 5

Mise en place de nouvelles segmentations tarifaires

Ce chapitre abordera l'utilisation des lois d'expérience (incidence et maintien) construites sur les risques perte d'emploi et arrêt de travail dans le but d'étudier l'opportunité de mettre en place une segmentation tarifaire se basant sur l'âge atteint dans un premier temps puis sur l'âge atteint et l'indemnité dans un second temps (la variable indemnité étant discriminante pour l'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail et le maintien en perte d'emploi).

En premier lieu, nous présenterons la méthodologie retenue pour la tarification. Dans un second temps, plusieurs profils ou *model points* représentatifs de notre portefeuille à fin 2022 seront considérés dans le but d'établir des business plans sur un horizon de 10 ans¹. La production (nombre d'affaires nouvelles) sera répartie entre ces profils. L'objectif sera, à iso-nombre d'affaires nouvelles, de rester à minima à iso-rentabilité par rapport à la tarification actuelle. Nous pourrions déterminer, pour chaque approche tarifaire, le taux de marge technique minimal au global permettant d'atteindre l'objectif de rentabilité invariable. Une fois ces taux de marge technique obtenus, nous pourrions déterminer les grilles tarifaires associées aux nouvelles approches tarifaires et les comparer à la grille tarifaire actuelle.

Il est à noter que la réglementation en prévoyance individuelle n'impose aucune contrainte quant aux tables utilisées pour la tarification des garanties perte d'emploi et arrêt de travail.

5.1 Méthodologie pour la tarification et les projections

5.1.1 Calcul de la prime commerciale

Nous présentons ci-dessous la méthodologie pour obtenir une prime commerciale (hors taxes) en âge atteint. Lorsqu'il s'agira d'effectuer une tarification par âge atteint et par tranche d'indemnité, il conviendra de distinguer les tranches d'indemnité pour les taux d'incidence et de maintien et donc d'appliquer la méthodologie ci-dessous pour les différentes tranches d'indemnité considérées.

Nous déterminons, tout d'abord, pour les garanties perte d'emploi et arrêt de travail un taux de prime pure mensuelle par âge atteint x avec la formule suivante :

$$\text{Taux de Prime pure}_x = \text{Durée} \times \frac{\text{Taux d'incidence}_x}{12}$$

avec :

- *Durée* : la durée moyenne en perte d'emploi ou en arrêt de travail en mois. Il est à noter qu'une franchise de 3 mois s'applique pour l'arrêt de travail, c'est à dire que la durée moyenne est calculée hors franchise.
- *Taux d'incidence_x* : Taux d'entrée en perte d'emploi ou en arrêt de travail à l'âge x

1. Des projections sur la base de *model points* ont été réalisées dans le mémoire de P. DEWAELE (10).

Les taux de maintien calculés dépendant uniquement de l'ancienneté de la survenance, nous pouvons déterminer une durée moyenne en perte d'emploi ou en arrêt de travail qui sera la même pour tous les âges. La durée moyenne est calculée en considérant qu'un individu passant de l'état en perte d'emploi ou en arrêt de travail à ayant un emploi ou sortant de l'arrêt de travail entre k et $k + 1$ est considéré comme ayant une durée en perte d'emploi ou en arrêt de travail de $k + \frac{1}{2}$. Autrement dit, nous considérons que les sorties au cours d'un même mois sont uniformément réparties sur le mois. Ainsi, la durée moyenne est :

$$Durée = \sum_{k=0}^{\beta-1} \left[\left(k + \frac{1}{2} \right) \times \frac{l_k - l_{k+1}}{l_0} \times \frac{1}{(1+i)^{\frac{k+0,5}{12}}} \right] + \beta \times \frac{l_\beta}{l_0} \times \frac{1}{(1+i)^{\frac{1}{12}}}$$

avec :

- β : la durée maximale, soit 12 mois.
- i : le taux d'actualisation (actualisation en milieu de mois pour les termes de la somme et actualisation en fin de mois pour les termes en dehors de la somme). Il sera de 0% pour les deux garanties dans notre cas.
- l_k : le nombre d'individus encore en perte d'emploi ou en arrêt de travail après k mois (en se basant sur nos lois de maintien).

Par simplification, nous pouvons obtenir la formule suivante pour la durée de maintien :

$$Durée = \frac{1}{2} \times \sum_{k=0}^{\beta-1} \frac{1}{l_0} \times \left[\frac{l_k}{(1+i)^{\frac{k+0,5}{12}}} + \frac{l_{k+1}}{(1+i)^{\frac{k+1+0,5}{12}}} \right] + \frac{1}{2} \times \frac{1}{l_0} \times \frac{l_\beta}{(1+i)^{\frac{\beta+0,5}{12}}}$$

La prime pure mensuelle en Euro PP_x à l'âge x est obtenue à partir du taux de prime pure mensuelle et de l'indemnité mensuelle par la formule suivante :

$$PP_x = Indemnité\ mensuelle \times Taux\ de\ Prime\ pure_x$$

A partir de la prime pure PP_x , nous pouvons déterminer la prime de risque à l'âge x P'_x avec la formule suivante :

$$P'_x = \frac{PP_x}{1 - M}$$

avec :

- M le taux de marge technique exprimé en pourcentage de la prime de risque P'_x .

La prime commerciale hors taxes à l'âge x P''_x est, par la suite, donnée par :

$$P''_x = \frac{P'_x}{1 - \theta - \beta} = \frac{PP_x}{(1 - M) \times (1 - \theta - \beta)}$$

avec :

- θ : les chargements d'acquisition exprimés en pourcentage de la prime hors taxes.
- β : les chargements de gestion exprimés en pourcentage de la prime hors taxes.

Finalement, les deux garanties perte d'emploi et arrêt de travail étant assujetties à la TSCA (égale à 9% sur la prévoyance individuelle pour les garanties perte d'emploi et arrêt de travail), une prime finale TTC peut être déterminée à partir de la prime commerciale hors taxes :

$$PrimeTTC_x = PrimeHT_x \times (1 + TSCA) = P''_x \times (1 + TSCA)$$

Dans le reste de l'étude, nous nous limiterons à la prime hors taxes.

Par la suite, nous présentons les hypothèses et indicateurs considérés pour pouvoir effectuer les projections.

5.1.2 Présentation des hypothèses considérées pour les business plans

Nous considérons que les nouvelles approches tarifaires s'appliquent aux affaires nouvelles uniquement. Nous nous sommes basés sur la répartition du stock de contrats observée au 31/12/2022 pour définir les *model points* (profils) considérés pour les projections. Ces profils seront fonction de l'âge atteint et de l'indemnité mensuelle choisie pour les deux approches tarifaires. Nous garderons les caractéristiques actuelles du produit en termes de carence pour la perte d'emploi et de franchise pour l'arrêt de travail. La répartition par âge calculé au 31/12/2022 du stock de contrats 2022 est présentée ci-dessous.

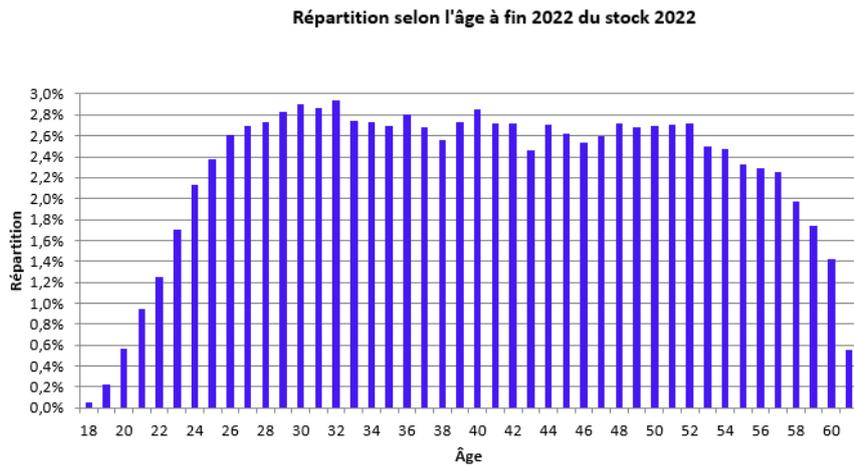


FIGURE 5.1 – Répartition par âge à fin 2022 du stock de contrats 2022

Nous observons qu'en dehors des extrémités, la répartition par âge du stock de contrats est assez uniforme et comprise entre 2% et 3%. Pour cette raison, nous regrouperons les âges de 18 à 24 ans dans un même profil et les âges 60 et 61 ans également. La tranche d'âge [18,24] représente environ 7% du stock de contrats alors que la tranche [60,61] représente environ 2% du stock. Pour calculer la prime pour le profil [18,24], l'âge moyen en année 1 est de 21 ans et pour le profil [60,61], l'âge moyen est de 60 ans en année 1. Par ailleurs, les garanties prennent fin à la date anniversaire du contrat suivant les 61 ans de l'assuré.

En ce qui concerne la répartition de l'indemnité mensuelle sur le stock de contrats au 31/12/2022, celle-ci est présentée ci-dessous.

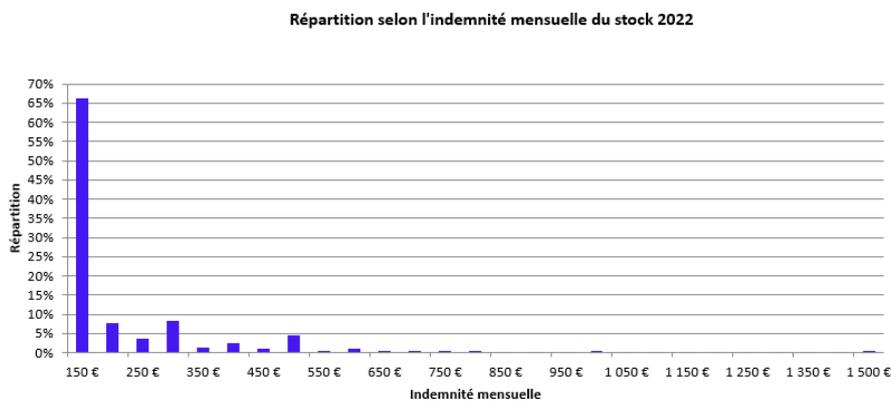


FIGURE 5.2 – Répartition par indemnité mensuelle du stock de contrats 2022

Il est à noter qu'il existe des assurés sur tous les montants d'indemnité en dehors de l'indemnité 1450€. Néanmoins, pour la plupart des montants d'indemnité, les proportions sont assez faibles.

Nous pouvons observer que 2 contrats sur 3 ont une indemnité mensuelle de 150€. Les indemnités mensuelles entre 200€ et 500€ représentent chacune entre 2% et 7% du stock de contrats, puis, les autres montants d'indemnité représentent chacun moins de 1% du stock de contrats. Nous considérons ainsi, pour les différents profils, les montants de 150€ à 500€ séparément. Sont ensuite regroupés les montants de 550€ à 700€ inclus, de 750€ à 950€ inclus et de 1000€ à 1450€ inclus. L'indemnité 1500€ sera considérée séparément car elle représente à peu près 0,5% du stock de contrats. L'indemnité moyenne pour la tranche [550€,700€] est de 600€, celle pour la tranche [750€,950€] est de 900€ et celle pour [1000€,1450€] est de 1200€.

Finalement, nous considérons 37 profils par âge et 12 profils par montants d'indemnité. Les différentes combinaisons de ces profils nous permettent d'obtenir 444 *model points* pour les business plans. La production considérée sera répartie en fonction de la part de chaque profil dans le stock de contrats 2022. Les business plans seront construits sur 10 ans. La production annuelle (soit le nombre d'affaires nouvelles) pour les différents business plans sera considérée fixe tout au long de l'horizon de projection.

5.1.3 Principaux indicateurs pour les business plans

Des business plans seront construits sur un horizon de 10 ans pour déterminer les taux de marge technique (pour chaque approche tarifaire) permettant à minima de rester à iso-rentabilité avec la tarification actuelle. Pour ce faire, un compte de résultat intermédiaire sera réalisé sur chaque profil avant d'agrèger les résultats obtenus et cela pour chaque approche tarifaire (tarification actuelle et nouvelles tarifications). Nous considérons une production annuelle de contrats stable de 16 000 contrats (similaire à la production 2022) sur les 10 années du business plan. La production sera répartie sur chaque profil sur la base de sa part dans le stock de contrats 2022.

De plus, pour chaque profil, il conviendra de calculer l'âge à chaque année de projection pour déterminer, par la suite, le taux de prime commerciale hors taxes associé. Pour ce faire, il conviendra de distinguer les années d'entrée dans le portefeuille de chaque contrat. Ainsi, pour la première année du business plan, nous aurons une génération de contrats, pour la deuxième deux générations, pour la troisième trois générations et ainsi de suite.

En outre, nous considérons un taux de chute observé sur un produit similaire qui évolue par année de vie du contrat. Celui-ci ne varie pas selon l'âge ou le montant de l'indemnité. L'évolution du taux de chute par année dans le portefeuille est présentée ci-dessous :

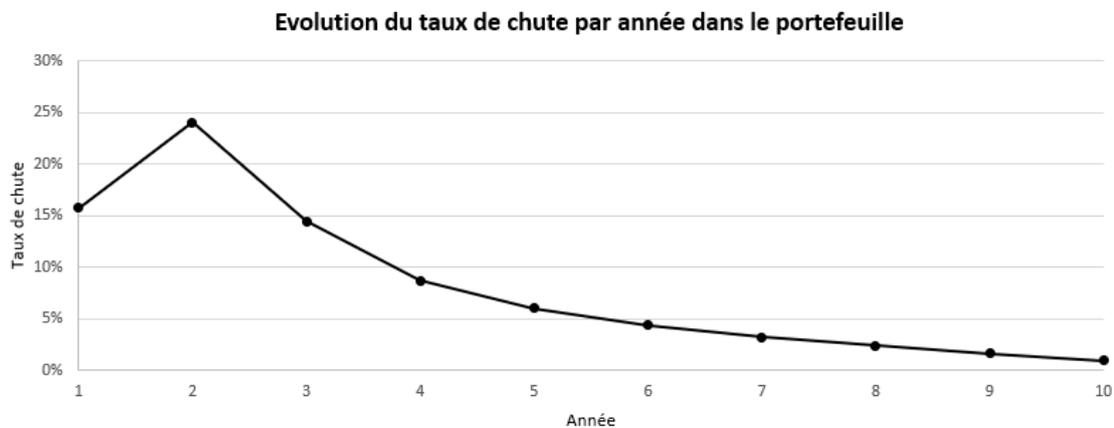


FIGURE 5.3 – Evolution du taux de chute par année dans le portefeuille

Le taux de chute moyen sur les cinq premières années est d'environ 15% puis diminue au fil des années pour être d'en moyenne 3% sur les cinq dernières années. La répartition de la production et

le taux de chute permettront de déterminer le stock de contrats en fin d'année du profil. A titre d'exemple, considérons une génération de contrats présente dans le portefeuille en année $n, n > 1$. Le stock de cette génération en année $n + 1$ sera donné par :

$$Stock_{n+1} = Stock_n \times (1 - Taux\ de\ chute_n)$$

Pour déterminer le stock de contrats en fin d'année du profil, il conviendra de rajouter les stocks de contrats des autres générations de contrats.

Projection du chiffre d'affaires

Pour chaque profil, nous calculons le chiffre d'affaires hors taxes sur la base de la prime hors taxes. La formule pour le calcul du chiffre d'affaires est la suivante :

$$Chiffre\ d'affaires\ hors\ taxes = Exposition \times prime\ hors\ taxes$$

Pour la construction des business plans, nous avons calculé l'exposition pour chaque génération et pour chaque année. Nous supposons que pour chaque année de l'horizon de projection, les adhésions nouvelles sont uniformément réparties au cours de l'année. Ainsi, l'exposition en année 1 correspondra au stock de contrats en année 1 divisé par 2 et l'exposition en année $n, n > 1$ sera égale à :

$$Exposition_n = \frac{Stock_{n-1} + Stock_n}{2}$$

Pour chaque génération et l'année associée, nous pouvons, sur la base de l'âge atteint ou de l'âge atteint et de l'indemnité choisie selon l'approche tarifaire retenue, déterminer la prime commerciale hors taxes associée. Celle-ci est égale à la somme des primes commerciales hors taxes arrêt de travail et perte d'emploi. La prime et l'exposition permettent de calculer le chiffre d'affaires pour chaque génération associée à chaque *model point*.

En appliquant les taux de chargements d'acquisition (15% de la prime hors taxes) et de gestion (15% de la prime hors taxes) à la prime commerciale, nous pouvons déterminer les montants des chargements d'acquisition et des chargements de gestion pour chaque génération.

Projection de la charge de sinistres

La charge de sinistre qui est calculée correspond à la somme entre les règlements et le delta de provisions (différence entre les provisions de clôture et les provisions d'ouverture). Comme pour la prime commerciale, la charge de sinistres est calculée pour chaque année du business plan et pour chaque génération de contrats. Comme des lois d'expérience représentatives du risque observé sur le portefeuille ont été construites, nous avons considéré la charge de sinistres comme étant égale à la prime pure de la nouvelle tarification (prime pure en âge atteint ou prime pure en âge atteint et indemnité selon l'approche étudiée). Il s'agira de la même méthodologie que celle appliquée pour le chiffre d'affaires au niveau du calcul des expositions et des primes pures. La prime pure retenue est la somme des primes pures perte d'emploi et arrêt de travail.

Indicateurs de rentabilité

Sur la base des calculs définis ci-dessus, nous pouvons établir un compte de résultat pour chaque profil. Celui-ci sera sur un horizon de 10 ans et contiendra, pour chaque année et chaque approche tarifaire considérée (nouvelles approches et approche actuelle), les éléments suivants :

- La production annuelle et le stock de contrats au 31/12 de chaque année.
- Le chiffre d'affaires hors taxes (correspond au cumul des primes commerciales hors taxes).
- Les chargements d'acquisition et de gestion.

- La marge technique de l'assureur. Au titre de la nouvelle tarification, celle-ci sera égale à 0 dans un premier temps et sera déterminée dans un second temps dans le but de rester à minima à iso-rentabilité avec la tarification actuellement en place.
- La prime de risque définie par :

$$\text{Prime de risque} = \text{Prime hors taxes} - \text{Chargements d'acquisition} - \text{Chargements de gestion}$$

- Les commissions de distribution qui sont égales aux chargements d'acquisition.
- La charge de sinistres.
- Le produit net bancaire ou PNB défini par :

$$\text{PNB} = \text{Chiffre d'affaires} - \text{Commissions de distribution} - \text{Charge de sinistres}$$

L'objectif sera d'avoir, au global, un PNB pour les nouvelles approches tarifaires à minima égal au PNB projeté avec la tarification actuelle.

5.2 Segmentation par âge atteint

5.2.1 Business plan pour l'approche en âge atteint

Via un code VBA Excel, nous pouvons effectuer les simulations qui permettent d'obtenir les différents indicateurs définis dans le paragraphe ci-dessus, et donc les comptes de résultat des différents profils étudiés.

Pour obtenir le business plan au global, il suffit de sommer, pour chaque indicateur, les différentes simulations. Le business plan global contient ainsi, pour chaque année, la production et stock de contrats, le chiffre d'affaires, les commissions de distribution, les chargements de gestion et d'acquisition, la charge de sinistres et le produit net bancaire. Le business plan obtenu avec la segmentation tarifaire en âge atteint et avec un taux de marge technique de 0% est présenté ci-dessous.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Chiffre d'affaires HT	625 237 €	1 712 433 €	2 537 835 €	3 245 909 €	3 891 069 €	4 492 681 €	5 062 580 €	5 608 183 €	6 133 057 €	6 640 904 €	39 949 888 €
dont chargement d'acquisition	93 785 €	256 865 €	380 675 €	486 886 €	583 660 €	673 902 €	759 387 €	841 227 €	919 958 €	996 136 €	5 992 483 €
dont chargement de gestion	93 785 €	256 865 €	380 675 €	486 886 €	583 660 €	673 902 €	759 387 €	841 227 €	919 958 €	996 136 €	5 992 483 €
dont prime pure	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Commissions de distribution	93 785 €	256 865 €	380 675 €	486 886 €	583 660 €	673 902 €	759 387 €	841 227 €	919 958 €	996 136 €	5 992 483 €
Marge technique	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Sinistres	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €

FIGURE 5.4 – Business plan hors marge technique avec la nouvelle segmentation tarifaire

Le chiffre d'affaires ci-dessus tient compte de la prime pure, des chargements d'acquisition et des chargements de gestion uniquement.

Par la suite, sur la base du chiffre d'affaires calculé avec la tarification actuelle, des chargements d'acquisition et des chargements de gestion déterminés à partir de celui-ci, nous pouvons calculer, par année, la prime de risque obtenue avec la tarification actuelle. Celle-ci est égale à la différence entre le chiffre d'affaires d'un côté et les chargements d'acquisition et de gestion de l'autre. Une marge technique annuelle implicite est ainsi calculée comme la différence entre la prime de risque avec la tarification actuelle et la charge de sinistres (ou nouvelle prime pure) :

$$\text{Marge technique annuelle} = \text{PDR}_{\text{actuelle}} - \text{Charge de sinistres}$$

Cela permet d'estimer un taux de marge technique annuel exprimé en fonction de la prime de risque et donné par :

$$\text{Taux de marge technique annuel} = \frac{\text{Marge technique annuelle}}{\text{Prime de risque}}$$

Le business plan avec la tarification actuelle permettant d'aboutir à un taux de marge technique annuel est présenté ci-dessous.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Chiffre d'affaires HT avec la tarification actuelle	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
dont chargement d'acquisition actuel	148 141 €	662 662 €	972 037 €	1 232 021 €	1 464 451 €	1 677 651 €	1 876 404 €	2 063 782 €	2 241 531 €	2 411 212 €	14 749 893 €
dont chargement de gestion actuel	148 141 €	132 532 €	194 407 €	246 404 €	292 890 €	335 530 €	375 281 €	412 756 €	448 306 €	482 242 €	3 068 491 €
Prime de risque actuelle	691 324 €	1 855 452 €	2 721 705 €	3 449 660 €	4 100 463 €	4 697 423 €	5 253 931 €	5 778 590 €	6 276 286 €	6 751 395 €	41 576 230 €
Prime pure actuelle	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Sinistres	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Marge technique	253 658 €	656 749 €	945 220 €	1 177 523 €	1 376 715 €	1 552 546 €	1 710 125 €	1 852 862 €	1 983 147 €	2 102 762 €	13 611 308 €
Taux de marge technique	36,7%	35,4%	34,7%	34,1%	33,6%	33,1%	32,5%	32,1%	31,6%	31,1%	32,7%
Marge technique retenue		32,7%									

FIGURE 5.5 – Business plan avec la tarification actuelle

Le taux de marge technique retenu pour la tarification en âge atteint est le rapport entre la somme sur 10 ans des marges techniques implicites et des primes de risque :

$$\text{Taux de marge technique retenu} = \frac{\sum_{i=1}^{10} \text{Marge technique}_i}{\sum_{i=1}^{10} \text{Prime de risque}_i}$$

Cela permet de retenir un taux de marge technique de 32,7%. Nous pouvons ainsi calculer un nouveau taux de prime commerciale par âge en incluant cette fois-ci le taux de marge technique au titre de l'approche tarifaire en âge atteint.

Il s'agira, par la suite, de simuler à nouveau, pour chaque profil, les différents indicateurs définis ci-dessus en appliquant le taux de marge technique de 32,7% calculé.

Nous pouvons, une fois les simulations effectuées pour les différents profils, agréger à nouveau les résultats obtenus. Le business plan pour une tarification en âge atteint et avec le taux de marge technique de 32,7%, ainsi que celui avec la segmentation tarifaire actuelle, sont présentés ci-dessous.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 934	71 107	78 050	84 828	91 494	91 494
Chiffre d'affaires avec la tarification actuelle (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la tarification actuelle (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la tarification actuelle (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
dont marge technique avec la tarification actuelle (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	253 658 €	656 749 €	945 220 €	1 177 523 €	1 376 715 €	1 552 546 €	1 710 125 €	1 852 862 €	1 983 147 €	2 102 762 €	13 611 308 €
Commissions de distribution avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	36,7%	35,4%	34,7%	34,1%	33,6%	33,1%	32,5%	32,1%	31,6%	31,1%	32,7%
PNB avec la tarification actuelle (g) = (a) - (b) - (e)	401 799 €	1 054 346 €	1 528 443 €	1 916 736 €	2 255 386 €	2 559 137 €	2 835 967 €	3 091 131 €	3 328 065 €	3 549 490 €	22 520 501 €
Chiffre d'affaires avec la nouvelle tarification (a)	929 558 €	2 545 922 €	3 773 070 €	4 825 784 €	5 784 961 €	6 679 395 €	7 526 680 €	8 337 842 €	9 118 186 €	9 873 218 €	59 394 614 €
dont chargements d'acquisition avec la nouvelle tarification (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la nouvelle tarification (c)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la nouvelle tarification (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
dont marge technique avec la nouvelle tarification (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	213 024 €	583 442 €	864 665 €	1 105 912 €	1 325 724 €	1 530 699 €	1 724 870 €	1 910 761 €	2 089 591 €	2 262 620 €	13 611 309 €
Commissions de distribution avec la nouvelle tarification (b)	139 434 €	381 888 €	565 960 €	723 867 €	867 744 €	1 001 909 €	1 129 002 €	1 250 676 €	1 367 728 €	1 480 983 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	437 666 €	1 198 703 €	1 776 484 €	2 272 136 €	2 723 748 €	3 144 877 €	3 543 806 €	3 925 728 €	4 293 140 €	4 648 633 €	27 964 922 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%	32,7%
PNB avec la nouvelle tarification (g) = (a) - (b) - (e)	352 458 €	965 330 €	1 430 625 €	1 829 780 €	2 193 468 €	2 532 609 €	2 853 871 €	3 161 437 €	3 457 319 €	3 743 602 €	22 520 500 €

FIGURE 5.6 – Business plans pour la tarification actuelle et la tarification en âge atteint

En premier lieu, nous retrouvons bien, en cumulé, les mêmes PNB (et les mêmes chiffres d'affaires) pour les deux approches tarifaires. Le chiffre d'affaires et le PNB au titre de l'approche actuelle sont supérieurs sur les 6 premières années de projection au chiffre d'affaires et au PNB au titre de l'approche tarifaire en âge atteint. Le chiffre d'affaires et le PNB au titre de l'approche tarifaire en âge atteint dépassent le chiffre d'affaires et le PNB au titre de l'approche actuelle en année 7. Sur le reste des

années de projection, l'écart entre les deux approches grandit en faveur de l'approche en âge atteint au regard des indicateurs cités précédemment.

Il s'agira, par la suite, de comparer le positionnement de la segmentation tarifaire en âge atteint par rapport à la segmentation tarifaire actuelle.

5.2.2 Positionnement de la prime commerciale en âge atteint

Une fois les nouveaux taux de prime commerciale hors taxes par âge atteint obtenus, nous pouvons comparer la prime commerciale en âge atteint avec la prime actuelle. Dans un premier temps, il s'agira d'une comparaison des grilles tarifaires dans leur ensemble. Ainsi, nous présenterons pour tous les âges et montants d'indemnité possibles la prime commerciale hors taxes obtenue avec une tarification en âge atteint et la prime commerciale hors taxes actuelle. Ces comparaisons se feront sur la base du taux de prime mensuelle exprimé en fonction de l'indemnité mensuelle et défini par :

$$\text{Taux de prime commerciale} = \frac{\text{Prime commerciale mensuelle}}{\text{Indemnité mensuelle}}$$

Dans un second temps, nous réalisons des comparaisons par âge uniquement entre la tarification en âge atteint et la tarification actuelle. Dans ce cas, nous considérerons la grille de la tarification en âge atteint d'une part et la prime commerciale hors taxes pour la tarification actuelle sera fixe à tous les âges. Celle-ci sera calculée à partir d'une moyenne pondérée par la répartition des montants d'indemnité sur le stock de contrats au 31/12/2022 des différentes primes hors taxes associées aux montants d'indemnité possibles.

Comparaison des primes au global

Nous présentons, dans un premier temps, une comparaison par âge et par indemnité mensuelle entre la tarification actuelle (en fonction de l'indemnité) et la tarification en âge atteint obtenue précédemment. Pour rappel, la tarification actuelle présente des taux de prime commerciale qui augmentent avec l'indemnité mensuelle.

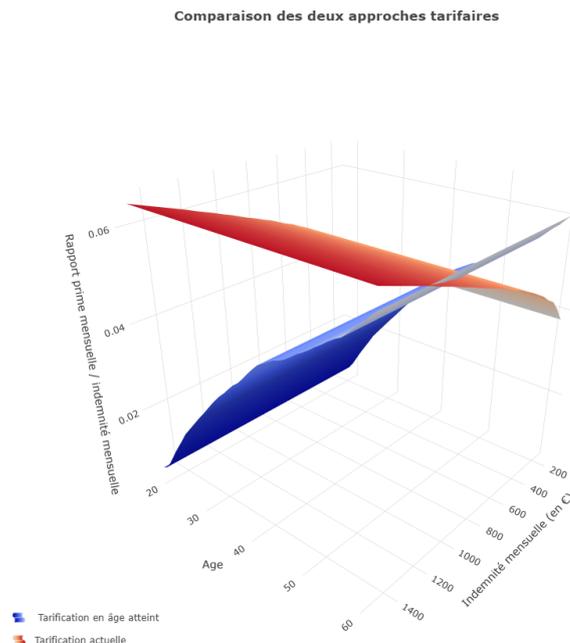


FIGURE 5.7 – Comparaison de la grille tarifaire en âge atteint et de la grille tarifaire actuelle

Nous retrouvons bien des taux qui augmentent uniquement avec l'âge pour la tarification en âge atteint et uniquement avec l'indemnité pour la tarification actuelle. Les points de rencontre des deux surfaces sont autour des âges 40 et 50 ans (le point de rencontre oscille selon l'indemnité considérée). La tarification actuelle est ici mieux-disante pour les assurés avec les âges les plus élevés choisissant un montant d'indemnité assez faible. La tarification en âge atteint est mieux-disante pour les jeunes assurés choisissant un montant d'indemnité assez élevé. La baisse des tarifs sur les indemnités les plus élevées avec l'approche en âge atteint pourrait accroître le risque d'antisélection.

En outre, nous pouvons comparer ci-dessous, par âge, les montants de prime en âge atteint avec la prime moyenne actuelle.

Le graphique ci-dessous compare la prime hors taxes moyenne avec la tarification actuelle calculée sur la base de l'indemnité moyenne du portefeuille au 31/12/2022 qui est égale à 230€ par rapport à la tarification en âge atteint sur la base de cette même indemnité moyenne.

La prime hors taxes sur la tarification actuelle est constante car dépendant uniquement de l'indemnité moyenne de 230€ alors que la prime hors taxes sur la base de l'âge atteint est croissante avec l'âge.

Cela reviendrait à découper le graphique ci-dessus au niveau de l'indemnité 230€ (puis de multiplier les taux par l'indemnité de 230€).

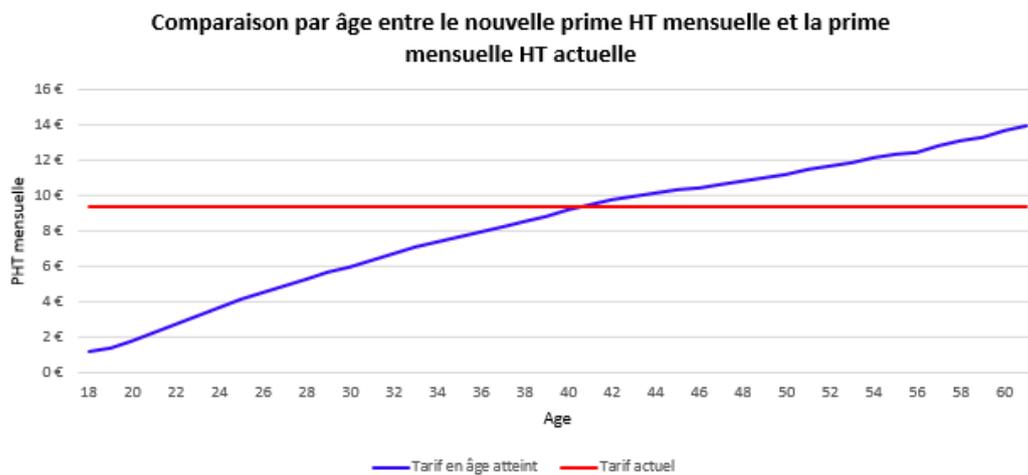


FIGURE 5.8 – Comparaison des primes commerciales mensuelles par âge

Au global, le point de rencontre entre les deux courbes est entre les âges 40 et 41 ans. Nous sommes, ainsi, sur une prime en âge atteint présentant un tarif mieux-disant jusqu'à 40 ans mais qui aura tendance à augmenter pour les âges les plus élevés. Cette tarification en âge atteint pourrait permettre d'attirer des assurés plus jeunes peu présents actuellement.

Comparaison des primes perte d'emploi

Nous comparons, pour la perte d'emploi, les taux de prime commerciale mensuelle pour une tarification en âge atteint avec les taux de prime commerciale pour la tarification actuelle. Cette comparaison se fait, comme au global, par âge et par indemnité.

Comparaison des deux approches tarifaires pour la perte d'emploi

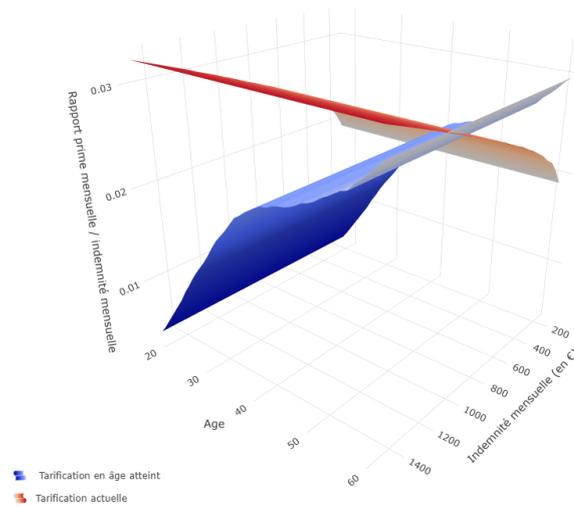


FIGURE 5.9 – Comparaison tarification en âge atteint et tarification actuelle - Perte d'emploi

Nous pouvons remarquer qu'en comparaison aux résultats au global, les surfaces ont tendance à se rencontrer autour des âges 30-40 ans. En termes de tarif, la prime actuelle perte d'emploi est mieux-disante par rapport à la tarification en âge atteint sur plus de segments tarifaires que ce qui a été observé au global.

En outre, nous pouvons comparer ci-dessous, par âge, les primes perte d'emploi en âge atteint pondérées par la répartition des montants d'indemnité au 31/12/2022 avec la prime actuelle au titre de la garantie perte d'emploi pondérée également par la répartition des montants d'indemnité au 31/12/2022.

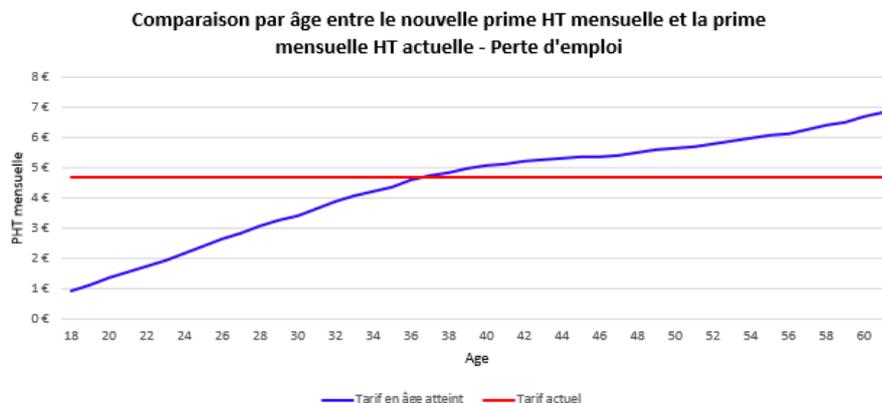


FIGURE 5.10 – Comparaison des primes commerciales mensuelles perte d'emploi par âge

Le point de rencontre entre les deux courbes est ici entre les âges 36 et 37 ans. Ainsi, l'approche tarifaire en âge atteint est mieux-disante pour les assurés de moins de 37 ans au niveau de la garantie perte d'emploi.

Comparaison des primes arrêt de travail

Comme pour la perte d'emploi, nous présentons ci-dessous pour l'arrêt de travail les taux de prime commerciale pour une tarification en âge atteint et les taux de prime commerciale avec la tarification actuelle.

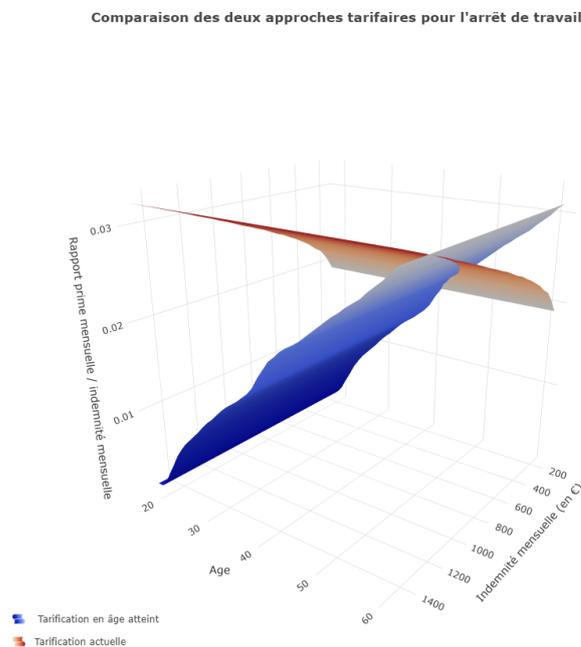


FIGURE 5.11 – Comparaison tarification en âge atteint et tarification actuelle - Arrêt de travail

Les surfaces ont ici tendance à se rencontrer autour des âges 40-50 ans. En comparaison à la tarification actuelle, le tarif arrêt de travail en âge atteint est mieux disant que le tarif perte d'emploi en âge atteint sur plus de segments tarifaires.

Aussi, nous comparons par âge les primes arrêt de travail en âge atteint pondérées par la répartition des montants d'indemnité au 31/12/2022 avec la prime actuelle au titre de la garantie arrêt de travail pondérée par la répartition des montants d'indemnité au 31/12/2022.

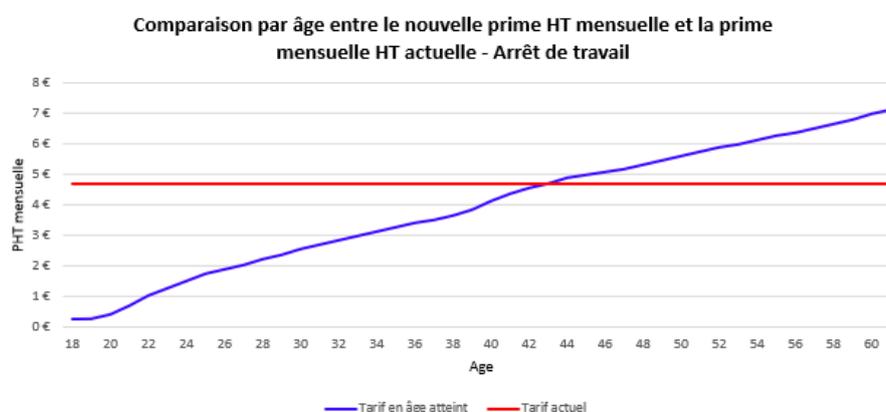


FIGURE 5.12 – Comparaison des primes commerciales mensuelles arrêt de travail par âge

Au niveau de l'arrêt de travail, le point de rencontre des deux courbes est au niveau des âges 42 et 43 ans. Ainsi, la prime commerciale moyenne en âge atteint arrêt de travail est mieux-disante sur

plus de segments d'âge que la prime commerciale moyenne en âge atteint perte d'emploi.

5.3 Segmentation par âge atteint et par indemnité

Le paragraphe précédent a présenté les résultats de la mise en place d'une segmentation tarifaire sur l'âge atteint et une comparaison avec la tarification actuelle. Néanmoins, l'étude des variables discriminantes au niveau des lois d'expérience nous a montré que l'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail ainsi que le maintien en perte d'emploi augmentaient avec le montant de l'indemnité. Ce paragraphe présentera, sur la base des lois d'expérience dépendant de l'indemnité mensuelle construites en chapitre 4, une approche tarifaire dépendant de l'âge et de l'indemnité. En outre, et comme pour le maintien en arrêt de travail, un effet significatif de la variable indemnité mensuelle n'a pas été démontré, nous nous baserons sur une loi de maintien au global.

Il est à noter qu'environ la moitié de l'exposition (50,5% pour la perte d'emploi et 49,6% pour l'arrêt de travail) considérée pour les lois d'incidence est sur l'indemnité 150€ mais que ce montant d'indemnité ne représente que 22% des sinistres perte d'emploi et 29% des sinistres arrêt de travail.

5.3.1 Business plan pour l'approche en âge atteint et indemnité

L'application des lois d'incidence et de maintien pour les deux garanties permet de déterminer les taux de prime commerciale hors taux de marge technique pour la tarification en âge atteint et en indemnité. En projetant l'approche tarifaire actuelle sur 10 ans, un taux de marge technique pour l'approche en âge atteint et indemnité d'à minima 25,4% permet de rester à iso-rentabilité (au niveau du PNB) avec l'approche tarifaire actuelle. Le business plan relatif à cette segmentation par âge et par indemnité ainsi que celui associé à l'approche tarifaire actuelle qui permettent d'aboutir à ce taux de marge technique sont présentés ci-dessous. Pour aboutir à ces business plans, il s'agit des mêmes profils et de la même méthodologie que celle présentée au paragraphe précédent pour l'approche tarifaire en âge atteint.

	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	Cumul 2024-2033
Nombre d'adhésions nouvelles	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	16 000	160 000
Nombre d'adhésions en cours au 31/12	16 000	29 471	39 696	48 445	56 430	63 924	71 107	78 050	84 628	91 494	91 494
Chiffre d'affaires avec la tarification actuelle (a)	987 606 €	2 650 646 €	3 888 150 €	4 928 085 €	5 857 805 €	6 710 605 €	7 505 616 €	8 255 129 €	8 966 123 €	9 644 850 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la tarification actuelle (c)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la tarification actuelle (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
dont marge technique avec la tarification actuelle (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	190 370 €	511 708 €	736 596 €	917 011 €	1 072 066 €	1 207 598 €	1 327 989 €	1 436 998 €	1 535 637 €	1 626 928 €	10 562 901 €
Commissions de distribution avec la tarification actuelle (b)	148 141 €	397 597 €	583 222 €	739 213 €	878 671 €	1 006 591 €	1 125 842 €	1 238 269 €	1 344 918 €	1 446 727 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	27,5%	27,6%	27,1%	26,6%	26,1%	25,7%	25,3%	24,9%	24,5%	24,1%	25,4%
PNB avec la tarification actuelle (g) = (a) - (b) - (e)	338 511 €	909 305 €	1 319 818 €	1 656 224 €	1 950 736 €	2 214 188 €	2 453 831 €	2 675 267 €	2 880 556 €	3 073 656 €	19 472 093 €
Chiffre d'affaires avec la nouvelle tarification (a)	959 393 €	2 573 447 €	3 801 745 €	4 850 357 €	5 799 781 €	6 683 477 €	7 518 697 €	8 314 721 €	9 078 968 €	9 814 030 €	59 394 615 €
dont chargements d'acquisition avec la nouvelle tarification (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
dont chargements de gestion avec la nouvelle tarification (c)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
dont prime pure avec la nouvelle tarification (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
dont marge technique avec la nouvelle tarification (e) = (a) - (b) - (c) - (d)	170 621 €	457 669 €	676 113 €	862 601 €	1 031 449 €	1 188 608 €	1 337 146 €	1 478 713 €	1 614 629 €	1 745 354 €	10 562 901 €
Commissions de distribution avec la nouvelle tarification (b)	143 909 €	386 017 €	570 262 €	727 554 €	869 967 €	1 002 522 €	1 127 804 €	1 247 208 €	1 361 845 €	1 472 104 €	8 909 192 €
Sinistres (d)	500 954 €	1 343 744 €	1 985 109 €	2 532 649 €	3 028 398 €	3 489 826 €	3 925 942 €	4 341 592 €	4 740 649 €	5 124 467 €	31 013 329 €
Taux de marge technique (f) = (e) / ((d) + (e))	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%	25,4%
PNB avec la nouvelle tarification (g) = (a) - (b) - (e)	314 530 €	843 686 €	1 246 375 €	1 590 154 €	1 901 416 €	2 191 129 €	2 464 950 €	2 725 921 €	2 976 474 €	3 217 458 €	19 472 093 €

FIGURE 5.13 – Business plan pour la tarification actuelle et la tarification en âge atteint et indemnité

Le taux de marge technique retenu de 25,4% permet d'aboutir à un PNB sur 10 ans de 19,5M€. Le PNB atteint au maximum 3,1M€ en année 10. Le chiffre d'affaires hors taxes et le PNB pour la tarification en âge atteint et indemnité dépassent le chiffre d'affaires et le PNB avec la tarification actuelle en année 7.

5.3.2 Positionnement de la grille tarifaire en âge atteint et indemnité et comparaisons

Comparaison avec la tarification en âge atteint

Par la suite, nous proposons, en premier lieu, une comparaison par âge et par indemnité des taux de prime commerciale mensuelle entre une tarification en âge atteint et une tarification en âge atteint et indemnité.

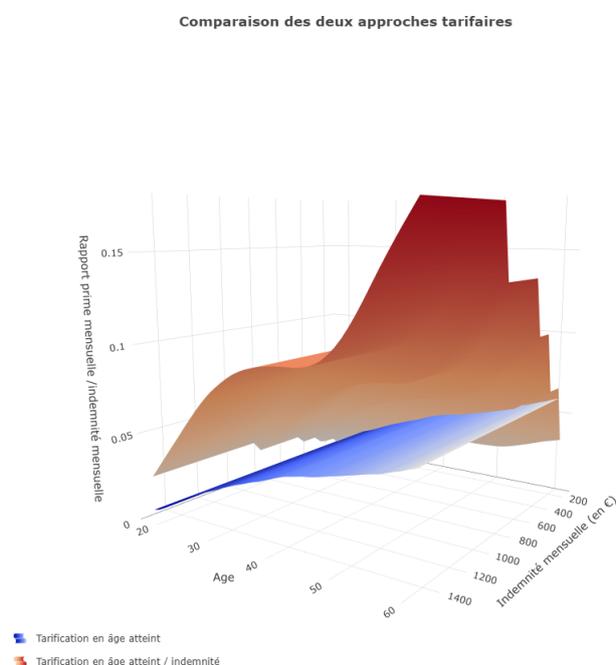


FIGURE 5.14 – Comparaison tarification en âge atteint et tarification en âge atteint et indemnité - Angle 1

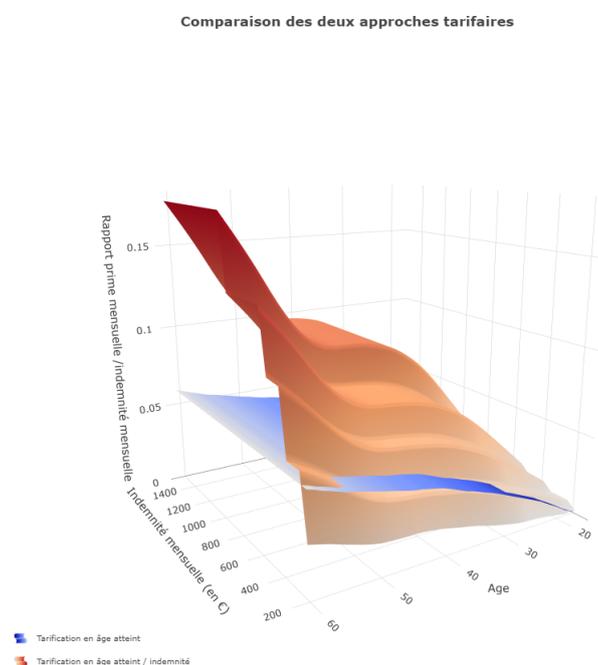


FIGURE 5.15 – Comparaison tarification en âge atteint et tarification en âge atteint et indemnité - Angle 2

Nous pouvons observer que sur une grande partie des segments d'âge et d'indemnité, la tarification en âge atteint est mieux-disante. La tarification en âge atteint et indemnité est mieux-disante uniquement pour les faibles montants d'indemnité. Les tarifs avec une segmentation en âge atteint et indemnité sont nettement plus importants pour les indemnités et les âges les plus élevés.

Nous comparons également à travers le graphique ci-dessous les taux de prime commerciale pour l'approche en âge et indemnité par tranche d'indemnité entre eux et avec les taux de prime commerciale obtenus avec l'approche en âge atteint.

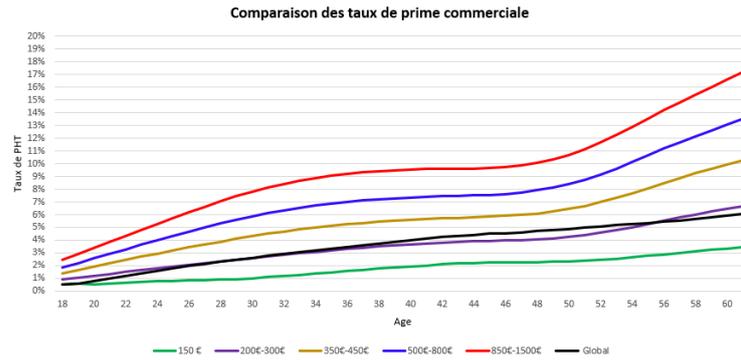


FIGURE 5.16 – Taux de prime commerciale par tranche d'indemnité

Nous pouvons observer que les taux de prime commerciale pour la tranche [850€,1500€] sont jusqu'à 6 fois supérieurs aux taux de prime commerciale pour la tranche 150€. Les taux de prime commerciale au global (soit pour une approche tarifaire en âge atteint) sont jusqu'à trois fois inférieurs aux taux de prime commerciale sur la tranche d'indemnité la plus élevée. En outre, ces taux de prime commerciale au global sont relativement proches des taux de la tranche [200€,300€].

Comparaison avec la tarification actuelle et la tarification en âge atteint

Egalement, nous proposons, par âge et par indemnité, une comparaison des trois approches tarifaires, soit une tarification en âge atteint, une tarification en âge atteint et indemnité et la tarification actuelle (selon l'indemnité uniquement). Les écarts tarifaires (sur la base du taux de prime commerciale) par âge et par indemnité entre les trois approches tarifaires sont présentés en annexe I.

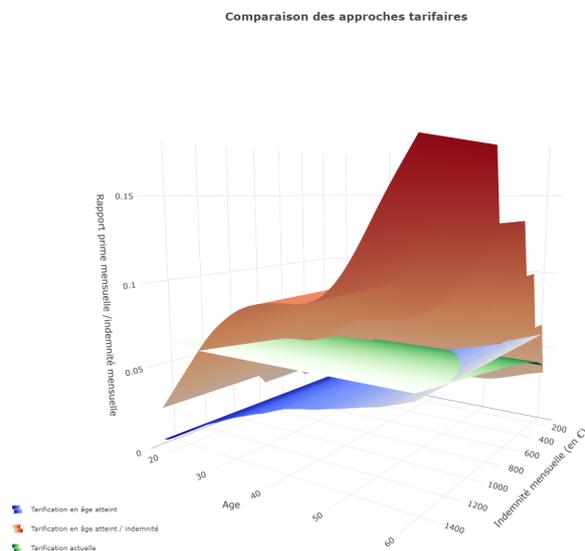


FIGURE 5.17 – Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 1

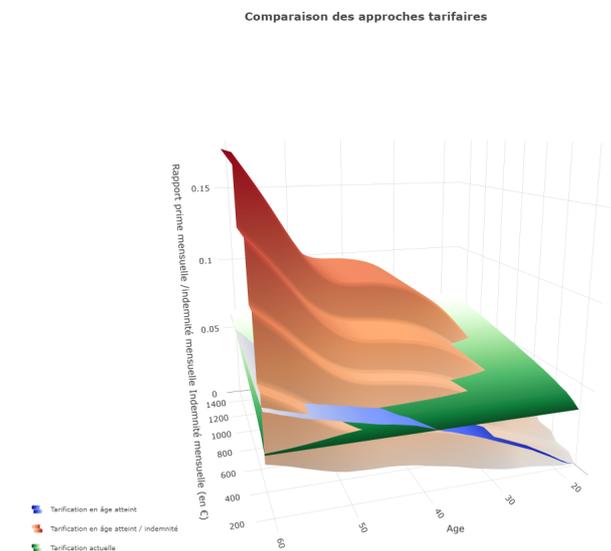


FIGURE 5.18 – Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 2

Nous pouvons noter de cette comparaison que les taux de prime commerciale pour une tarification en âge atteint et indemnité sont supérieurs aux taux de prime commerciale pour une tarification en âge atteint et la tarification actuelle sur une majorité de segments tarifaires. La tarification en âge atteint se distingue par une baisse des tarifs sur les indemnités les plus élevées et sur les âges les plus faibles. La tarification en âge atteint et indemnité présente une baisse tarifaire sur les indemnités et

les âges les plus faibles et une nette augmentation des tarifs sur les indemnités et les âges les plus élevés.

Finalement, au regard des écarts tarifaires importants, l'approche en âge atteint et en indemnité, si elle est maintenue comme telle, pourrait rendre la commercialisation du produit plus difficile sur les tranches d'indemnité les plus élevées ce qui pourrait conduire à la diminution du nombre d'affaires nouvelles sur le produit.

5.4 Conclusion sur la partie

Dans cette partie, nous avons pu comparer deux nouvelles approches tarifaires, l'une en âge atteint et l'autre en âge atteint et indemnité avec l'approche tarifaire actuelle qui se base sur le montant de l'indemnité uniquement. Il est à noter que les deux nouvelles approches tarifaires ont été conçues sur la base de statistiques plus récentes que l'approche actuelle.

Au niveau de l'approche par âge atteint uniquement, celle-ci a pour effet de diminuer les tarifs sur les indemnités les plus élevées par rapport à la tarification actuelle. Ceci pourrait entraîner une augmentation du risque d'antisélection sur les indemnités les plus élevées ce qui n'est pas l'objectif de la refonte tarifaire. Ainsi, une approche par âge atteint ne semble réalisable que si l'antisélection est limitée via des mesures correctrices telles que :

- La limitation du montant de l'indemnité mensuelle à un pourcentage du salaire mensuel en sachant que la multi-détention n'est pas possible sur ce produit.
- Le durcissement de la sélection médicale pour l'arrêt de travail.

Si aucune mesure contractuelle censée limiter l'antisélection n'est introduite, il semble plus judicieux de considérer l'approche par âge atteint et indemnité. En effet, celle-ci conduit à une augmentation importante des tarifs sur les indemnités et les âges les plus élevés ce qui pourrait permettre de réduire naturellement le risque d'antisélection. Cependant, ces évolutions tarifaires semblent trop importantes et cela pourrait engendrer une réduction du nombre d'affaires nouvelles. La baisse tarifaire étant également importante pour les indemnités et les âges les moins élevés, nous pourrions moduler la marge technique en la baissant sur les segments où l'augmentation tarifaire est importante et en l'augmentant sur les segments où la baisse tarifaire est importante pour ne pas créer de choc important sur la commercialisation de l'offre.

Par ailleurs, il est à noter que, malgré une antisélection palpable, le produit n'est pas déficitaire. Ainsi, il est également tout à fait possible de conserver la tarification actuelle tout en introduisant les mêmes mesures correctrices citées ci-dessus. Il s'agira, par la suite, de suivre au fil du temps l'effet sur la sinistralité avant une éventuelle refonte tarifaire.

Conclusion

L'objectif du présent mémoire est d'étudier de nouvelles approches tarifaires sur un produit de prévoyance individuelle regroupant les garanties perte d'emploi et arrêt de travail. La tarification actuelle de ce produit dépend de l'indemnité mensuelle uniquement et celui-ci est enclin à de l'antisélection. Afin d'étudier ces nouvelles approches, l'idée de base était de construire des lois d'expérience censées refléter du mieux possible le niveau de risque observé sur le portefeuille. Une fois les lois d'incidence et de maintien obtenues, nous avons pu calculer des taux de prime pure puis, dans un second temps, des taux de prime commerciale calculés sur la base d'un taux de marge technique permettant de rester à iso-rentabilité par rapport à la situation actuelle.

La première partie de ce mémoire a présenté le marché de la prévoyance (avec un focus sur la prévoyance individuelle) français et au sein de l'entreprise. Le produit étudié a, par la suite, été présenté avec notamment la refonte de celui-ci en 2018, certaines statistiques descriptives permettant notamment d'observer au fil du temps une baisse des montants d'indemnité sur le stock de contrats et à l'adhésion, une amélioration du ratio sinistres réglés / primes et un phénomène d'antisélection perceptible via la comparaison des montants d'indemnité couverts et des montants d'indemnité réglés.

La deuxième partie de ce mémoire a traité de la construction des lois mixtes d'incidence par âge et de maintien par ancienneté en mois de la survenance nécessaires à l'établissement d'une segmentation tarifaire sur l'âge atteint. La méthodologie a été d'estimer des taux bruts avec la méthode de Kaplan-Meier puis de lisser les taux bruts avec la méthode de lissage non paramétrique de Whittaker-Henderson. Pour vérifier que le lissage n'a pas introduit de biais significatif, un backtesting est réalisé sur les périodes considérées pour la construction des lois. Ce backtesting a permis de valider ces lois. En outre, il est à noter que le suivi des lois sur une période ultérieure à la période de construction a mis en évidence une baisse de la sinistralité. Les lois construites paraissent donc prudentes à la vue des résultats de ce suivi. Il conviendra de vérifier dans les années à venir si cette tendance de baisse de la sinistralité se poursuit. Dans ce cas, il serait pertinent d'ajuster les lois construites sur la base de l'évolution de la sinistralité.

Dans un second temps, nous avons mesuré l'effet de certaines variables sur l'incidence et le maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail avec des modèles de Cox et d'Aalen. Cela nous a permis de déduire l'effet significatif du montant de l'indemnité sur l'incidence pour les deux garanties ainsi que l'effet significatif de l'âge à la survenance sur le maintien en arrêt de travail et l'effet significatif de l'indemnité sur le maintien en perte d'emploi. Sur la base des résultats de l'étude des variables discriminantes, il a été convenu de construire des lois d'incidence en perte d'emploi et en arrêt de travail intégrant le montant de l'indemnité et des lois de maintien en perte d'emploi et en arrêt de travail intégrant respectivement le montant de l'indemnité et l'âge à la survenance. A l'aide des résultats énoncés ci-dessus, il a pu être établi deux nouvelles approches tarifaires : une tarification dépendant de l'âge atteint uniquement et une tarification dépendant de l'âge atteint et du montant de l'indemnité mensuelle.

La troisième partie du mémoire a abordé les résultats obtenus à la suite de la mise en place des nouvelles segmentations tarifaires. Pour chaque nouvelle approche tarifaire, un taux de marge technique permettant de rester à iso-rentabilité par rapport à la tarification actuelle a été déterminé. Nous avons, ainsi, pu déterminer le niveau de prime commerciale associé à chaque nouvelle approche

tarifaire. Une comparaison des nouvelles grilles tarifaires commerciales avec la grille tarifaire actuelle a ainsi pu être établie.

L'approche tarifaire en âge atteint uniquement se caractérise par une diminution importante du tarif sur les indemnités les plus élevées. Cela pourrait avoir pour effet une augmentation du risque d'antisélection sur les montants d'indemnité les plus élevés. Cette approche n'est ainsi réalisable qu'avec l'introduction de mesures contractuelles lors du parcours d'adhésion censées réduire l'antisélection. Des mesures évoquées pour réduire l'antisélection incluent la limitation du montant de l'indemnité à un pourcentage du salaire et le durcissement de la sélection médicale sur l'arrêt de travail.

L'approche tarifaire en âge atteint et indemnité a pour effet une augmentation drastique des tarifs sur les indemnités et les âges les plus élevés. Cela devrait permettre de réduire naturellement le risque d'antisélection. Néanmoins, ces écarts s'avèrent trop importants selon les différentes tranches d'indemnité. Cela pourrait rendre la commercialisation du produit plus difficile sur ces segments tarifaires et réduire, au global, le nombre d'affaires nouvelles. L'idée pour réduire ces écarts tarifaires est de moduler le taux de marge technique selon le montant de l'indemnité et l'âge. Dans ce cas, il s'agirait d'augmenter le taux de marge technique sur les montants d'indemnité et les âges les plus faibles et de le réduire sur les montants d'indemnité et les âges les plus élevés. Si aucune mesure contractuelle pour limiter l'antisélection n'est introduite, cette approche pourrait être privilégiée car réduisant naturellement l'antisélection.

En outre, notons que malgré un phénomène d'antisélection, le produit n'est aujourd'hui pas déficitaire. Refondre l'approche tarifaire ne doit pas avoir pour effet une baisse du nombre d'affaires nouvelles ou une augmentation du risque d'antisélection. Ainsi, il n'est pas exclu de maintenir l'approche tarifaire actuelle en introduisant les mesures correctrices ci-dessus.

En tout état de cause, si une nouvelle approche tarifaire devait entrer en vigueur, un dispositif de suivi dédié devra être mis en place afin de mesurer les impacts de la refonte tarifaire sur le risque d'antisélection, sur la sinistralité du portefeuille et sur le niveau d'affaires nouvelles.

Liste des tableaux

2.1	Combinaisons statut / sous statut sinistres pour la perte d'emploi	23
2.2	Combinaisons statut / sous statut sinistres pour l'incapacité	24
2.3	Ventilation par période et sexe de l'exposition perte d'emploi	25
2.4	Ventilation par période de l'exposition perte d'emploi	25
2.5	Ventilation par année de survenance et sexe des incidences perte d'emploi	26
2.6	Ventilation par année de survenance des sinistres perte d'emploi	27
2.7	Ventilation par période et sexe de l'exposition arrêt de travail	28
2.8	Ventilation par période de l'exposition arrêt de travail	28
2.9	Ventilation par période et sexe des incidences arrêt de travail	29
2.10	Ventilation par année de survenance des sinistres arrêt de travail	30
2.11	Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi hommes	33
2.12	Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi femmes	33
2.13	Ventilation par année de survenance des incidences perte d'emploi mixtes	33
2.14	Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail hommes	34
2.15	Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail femmes	34
2.16	Ventilation par année de survenance des incidences arrêt de travail mixtes	34
3.1	Comparaison des taux de maintien en arrêt de travail du produit et des taux de maintien en incapacité du BCAC après 3 mois de franchise	54
3.2	Comparaison des taux d'entrée en perte d'emploi	55
4.1	Répartition sur l'exposition 2016-2018 des montants d'indemnité mensuelle - perte d'emploi	62
4.2	Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur l'entrée en perte d'emploi : modèle de Cox	63
4.3	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi	63
4.4	Répartition sur l'exposition 2016-2018 des montants d'indemnité mensuelle - arrêt de travail	65
4.5	Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur l'entrée en arrêt de travail : modèle de Cox	66
4.6	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi	66
4.7	Ventilation par tranche d'indemnité des incidences perte d'emploi	68
4.8	Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox	68
4.9	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - perte d'emploi	69
4.10	Ventilation par tranche d'âge à la survenance des incidences perte d'emploi sur 2016-2020	71
4.11	Impact de l'âge à la survenance sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox	72

4.12	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué à l'âge à la survenance - perte d'emploi	72
4.13	Ventilation par tranche d'indemnité des incidences arrêt de travail	74
4.14	Impact du montant de l'indemnité mensuelle sur la sortie d'arrêt de travail : modèle de Cox	75
4.15	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué au montant d'indemnité - arrêt de travail	75
4.16	Ventilation par tranche d'âge à la survenance des incidences arrêt de travail	77
4.17	Impact de l'âge à la survenance sur la sortie de perte d'emploi : modèle de Cox	78
4.18	Test des termes non paramétriques pour le modèle d'Aalen appliqué à l'âge à la survenance - arrêt de travail	78
4.19	Correspondances des montants d'indemnité	81

Table des figures

1	Grille tarifaire actuelle du produit	v
2	Evolution des règlements et du ratio SR/P	vi
3	Comparaison stock et sinistres par tranche d'indemnité	vi
4	Taux d'entrée en perte d'emploi	vii
5	Taux d'entrée en arrêt de travail	vii
6	Taux de maintien en perte d'emploi	viii
7	Taux de maintien en arrêt de travail	viii
8	Taux d'incidence en perte d'emploi par tranche d'indemnité	ix
9	Taux d'incidence en arrêt de travail par tranche d'indemnité	ix
10	Taux de maintien en perte d'emploi selon l'indemnité mensuelle	ix
11	Taux de maintien en arrêt de travail selon l'indemnité mensuelle	ix
12	Business plans sur 10 ans pour la tarification en âge atteint et la tarification actuelle	xi
13	Business plans sur 10 ans pour la tarification en âge atteint et indemnité et la tarification actuelle	xi
14	Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 1	xii
15	Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 2	xii
16	Current pricing scheme of the product	xv
17	Evolution of settled claims and the settled claims on premiums ratio	xvi
18	Comparison of covered amounts and settled amounts	xvi
19	Incidence rates for the job loss guarantee	xvii
20	Incidence rates for the work stoppage guarantee	xvii
21	Maintenance rates for the job loss guarantee	xviii
22	Maintenance rates for the work stoppage guarantee	xviii
23	Incidence rates by indemnity slice for the job loss guarantee	xix
24	Incidence rates by indemnity slice for the work stoppage guarantee	xix
25	Maintenance rates by indemnity slice for the job loss guarantee	xix
26	Maintenance rates by indemnity slice for the work stoppage guarantee	xix
27	Business plans on a 10 year period for the segmentation by reached age and the current one	xxi
28	Business plans on a 10 year period for the segmentation by reached age and indemnity and the current one	xxi
29	Comparison of the three pricing approaches - Angle 1	xxii
30	Comparison of the three pricing approaches - Angle 2	xxii
1.1	Répartition du chiffre d'affaires de la prévoyance en 2021, source : Pair Conseil (19)	6
1.2	Evolution du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle et projections, source : Pair Conseil (19)	7
1.3	Répartition des contrats de prévoyance individuelle, source : Pair Conseil (19)	7
1.4	Répartition par garantie du chiffre d'affaires de la prévoyance individuelle	8
1.5	Taux de chômage en France 2003-2023, source INSEE (12)	10
1.6	Temps passé au chômage en 2022 - France, source INSEE (12)	10
1.7	Grille tarifaire actuelle du produit	12

1.8	Evolution du stock, de la production et des indemnités moyennes	14
1.9	Evolution de l'âge moyen sur le stock et la production	14
1.10	Evolution du chiffre d'affaires	15
1.11	Evolution des règlements et du ratio SR/P	16
1.12	Comparaison indemnités couvertes et réglées	16
1.13	Comparaison stock et sinistres par tranche d'indemnité	16
2.1	Ventilation des expositions perte d'emploi par âge Hommes	26
2.2	Ventilation des expositions perte d'emploi par âge Femmes	26
2.3	Ventilation par âge des expositions perte d'emploi	26
2.4	Ventilation des sinistres par âge Hommes	27
2.5	Ventilation des sinistres par âge Femmes	27
2.6	Ventilation par âge des sinistres perte d'emploi	28
2.7	Ventilation des expositions hommes par âge sur l'arrêt de travail	29
2.8	Ventilation des expositions femmes par âge sur l'arrêt de travail	29
2.9	Ventilation par âge des expositions arrêt de travail	29
2.10	Ventilation des sinistres arrêt de travail par âge hommes	30
2.11	Ventilation des sinistres arrêt de travail par âge femmes	30
2.12	Ventilation par âge des sinistres arrêt de travail	30
3.1	Estimation par Kaplan-Meier des taux bruts d'incidence en perte d'emploi	38
3.2	Estimation par Kaplan-Meier des taux bruts d'incidence en arrêt de travail	39
3.3	Taux bruts d'entrée en perte d'emploi lissés par Whittaker Henderson Hommes	40
3.4	Taux bruts d'entrée en perte d'emploi lissés par Whittaker-Henderson Femmes	40
3.5	Evolution du sex-ratio par âge et moyen sur la garantie perte d'emploi - 2016-2018	40
3.6	Taux d'entrée en perte d'emploi	41
3.7	Taux bruts d'entrée en arrêt de travail lissés par Whittaker Henderson Hommes	41
3.8	Taux bruts d'entrée en arrêt de travail lissés par Whittaker-Henderson Femmes	41
3.9	Evolution du sex-ratio par âge et moyen sur la garantie arrêt de travail - 2016-2018	42
3.10	Taux d'entrée en arrêt de travail	42
3.11	Taux bruts de sortie de perte d'emploi Kaplan-Meier	43
3.12	Taux bruts de sortie d'arrêt de travail Kaplan-Meier	43
3.13	Taux bruts de sortie de perte d'emploi lissés par Whittaker-Henderson	44
3.14	Taux bruts de sortie d'arrêt de travail lissés par Whittaker-Henderson	44
3.15	Taux de maintien en perte d'emploi	44
3.16	Taux de maintien en arrêt de travail	44
3.17	Backtesting global et par tranches d'âge des sinistres perte d'emploi sur 2016-2018	45
3.18	Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi sur 2016-2018	46
3.19	Backtesting global et par tranches d'âge des sinistres arrêt de travail sur 2016-2018	46
3.20	Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail sur 2016-2018	47
3.21	Backtesting global et par tranche d'ancienneté des sorties de la perte d'emploi sur 2016-2020	48
3.22	Comparaison ancienneté par ancienneté des sorties de la perte d'emploi sur 2016-2020	48
3.23	Backtesting global et par tranche d'ancienneté des sorties de l'arrêt de travail sur 2016-2020	49
3.24	Backtesting ancienneté par ancienneté des sorties de l'arrêt de travail sur 2016-2020	49
3.25	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi prédits et observés en 2019	50
3.26	Suivi âge par âge des sinistres perte d'emploi prédits et observés en 2019	50
3.27	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail prédits et observés en 2019	51
3.28	Suivi âge par âge des sinistres arrêt de travail prédits et observés en 2019	51
3.29	Suivi global et par tranche d'ancienneté des sorties de perte d'emploi prédites et observées en 2021	52

3.30	Suivi ancienneté par ancienneté des sorties de perte d'emploi prédites et observées en 2021	52
3.31	Suivi global et par tranche d'ancienneté des sorties d'arrêt de travail prédites et observées en 2021	53
3.32	Suivi ancienneté par ancienneté des sorties d'arrêt de travail prédites et observées en 2021	53
3.33	Comparaison graphique des taux de maintien en arrêt de travail du produit et des taux de maintien en incapacité du BCAC après 3 mois de franchise	54
4.1	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 200€-300€- Incidence en perte d'emploi	64
4.2	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 350€-450€- Incidence en perte d'emploi	64
4.3	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 500€-800€- Incidence en perte d'emploi	64
4.4	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 850€-1500€- Incidence en perte d'emploi	64
4.5	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 200€-300€- Incidence en arrêt de travail	67
4.6	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 350€-450€- Incidence en arrêt de travail	67
4.7	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 500€-800€- Incidence en arrêt de travail	67
4.8	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité 850€-1500€- Incidence en arrêt de travail	67
4.9	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [200€,300€] - Sortie de perte d'emploi	70
4.10	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [350€,450€] - Sortie de perte d'emploi	70
4.11	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [500€,800€] - Sortie de perte d'emploi	70
4.12	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [850€,1500€] - Sortie de perte d'emploi	70
4.13	Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'indemnité perte d'emploi	71
4.14	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 32-40 ans - Sortie de perte d'emploi	73
4.15	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 41-50 ans - Sortie de perte d'emploi	73
4.16	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 51-61 ans - Sortie de perte d'emploi	73
4.17	Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'âge à la survenance perte d'emploi	74
4.18	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [200€,300€] - Sortie d'arrêt de travail	76
4.19	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [350€,450€] - Sortie d'arrêt de travail	76
4.20	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [500€,800€] ans - Sortie d'arrêt de travail	76
4.21	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'indemnité [850€,1500€] - Sortie d'arrêt de travail	76
4.22	Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'indemnité arrêt de travail	77

4.23	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 32-40 ans - Sortie d'arrêt de travail	79
4.24	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 41-50 ans - Sortie d'arrêt de travail	79
4.25	Fonction de régression des coefficients cumulés pour la tranche d'âge 51-61 ans - Sortie d'arrêt de travail	79
4.26	Comparaison des fonctions de survie Aalen par tranche d'âge arrêt de travail	80
4.27	Taux bruts Kaplan-Meier d'entrée en perte d'emploi par âge et par indemnité	81
4.28	Taux lissés d'entrée en perte d'emploi par âge et par tranche d'indemnité	82
4.29	Taux lissés d'entrée en perte d'emploi par âge et par indemnité en 2 dimensions	82
4.30	Taux bruts d'entrée en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité	83
4.31	Taux lissés d'entrée en arrêt de travail par âge et par tranche d'indemnité	84
4.32	Taux lissés d'entrée en arrêt de travail par âge et par indemnité en deux dimensions	84
4.33	Taux de maintien en perte d'emploi selon l'indemnité mensuelle	85
4.34	Taux de maintien en arrêt de travail selon l'indemnité mensuelle	85
4.35	Taux de maintien en perte d'emploi selon la tranche d'âge à la survenance	86
4.36	Taux de maintien en arrêt de travail selon la tranche d'âge à la survenance	87
5.1	Répartition par âge à fin 2022 du stock de contrats 2022	93
5.2	Répartition par indemnité mensuelle du stock de contrats 2022	93
5.3	Evolution du taux de chute par année dans le portefeuille	94
5.4	Business plan hors marge technique avec la nouvelle segmentation tarifaire	96
5.5	Business plan avec la tarification actuelle	97
5.6	Business plans pour la tarification actuelle et la tarification en âge atteint	97
5.7	Comparaison de la grille tarifaire en âge atteint et de la grille tarifaire actuelle	98
5.8	Comparaison des primes commerciales mensuelles par âge	99
5.9	Comparaison tarification en âge atteint et tarification actuelle - Perte d'emploi	100
5.10	Comparaison des primes commerciales mensuelles perte d'emploi par âge	100
5.11	Comparaison tarification en âge atteint et tarification actuelle - Arrêt de travail	101
5.12	Comparaison des primes commerciales mensuelles arrêt de travail par âge	101
5.13	Business plan pour la tarification actuelle et la tarification en âge atteint et indemnité	102
5.14	Comparaison tarification en âge atteint et tarification en âge atteint et indemnité - Angle 1	103
5.15	Comparaison tarification en âge atteint et tarification en âge atteint et indemnité - Angle 2	103
5.16	Taux de prime commerciale par tranche d'indemnité	104
5.17	Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 1	104
5.18	Comparaison des trois approches tarifaires - Angle 2	104
5.19	Indemnités moyennes selon l'âge à l'adhésion	117
5.20	Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Hommes en 2016-2018	117
5.21	Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Femmes en 2016-2018	117
5.22	Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi Hommes en 2016-2018	118
5.23	Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi Femmes en 2016-2018	118
5.24	Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Hommes en 2016-2018	118
5.25	Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Femmes en 2016-2018	118
5.26	Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail Hommes en 2016-2018	118
5.27	Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail Femmes en 2016-2018	118
5.28	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Hommes en 2019	119
5.29	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Femmes en 2019	119
5.30	Suivi âge par âge des incidences en perte d'emploi Hommes en 2019	119
5.31	Suivi âge par âge des incidences en perte d'emploi Femmes en 2019	119
5.32	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Hommes en 2019	119

5.33	Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Femmes en 2019	119
5.34	Suivi âge par âge des incidences en arrêt de travail Hommes en 2019	119
5.35	Suivi âge par âge des incidences en arrêt de travail Femmes en 2019	119
5.36	Taux bruts Hoem et Kaplan-Meier d'entrée en perte d'emploi	120
5.37	Taux bruts Hoem et Kaplan-Meier d'entrée en arrêt de travail	120
5.38	Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier .	121
5.39	Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'indemnité	121
5.40	Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'âge	122
5.41	Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier .	122
5.42	Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'indemnité	123
5.43	Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'âge	123
5.44	Résidus de Schoenfeld par sexe du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi	124
5.45	Résidus de Schoenfeld par sexe du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail	124
5.46	Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi	124
5.47	Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail	124
5.48	Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie de perte d'emploi	125
5.49	Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie d'arrêt de travail	125
5.50	Résidus de Schoenfeld par tranche d'âge à la survenance du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie de perte d'emploi	125
5.51	Résidus de Schoenfeld par tranche d'âge à la survenance du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie d'arrêt de travail	125
5.52	Tests associés aux modèles d'Aalen pour l'incidence en perte d'emploi par tranche d'in- demnité	126
5.53	Tests associés aux modèles d'Aalen pour l'incidence en arrêt de travail par tranche d'indemnité	126
5.54	Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie de perte d'emploi par tranche d'in- demnité	126
5.55	Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie d'arrêt de travail par tranche d'indemnité	126
5.56	Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie de perte d'emploi par tranche d'âge .	126
5.57	Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie d'arrêt de travail par tranche d'âge .	126
5.58	Compte de résultat associé à un âge à l'adhésion de 36 ans et une indemnité de 200€ .	127
5.59	Ecart tarifaires sur les différents segments entre l'approche par âge atteint uniquement et l'approche actuelle	127
5.60	Ecart tarifaires sur les différents segments entre l'approche par âge atteint et indemnité et l'approche actuelle	128
5.61	Ecart tarifaires sur les différents segments entre l'approche par âge atteint uniquement et l'approche par âge atteint et indemnité	128

Annexes

Annexe A : Indemnités mensuelles moyennes selon l'âge à l'adhésion

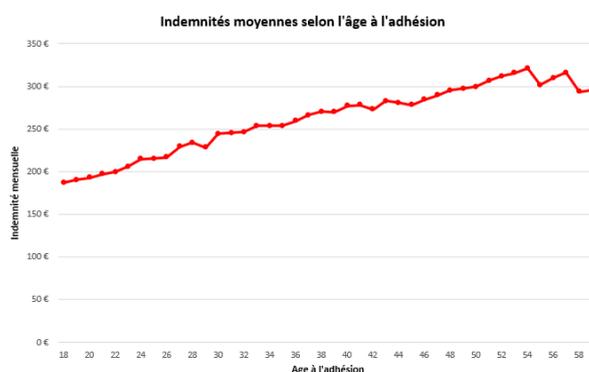


FIGURE 5.19 – Indemnités moyennes selon l'âge à l'adhésion

Annexe B : Backtesting des lois d'incidence par sexe

Backtesting des lois d'incidence en perte d'emploi

Backtesting des lois d'incidence en perte d'emploi par tranches d'âge

Tranche d'âges	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées [1]	Incidences prédites [2]	Ecart absolu [3]-[4] [2]	Ecart relatif [3]/[2]	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	10 441	20,4%	54	51	3	6,1%	37	65	VRAI
29-35	10 353	20,2%	93	93	0	-0,3%	74	112	VRAI
36-43	11 189	21,8%	145	145	0	0,3%	121	168	VRAI
44-50	9 829	19,3%	124	120	4	2,8%	99	142	VRAI
51-61	9 476	18,5%	158	162	-4	-3,0%	138	187	VRAI
Total	51 288	100,0%	573	571	2	0,3%	524	617	VRAI

FIGURE 5.20 – Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Hommes en 2016-2018

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées [1]	Incidences prédites [2]	Ecart absolu [3]-[4] [2]	Ecart relatif [3]/[2]	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	6 762	19,3%	60	61	-1	-1,0%	46	76	VRAI
29-35	6 285	17,3%	100	99	1	0,7%	80	119	VRAI
36-43	7 590	21,4%	155	154	1	0,4%	130	179	VRAI
44-50	7 321	20,8%	140	141	-1	-1,0%	118	165	VRAI
51-61	7 432	21,0%	189	183	6	3,0%	157	209	VRAI
Total	35 440	100,0%	644	639	4	0,7%	590	689	VRAI

FIGURE 5.21 – Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Femmes en 2016-2018

Backtesting des lois d'incidence en perte d'emploi par âge

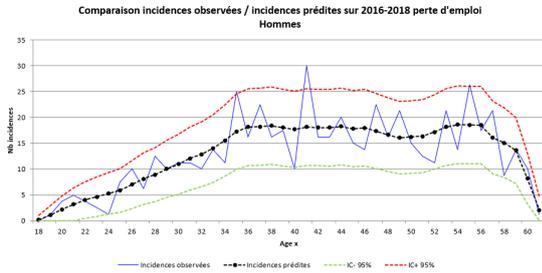


FIGURE 5.22 – Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi Hommes en 2016-2018

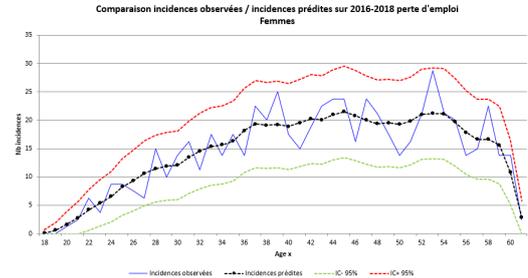


FIGURE 5.23 – Backtesting âge par âge des incidences en perte d'emploi Femmes en 2016-2018

Backtesting des lois d'incidence en arrêt de travail

Backtesting des lois d'incidence en arrêt de travail par tranches d'âge

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	10 726	20,5%	51	53	-1	-2,7%	38	67	VRAI
29-35	10 618	20,3%	104	98	6	6,3%	78	117	VRAI
36-43	11 462	21,9%	130	130	0	0,2%	108	152	VRAI
44-50	10 027	19,1%	156	160	-4	-2,5%	136	185	VRAI
51-61	9 580	18,3%	279	274	5	1,8%	242	306	VRAI
Total	52 434	100,0%	720	714	6	0,8%	662	766	VRAI

FIGURE 5.24 – Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Hommes en 2016-2018

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (3)=(1)-(2)	Ecart relatif (3)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	6 939	15,2%	40	38	2	5,1%	26	50	VRAI
29-35	6 469	17,9%	64	64	0	-0,1%	48	79	VRAI
36-43	7 772	21,4%	221	225	-3	-2,8%	193	246	VRAI
44-50	7 517	20,7%	165	162	3	2,1%	137	186	VRAI
51-61	7 536	20,8%	204	202	2	1,0%	174	229	VRAI
Total	36 233	100,0%	594	590	4	0,6%	543	637	VRAI

FIGURE 5.25 – Backtesting global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Femmes en 2016-2018

Backtesting des lois d'incidence en arrêt de travail par âge

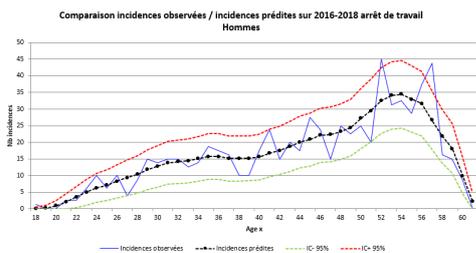


FIGURE 5.26 – Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail Hommes en 2016-2018

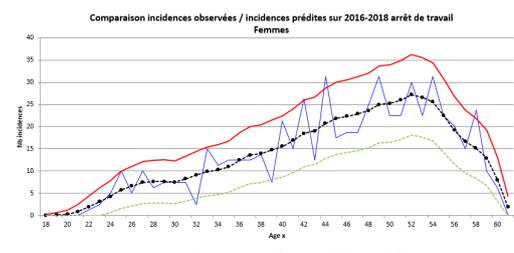


FIGURE 5.27 – Backtesting âge par âge des incidences en arrêt de travail Femmes en 2016-2018

Annexe C : Suivi des lois d'incidence par sexe

Suivi des lois d'incidence en perte d'emploi

Suivi des lois d'incidence en perte d'emploi par tranches d'âge

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (1)-(1)/(2)	Ecart relatif (1)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	5 579	20,2%	21	27	-6	-22,0%	17	37	VRAI
29-35	5 513	20,0%	39	49	-10	-20,2%	36	63	VRAI
36-43	5 993	21,8%	78	77	0	0,0%	60	95	VRAI
44-50	5 189	18,8%	60	64	-4	-5,6%	48	79	VRAI
51-61	5 280	19,2%	85	93	-8	-8,6%	74	112	VRAI
Total	27 554	100,0%	283	311	-28	-9,0%	277	345	VRAI

FIGURE 5.28 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Hommes en 2019

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (1)-(1)/(2)	Ecart relatif (1)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC
18-28	3 548	18,8%	19	32	-13	-41,1%	21	43	FAUX
29-35	3 350	17,8%	36	53	-16	-31,1%	39	67	FAUX
36-43	3 951	21,0%	58	80	-23	-28,5%	63	98	FAUX
44-50	3 771	20,0%	64	72	-9	-11,9%	56	89	VRAI
51-61	4 221	22,4%	90	105	-15	-14,3%	85	125	VRAI
Total	18 842	100,0%	266	342	-76	-22,2%	306	378	FAUX

FIGURE 5.29 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres perte d'emploi Femmes en 2019

Suivi des lois d'incidence en perte d'emploi par âge

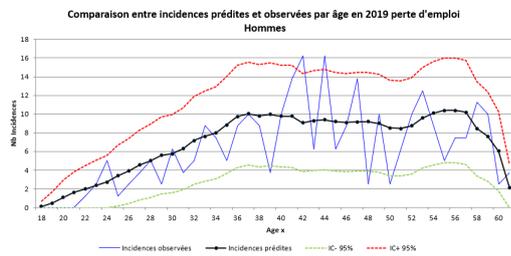


FIGURE 5.30 – Suivi âge par âge des incidences en perte d'emploi Hommes en 2019

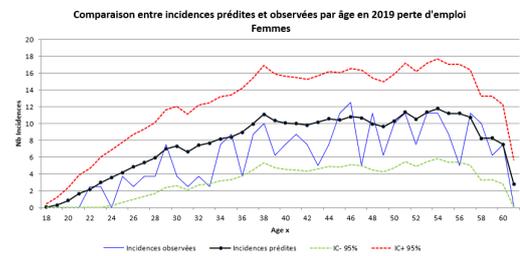


FIGURE 5.31 – Suivi âge par âge des incidences en perte d'emploi Femmes en 2019

Suivi des lois d'incidence en arrêt de travail

Suivi des lois d'incidence en arrêt de travail par tranches d'âge

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (1)-(1)/(2)	Ecart relatif (1)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC 95%
18-28	5 548	18,8%	10	19	-9	-48,3%	11	28	FAUX
29-35	5 346	17,8%	26	33	-7	-20,0%	22	44	VRAI
36-43	5 949	21,0%	38	63	-26	-40,7%	48	79	FAUX
44-50	5 174	20,0%	58	81	-23	-28,9%	64	99	FAUX
51-61	4 215	22,4%	93	113	-20	-17,8%	92	133	VRAI
Total	18 832	100,0%	225	309	-85	-27,5%	275	344	FAUX

FIGURE 5.32 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Hommes en 2019

Tranche d'âge	Exposition	Part d'exposition	Incidences observées (1)	Incidences prédites (2)	Ecart absolu (1)-(1)/(2)	Ecart relatif (1)/(2)	IC Min 95%	IC Max 95%	Appartient à IC 95%
18-28	5 581	20,3%	23	28	-5	-19,4%	18	38	VRAI
29-35	5 516	20,0%	29	51	-22	-43,2%	37	65	FAUX
36-43	5 992	21,7%	45	88	-43	-50,3%	52	84	FAUX
44-50	5 197	18,9%	68	83	-16	-19,0%	66	101	VRAI
51-61	5 265	19,1%	98	152	-54	-35,8%	128	176	FAUX
Total	27 552	100,0%	263	382	-120	-31,4%	344	420	FAUX

FIGURE 5.33 – Suivi global et par tranche d'âge des sinistres arrêt de travail Femmes en 2019

Backtesting des lois d'incidence en arrêt de travail par âge

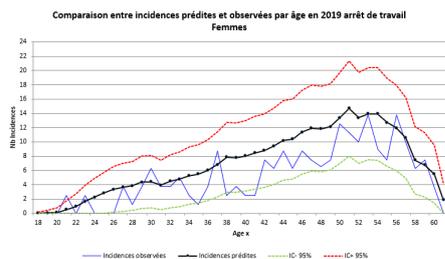


FIGURE 5.34 – Suivi âge par âge des incidences en arrêt de travail Hommes en 2019

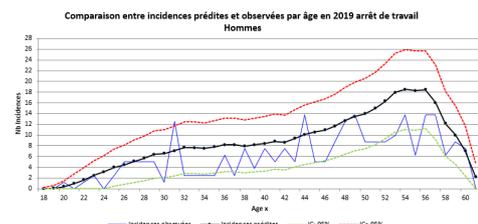


FIGURE 5.35 – Suivi âge par âge des incidences en arrêt de travail Femmes en 2019

Annexe D : Comparaison des taux bruts d'incidence Hoem et Kaplan-Meier

Perte d'emploi

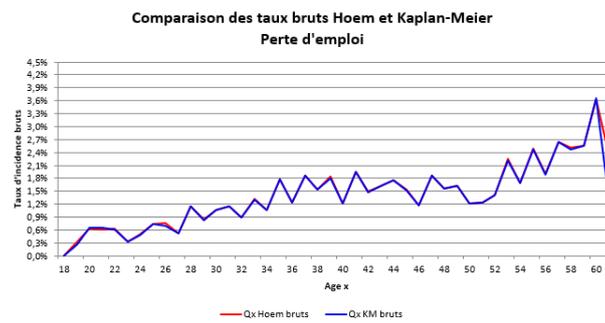


FIGURE 5.36 – Taux bruts Hoem et Kaplan-Meier d'entrée en perte d'emploi

Arrêt de travail

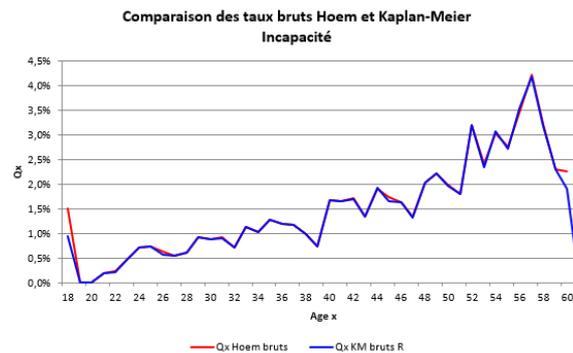


FIGURE 5.37 – Taux bruts Hoem et Kaplan-Meier d'entrée en arrêt de travail

Annexe E : Comparaison des taux de sortie bruts Aalen et Kaplan-Meier

Résultats sur la perte d'emploi

Comparaison des taux bruts au global

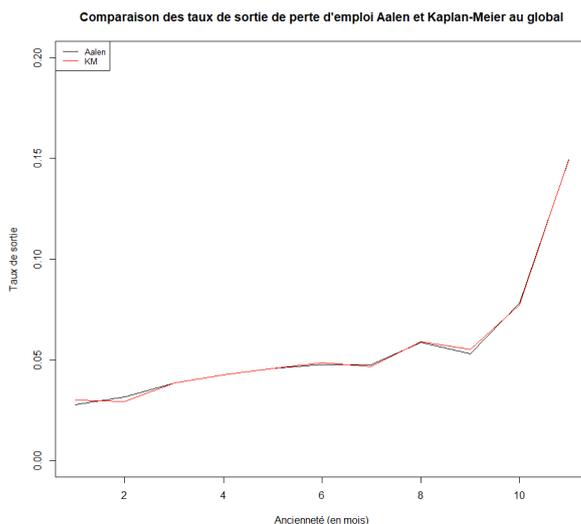


FIGURE 5.38 – Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier

Comparaison des taux bruts par tranche d'indemnité

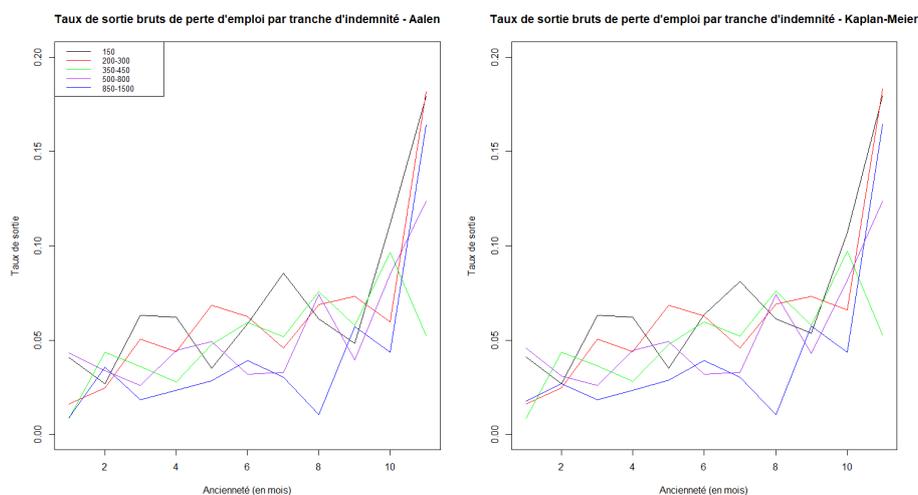


FIGURE 5.39 – Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'indemnité

Comparaison des taux bruts par tranche d'âge à la survenance

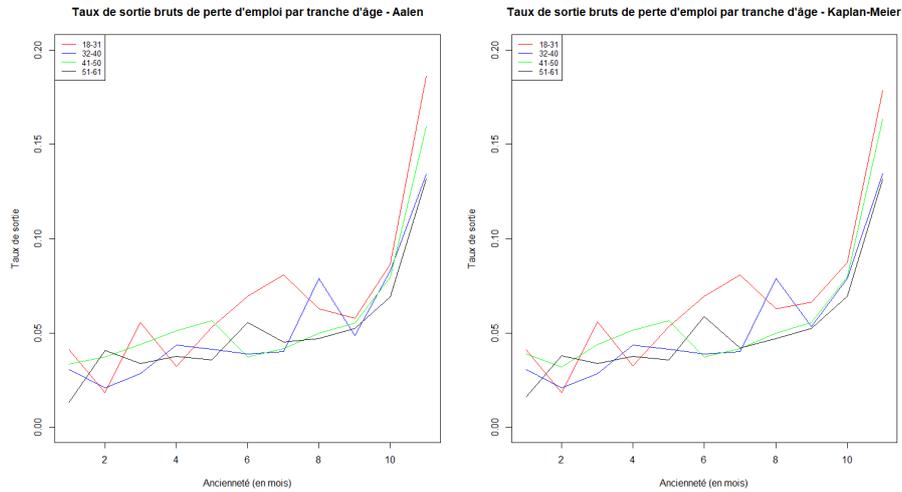


FIGURE 5.40 – Comparaison entre les taux bruts de sortie de perte d'emploi Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'âge

Résultats sur l'arrêt de travail

Comparaison des taux bruts au global

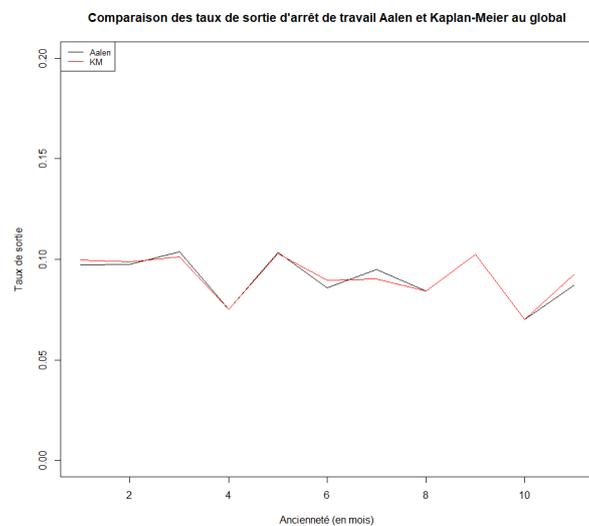


FIGURE 5.41 – Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier

Comparaison des taux bruts par tranche d'indemnité

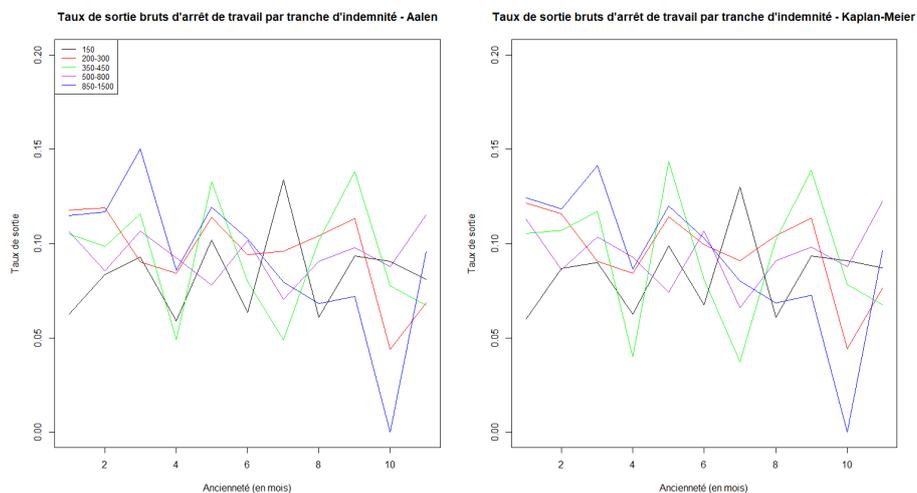


FIGURE 5.42 – Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'indemnité

Comparaison des taux bruts par tranche d'âge à la survenance

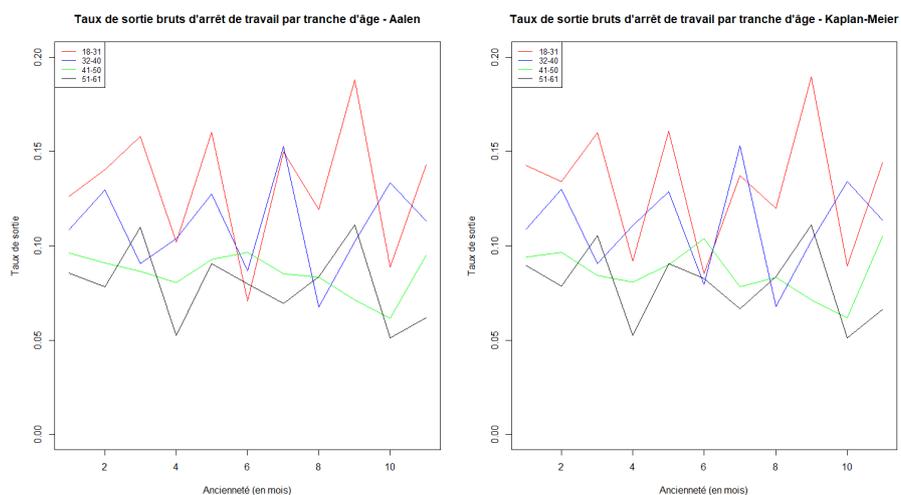


FIGURE 5.43 – Comparaison entre les taux bruts de sortie d'arrêt de travail Aalen et Kaplan-Meier par tranche d'âge

Annexe F : Résidus de Schoenfeld pour les modèles de Cox

Incidence

Sexe

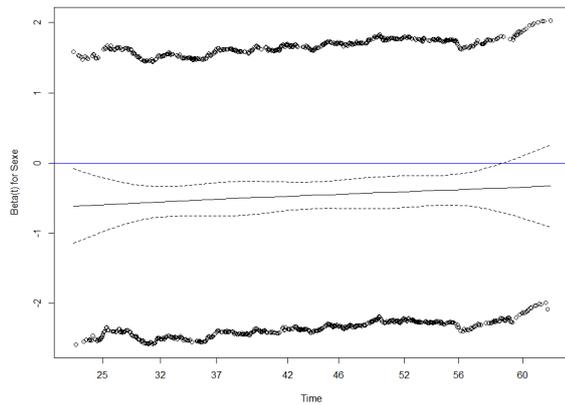


FIGURE 5.44 – Résidus de Schoenfeld par sexe du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi

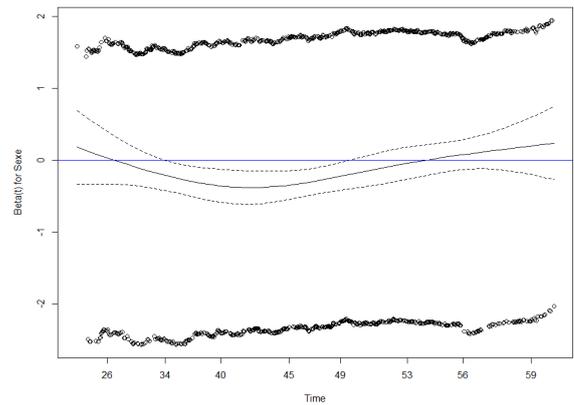


FIGURE 5.45 – Résidus de Schoenfeld par sexe du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail

Indemnité mensuelle

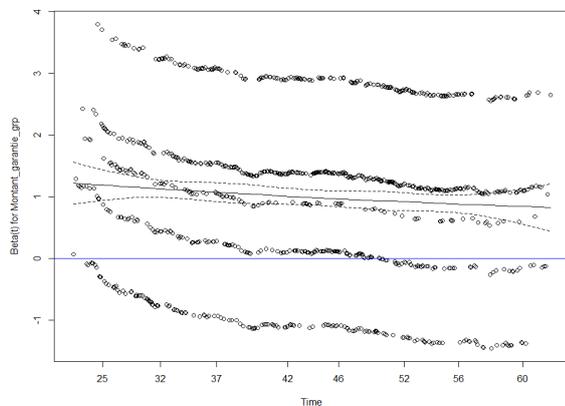


FIGURE 5.46 – Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en perte d'emploi

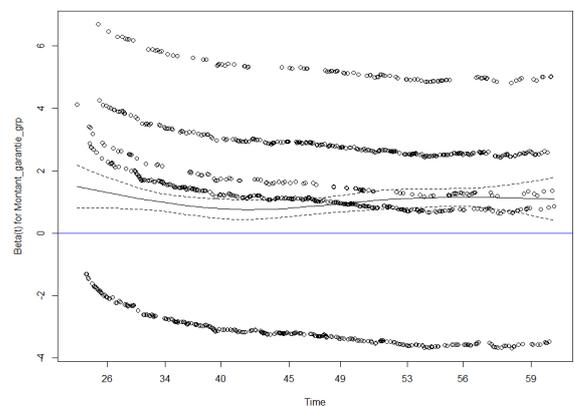


FIGURE 5.47 – Résidus de Schoenfeld par tranche d'indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts d'entrée en arrêt de travail

Maintien

Indemnité mensuelle

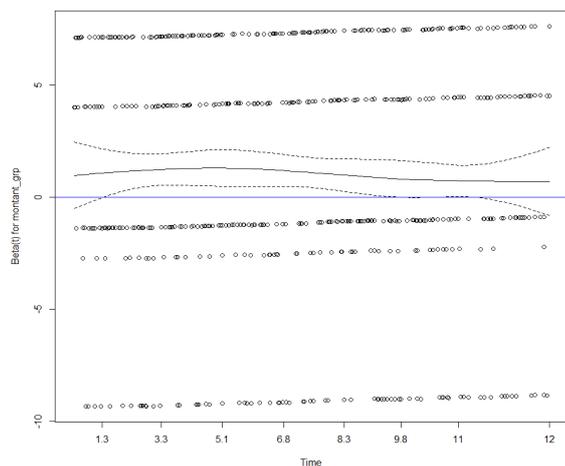


FIGURE 5.48 – Résidus de Schoenfeld par tranche d’indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie de perte d’emploi

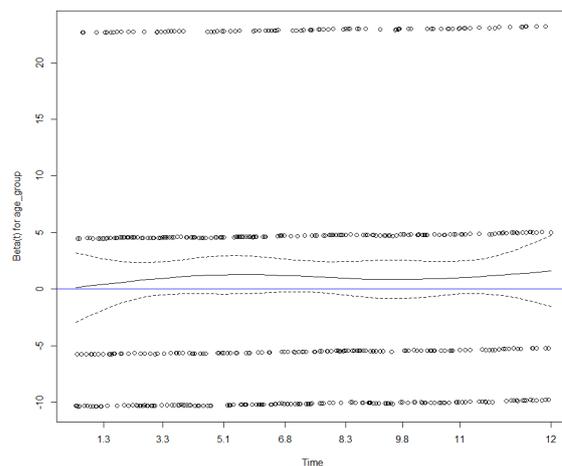


FIGURE 5.49 – Résidus de Schoenfeld par tranche d’indemnité mensuelle du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie d’arrêt de travail

Age à la survenance

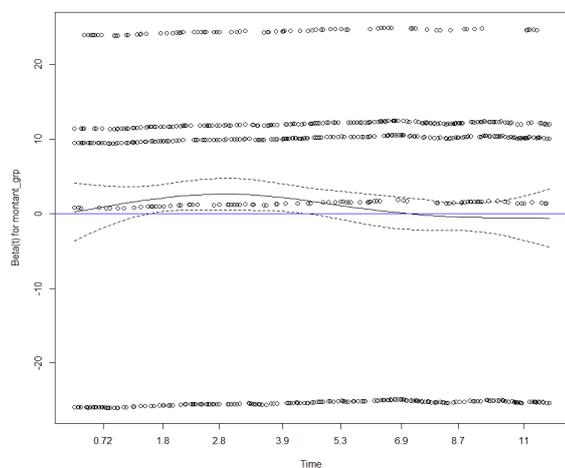


FIGURE 5.50 – Résidus de Schoenfeld par tranche d’âge à la survenance du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie de perte d’emploi

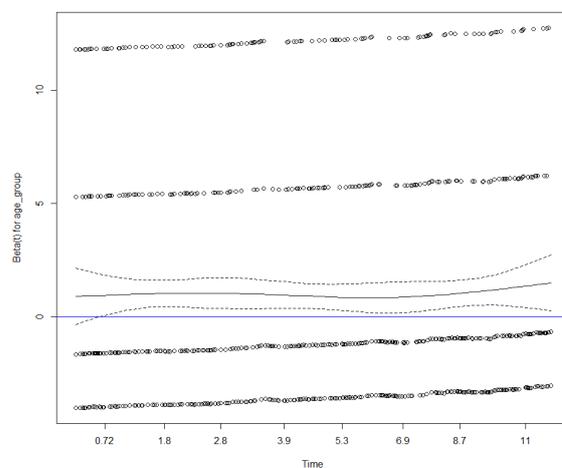


FIGURE 5.51 – Résidus de Schoenfeld par tranche d’âge à la survenance du modèle de Cox appliqué aux taux bruts de sortie d’arrêt de travail

Annexe G : Tests des termes non paramétriques, de Kolmogorov-Smirnov et Cramer von Mises pour les modèles d'Aalen

Résultats sur les taux d'incidence avec comme variable explicative l'indemnité mensuelle

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 3.74 0.000
Montant_garantie_grp200-300 3.55 0.004
Montant_garantie_grp350-450 3.58 0.001
Montant_garantie_grp500-800 3.91 0.002
Montant_garantie_grp850-1500 4.05 0.000

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.0704 0.000
Montant_garantie_grp200-300 0.0839 0.024
Montant_garantie_grp350-450 0.1350 0.005
Montant_garantie_grp500-800 0.2490 0.000
Montant_garantie_grp850-1500 0.7990 0.000

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.178 0.000
Montant_garantie_grp200-300 0.264 0.008
Montant_garantie_grp350-450 0.642 0.003
Montant_garantie_grp500-800 2.390 0.000
Montant_garantie_grp850-1500 16.200 0.000

call:
aaln(formula = Surv(AgeEntree, Agesortie, non_censure) ~ Montant_garantie_grp,
data = t)

```

FIGURE 5.52 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour l'incidence en perte d'emploi par tranche d'indemnité

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 3.92 0.001
Montant_garantie_grp200-300 3.86 0.002
Montant_garantie_grp350-450 3.01 0.027
Montant_garantie_grp500-800 3.60 0.004
Montant_garantie_grp850-1500 3.29 0.012

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.127 0.001
Montant_garantie_grp200-300 0.115 0.001
Montant_garantie_grp350-450 0.137 0.052
Montant_garantie_grp500-800 0.206 0.000
Montant_garantie_grp850-1500 0.124 0.002

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.181 0.001
Montant_garantie_grp200-300 0.332 0.002
Montant_garantie_grp350-450 0.651 0.012
Montant_garantie_grp500-800 1.980 0.000
Montant_garantie_grp850-1500 2.960 0.001

call:
aaln(formula = Surv(AgeEntree, Agesortie, non_censure) ~ Montant_garantie_grp,
data = t)

```

FIGURE 5.53 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour l'incidence en arrêt de travail par tranche d'indemnité

Résultats sur les taux de sortie avec comme variable explicative l'indemnité mensuelle

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 13.00 0.000
montant_grp200-300 1.55 0.800
montant_grp350-450 2.65 0.171
montant_grp500-800 3.04 0.050
montant_grp850-1500 4.87 0.000

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.1400 0.000
montant_grp200-300 0.0416 0.886
montant_grp350-450 0.1080 0.079
montant_grp500-800 0.0876 0.260
montant_grp850-1500 0.0436 0.751

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.18900 0.000
montant_grp200-300 0.00289 0.968
montant_grp350-450 0.03030 0.106
montant_grp500-800 0.01430 0.202
montant_grp850-1500 0.00538 0.603

call:
aaln(formula = surv(maintien, non_censure) ~ montant_grp, data = t)

```

FIGURE 5.54 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie de perte d'emploi par tranche d'indemnité

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 12.60 0.000
montant_grp200-300 2.39 0.262
montant_grp350-450 1.62 0.775
montant_grp500-800 1.96 0.539
montant_grp850-1500 2.55 0.182

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.0425 0.504
montant_grp200-300 0.0719 0.354
montant_grp350-450 0.0850 0.488
montant_grp500-800 0.0476 0.833
montant_grp850-1500 0.1800 0.018

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.00504 0.406
montant_grp200-300 0.01370 0.314
montant_grp350-450 0.04410 0.546
montant_grp500-800 0.00686 0.637
montant_grp850-1500 0.10400 0.018

call:
aaln(formula = surv(maintien, non_censure) ~ montant_grp, data = t)

```

FIGURE 5.55 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie d'arrêt de travail par tranche d'indemnité

Résultats sur les taux de sortie avec comme variable explicative l'âge à la surveillance

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 0.000 0.000
age_group32-40 2.06 0.397
age_group41-50 1.73 0.665
age_group51-61 2.32 0.273

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.1450 0.000
age_group32-40 0.0495 0.784
age_group41-50 0.0583 0.564
age_group51-61 0.0663 0.426

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.12600 0.000
age_group32-40 0.00650 0.635
age_group41-50 0.00741 0.585
age_group51-61 0.01480 0.277

call:
aaln(formula = surv(maintien, non_censure) ~ age_group, data = t)

```

FIGURE 5.56 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie de perte d'emploi par tranche d'âge

```

Additive Aalen Model
Test for nonparametric terms
Test for non-significant effects
Supremum-test of significance p-value H_0: B(t)=0
(Intercept) 2.37 0.262
age_group41-50 2.78 0.007
age_group51-61 4.20 0.000

Test for time invariant effects
Kolmogorov-Smirnov test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.0980 0.593
age_group32-40 0.0905 0.809
age_group41-50 0.0571 0.976
age_group51-61 0.0775 0.841

Cramer von Mises test p-value H_0:constant effect
(Intercept) 0.00693 0.945
age_group32-40 0.01220 0.901
age_group41-50 0.00869 0.932
age_group51-61 0.00916 0.920

call:
aaln(formula = surv(maintien, non_censure) ~ age_group, data = t)

```

FIGURE 5.57 – Tests associés aux modèles d'Aalen pour la sortie d'arrêt de travail par tranche d'âge

Annexe H : Compte de résultat d'un *model point*

Nous présentons ci-dessous le compte de résultat associé à un *model point* pour l'approche en âge atteint. En chapitre 5, plusieurs *model points* ont été considérés et les différents comptes de résultats ont été agrégés pour obtenir le business plan au global

Année de production	2024		2025		2026		2027		2028		2029		2030		2031		2032		2033		
	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	34	
Nombre de nouvelles adhésions	34	63	86	104	122	138	153	168	183	197											
Stocks de contrats	34	63	86	104	122	138	153	168	183	197											
Primes Hors Taxes	1 599,21 €	4 377,21 €	6 549,22 €	8 475,01 €	10 297,37 €	12 067,16 €	13 808,25 €	15 522,95 €	17 229,03 €	18 936,74 €											
dont FE	983,56 €	2 702,69 €	4 036,18 €	5 204,56 €	6 289,89 €	7 325,72 €	8 330,13 €	9 308,24 €	10 272,50 €	11 232,27 €											
dont IT/IT	609,64 €	1 674,57 €	2 513,04 €	3 270,45 €	4 007,46 €	4 741,44 €	5 476,11 €	6 214,16 €	6 955,53 €	7 700,47 €											
dont Chargement d'acquisition	147,53 €	405,40 €	605,43 €	780,68 €	943,44 €	1 096,06 €	1 249,51 €	1 396,24 €	1 540,88 €	1 684,84 €											
dont IT/IT	91,45 €	251,18 €	376,96 €	490,57 €	601,12 €	711,22 €	821,72 €	931,24 €	1 043,48 €	1 155,67 €											
dont Chargement de gestion	238,98 €	656,58 €	982,38 €	1 271,25 €	1 544,61 €	1 810,07 €	2 071,24 €	2 328,44 €	2 584,35 €	2 840,51 €											
dont FE	147,53 €	405,40 €	605,43 €	780,68 €	943,44 €	1 096,06 €	1 249,51 €	1 396,24 €	1 540,88 €	1 684,84 €											
dont IT/IT	91,45 €	251,18 €	376,96 €	490,57 €	601,12 €	711,22 €	821,72 €	931,24 €	1 043,48 €	1 155,67 €											
dont Marge Assurateur	365,11 €	1 003,11 €	1 500,87 €	1 942,10 €	2 359,82 €	2 765,40 €	3 164,40 €	3 557,35 €	3 948,31 €	4 339,68 €											
dont FE	225,40 €	619,37 €	924,96 €	1 192,72 €	1 441,44 €	1 678,82 €	1 908,99 €	2 133,14 €	2 354,12 €	2 574,07 €											
dont IT/IT	139,71 €	383,74 €	575,91 €	749,38 €	918,38 €	1 086,58 €	1 255,41 €	1 424,11 €	1 592,11 €	1 759,61 €											
dont Prime Pure	750,13 €	2 060,93 €	3 088,59 €	3 990,31 €	4 848,34 €	5 681,61 €	6 501,37 €	7 308,71 €	8 111,99 €	8 916,04 €											
dont FE	463,09 €	1 273,52 €	1 900,37 €	2 450,48 €	2 961,49 €	3 449,19 €	3 922,10 €	4 382,62 €	4 836,63 €	5 288,52 €											
dont IT/IT	287,04 €	788,41 €	1 188,22 €	1 539,83 €	1 898,85 €	2 232,43 €	2 579,28 €	2 934,09 €	3 275,96 €	3 627,51 €											
Sinistres	750,13 €	2 060,93 €	3 088,59 €	3 990,31 €	4 848,34 €	5 681,61 €	6 501,37 €	7 308,71 €	8 111,99 €	8 916,04 €											
dont FE	463,09 €	1 273,52 €	1 900,37 €	2 450,48 €	2 961,49 €	3 449,19 €	3 922,10 €	4 382,62 €	4 836,63 €	5 288,52 €											
dont IT/IT	287,04 €	788,41 €	1 188,22 €	1 539,83 €	1 898,85 €	2 232,43 €	2 579,28 €	2 934,09 €	3 275,96 €	3 627,51 €											

FIGURE 5.58 – Compte de résultat associé à un âge à l'adhésion de 36 ans et une indemnité de 200€

Annexe I : Ecart tarifaires entre les différentes approches

Ecart tarifaires entre l'approche en âge atteint et l'approche actuelle

Age/Indemnité	Taux tarifaire en âge atteint et tarification actuelle																											
	150 €	200 €	250 €	300 €	350 €	400 €	450 €	500 €	550 €	600 €	650 €	700 €	750 €	800 €	850 €	900 €	950 €	1 000 €	1 050 €	1 100 €	1 150 €	1 200 €	1 250 €	1 300 €	1 350 €	1 400 €	1 450 €	1 500 €
18	-86,4%	-87,63%	-88,28%	-88,58%	-88,95%	-89,21%	-89,46%	-89,65%	-89,84%	-90,00%	-90,16%	-90,32%	-90,46%	-90,60%	-90,73%	-90,85%	-90,98%	-91,10%	-91,21%	-91,32%	-91,42%	-91,53%	-91,63%	-91,72%	-91,82%	-91,91%	-92,00%	-92,09%
19	-86,49%	-87,64%	-88,29%	-88,74%	-89,16%	-89,57%	-89,97%	-90,20%	-90,38%	-90,55%	-90,71%	-90,87%	-91,02%	-91,16%	-91,29%	-91,41%	-91,53%	-91,64%	-91,75%	-91,86%	-91,96%	-92,06%	-92,16%	-92,26%	-92,35%	-92,45%	-92,54%	-92,63%
20	-86,15%	-87,61%	-88,59%	-89,07%	-89,57%	-89,97%	-90,35%	-90,62%	-90,80%	-91,00%	-91,19%	-91,37%	-91,54%	-91,71%	-91,87%	-92,03%	-92,19%	-92,34%	-92,49%	-92,64%	-92,79%	-92,93%	-93,08%	-93,22%	-93,36%	-93,50%	-93,64%	-93,78%
21	-74,45%	-76,34%	-77,59%	-78,16%	-78,86%	-79,35%	-79,83%	-80,19%	-80,56%	-80,86%	-81,17%	-81,48%	-81,75%	-82,01%	-82,26%	-82,50%	-82,75%	-82,97%	-83,19%	-83,39%	-83,59%	-83,80%	-84,00%	-84,16%	-84,36%	-84,51%	-84,70%	-84,86%
22	-68,71%	-71,03%	-72,56%	-73,26%	-74,11%	-74,72%	-75,30%	-75,75%	-76,20%	-76,56%	-76,94%	-77,33%	-77,69%	-78,07%	-78,42%	-78,75%	-79,08%	-79,41%	-79,66%	-79,91%	-80,17%	-80,40%	-80,60%	-80,80%	-81,04%	-81,26%	-81,47%	-81,67%
23	-63,27%	-65,99%	-67,78%	-68,61%	-69,51%	-70,22%	-71,00%	-71,53%	-72,06%	-72,49%	-72,93%	-73,38%	-73,70%	-74,10%	-74,49%	-74,84%	-75,20%	-75,51%	-75,83%	-76,12%	-76,41%	-76,72%	-76,99%	-77,23%	-77,51%	-77,74%	-78,00%	-78,24%
24	-58,04%	-61,15%	-63,20%	-64,14%	-65,28%	-66,10%	-66,88%	-67,48%	-68,08%	-68,57%	-69,08%	-69,60%	-70,03%	-70,48%	-70,81%	-71,25%	-71,67%	-72,03%	-72,40%	-72,72%	-73,06%	-73,40%	-73,71%	-73,99%	-74,31%	-74,57%	-74,87%	-75,14%
25	-52,78%	-56,28%	-58,58%	-59,64%	-60,93%	-61,84%	-62,72%	-63,39%	-64,08%	-64,63%	-65,20%	-65,78%	-66,27%	-66,78%	-67,21%	-67,66%	-68,12%	-68,52%	-68,93%	-69,30%	-69,68%	-70,07%	-70,41%	-70,73%	-71,09%	-71,38%	-71,72%	-72,03%
26	-48,56%	-52,37%	-54,88%	-56,04%	-57,44%	-58,49%	-59,39%	-60,13%	-60,78%	-61,47%	-62,09%	-62,73%	-63,26%	-63,81%	-64,28%	-64,77%	-65,27%	-65,71%	-66,16%	-66,56%	-66,97%	-67,39%	-67,77%	-68,11%	-68,51%	-68,83%	-69,19%	-69,53%
27	-44,23%	-48,38%	-51,10%	-52,35%	-53,87%	-54,95%	-55,99%	-56,79%	-57,59%	-58,24%	-58,83%	-59,60%	-60,18%	-60,78%	-61,29%	-61,83%	-62,36%	-62,84%	-63,32%	-63,76%	-64,21%	-64,66%	-65,07%	-65,46%	-65,87%	-66,21%	-66,61%	-66,97%
28	-39,97%	-44,42%	-47,35%	-48,70%	-50,33%	-51,49%	-52,61%	-53,47%	-54,34%	-55,04%	-55,76%	-56,50%	-57,12%	-57,77%	-58,32%	-58,89%	-59,47%	-59,98%	-60,51%	-61,06%	-61,46%	-61,95%	-62,39%	-62,79%	-63,25%	-63,61%	-64,05%	-64,44%
29	-35,94%	-40,69%	-43,81%	-45,25%	-47,00%	-48,24%	-49,43%	-50,34%	-51,27%	-52,02%	-52,79%	-53,58%	-54,23%	-54,93%	-55,52%	-56,13%	-56,75%	-57,30%	-57,86%	-58,36%	-58,87%	-59,39%	-59,86%	-60,29%	-60,78%	-61,18%	-61,63%	-62,05%
30	-32,05%	-37,09%	-40,40%	-41,93%	-43,78%	-45,09%	-46,30%	-47,33%	-48,13%	-49,10%	-49,93%	-50,76%	-51,47%	-52,19%	-52,84%	-53,46%	-54,12%	-54,70%	-55,30%	-55,83%	-56,37%	-56,89%	-57,37%	-57,88%	-58,40%	-58,82%	-59,31%	-59,79%
31	-27,81%	-33,61%	-36,68%	-38,30%	-40,27%	-41,67%	-43,01%	-44,04%	-45,05%	-45,93%	-46,79%	-47,58%	-48,44%	-49,11%	-49,77%	-50,55%	-51,26%	-51,87%	-52,51%	-53,07%	-53,65%	-54,24%	-54,77%	-55,35%	-55,80%	-56,32%	-56,74%	-57,23%
32	-23,56%	-29,22%	-32,94%	-34,66%	-36,75%	-38,23%	-39,65%	-40,74%	-41,85%	-42,74%	-43,66%	-44,61%	-45,40%	-46,21%	-46,91%	-47,64%	-48,38%	-49,04%	-49,71%	-50,30%	-50,91%	-51,54%	-52,10%	-52,61%	-53,20%	-53,67%	-54,21%	-54,71%
33	-19,59%	-25,55%	-29,47%	-31,27%	-33,47%	-35,27%	-36,52%	-37,73%	-38,83%	-39,77%	-40,74%	-41,73%	-42,56%	-43,42%	-44,16%	-44,92%	-45,71%	-46,39%	-47,10%	-47,72%	-48,37%	-49,03%	-49,62%	-50,15%	-50,77%	-51,27%	-51,84%	-52,36%
34	-16,15%	-21,36%	-25,45%	-26,83%	-28,62%	-30,24%	-31,80%	-33,00%	-34,11%	-35,19%	-36,21%	-37,19%	-38,11%	-39,24%	-40,11%	-41,17%	-42,57%	-43,38%	-44,10%	-44,83%	-45,49%	-46,16%	-46,85%	-47,46%	-48,02%	-48,60%	-49,18%	-50,33%
35	-12,97%	-19,41%	-23,66%	-25,61%	-27,99%	-29,67%	-31,29%	-32,53%	-33,79%	-34,81%	-35,68%	-36,53%	-37,33%	-38,76%	-39,56%	-40,39%	-41,24%	-41,98%	-42,74%	-43,42%	-44,12%	-44,83%	-45,47%	-46,05%	-46,71%	-47,25%	-47,87%	-48,44%
36	-9,30%	-16,02%	-20,44%	-22,48%	-24,96%	-26,71%	-28,40%	-29,69%	-31,01%	-32,06%	-33,16%	-34,28%	-35,22%	-36,19%	-37,02%	-37,88%	-38,76%	-39,54%	-40,33%	-41,04%	-41,76%	-42,51%	-43,17%	-43,77%	-44,47%	-45,02%	-45,68%	-46,27%
37	-5,89%	-12,86%	-17,44%	-19,56%	-22,13%	-23,95%	-25,70%	-27,04%	-28,41%	-29,50%	-30,64%	-31,80%	-32,78%	-33,78%	-34,64%	-35,54%	-36,45%	-37,26%	-38,08%	-38,81%	-39,57%	-40,34%	-41,03%	-41,66%	-42,38%	-42,96%	-43,63%	-44,24%
38	-3,21%	-10,38%	-15,09%	-17,27%	-19,91%	-21,76%	-23,58%	-24,97%	-26,37%	-27,49%	-28,67%	-29,80%	-31,08%	-32,78%	-33,70%	-34,64%	-35,47%	-36,32%	-37,07%	-37,85%	-38,64%	-39,35%	-40,09%	-40,74%	-41,44%	-42,08%	-42,66%	-43,20%
39	0,44%	-7,00%	-11,89%	-14,15%	-16,89%	-18,84%	-20,70%	-22,14%	-23,59%	-24,76%	-25,98%	-27,22%	-28,26%	-29,33%	-30,25%	-31,20%	-32,18%	-33,04%	-33,92%	-34,70%	-35,51%	-36,29%	-37,07%	-37,73%	-38,51%	-39,14%	-39,84%	-40,50%
40	3,24%	-3,39%	-8,47%	-10,82%	-13,66%	-15,68%	-17,62%	-19,11%	-20,62%	-21,84%	-23,10%	-24,39%	-25,47%	-26,58%	-27,54%	-28,59%	-29,55%	-30,44%	-31,35%	-32,16%	-33,00%	-33,86%	-34,62%	-35,31%	-36,23%	-36,76%	-37,51%	-38,19%
41	8,00%	0,02%	-5,24%	-7,67%	-10,62%	-12,71%	-14,72%	-16,26%	-17,82%	-19,08%	-20,39%	-21,72%	-22,84%	-23,99%	-24,98%	-26,01%	-27,06%	-27,98%	-28,95%	-29,77%	-30,64%	-31,52%	-32,31%	-33,03%	-33,85%	-34,55%	-35,00%	-36,00%
42	11																											

Ecarts tarifaires entre l'approche en âge atteint et indemnité et l'approche actuelle

Age/indemnité	150 €	200 €	250 €	300 €	350 €	400 €	450 €	500 €	550 €	600 €	650 €	700 €	750 €	800 €	850 €	900 €	950 €	1 000 €	1 050 €	1 100 €	1 150 €	1 200 €	1 250 €	1 300 €	1 350 €	1 400 €	1 450 €	1 500 €			
18	-86,38%	-77,07%	-78,28%	-78,83%	-79,07%	-79,71%	-71,44%	-62,59%	-63,29%	-63,85%	-64,44%	-65,03%	-65,53%	-66,05%	-66,57%	-67,09%	-67,62%	-68,15%	-68,68%	-69,21%	-69,74%	-70,27%	-70,80%	-71,33%	-71,86%	-72,39%	-72,92%	-73,45%	-73,98%		
19	-85,48%	-76,84%	-76,26%	-76,87%	-64,42%	-65,23%	-65,04%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%	-65,14%		
20	-86,43%	-71,07%	-72,59%	-73,20%	-78,75%	-79,21%	-60,55%	-48,02%	-49,78%	-50,59%	-51,41%	-52,21%	-52,82%	-53,70%	-54,56%	-55,43%	-56,30%	-57,17%	-58,04%	-58,91%	-59,78%	-60,65%	-61,52%	-62,39%	-63,26%	-64,13%	-65,00%	-65,87%	-66,74%		
21	-84,83%	-67,20%	-68,83%	-69,23%	-63,10%	-64,20%	-65,20%	-66,20%	-67,20%	-68,20%	-69,20%	-70,20%	-71,20%	-72,20%	-73,20%	-74,20%	-75,20%	-76,20%	-77,20%	-78,20%	-79,20%	-80,20%	-81,20%	-82,20%	-83,20%	-84,20%	-85,20%	-86,20%	-87,20%	-88,20%	
22	-83,24%	-63,40%	-65,33%	-66,22%	-47,48%	-48,71%	-49,89%	-50,48%	-51,74%	-52,74%	-53,74%	-54,74%	-55,74%	-56,74%	-57,74%	-58,74%	-59,74%	-60,74%	-61,74%	-62,74%	-63,74%	-64,74%	-65,74%	-66,74%	-67,74%	-68,74%	-69,74%	-70,74%	-71,74%	-72,74%	
23	-81,75%	-59,68%	-61,80%	-62,78%	-41,92%	-43,28%	-44,59%	-45,78%	-47,63%	-48,74%	-49,78%	-50,78%	-51,78%	-52,78%	-53,78%	-54,78%	-55,78%	-56,78%	-57,78%	-58,78%	-59,78%	-60,78%	-61,78%	-62,78%	-63,78%	-64,78%	-65,78%	-66,78%	-67,78%	-68,78%	
24	-80,37%	-58,08%	-58,87%	-59,48%	-38,48%	-39,71%	-40,78%	-41,78%	-42,78%	-43,78%	-44,78%	-45,78%	-46,78%	-47,78%	-48,78%	-49,78%	-50,78%	-51,78%	-52,78%	-53,78%	-54,78%	-55,78%	-56,78%	-57,78%	-58,78%	-59,78%	-60,78%	-61,78%	-62,78%	-63,78%	
25	-79,10%	-52,55%	-55,44%	-56,29%	-31,20%	-31,81%	-32,58%	-33,05%	-33,67%	-34,29%	-34,91%	-35,53%	-36,15%	-36,77%	-37,39%	-38,01%	-38,63%	-39,25%	-39,87%	-40,49%	-41,11%	-41,73%	-42,35%	-42,97%	-43,59%	-44,21%	-44,83%	-45,45%	-46,07%	-46,69%	
26	-78,29%	-49,44%	-52,10%	-53,38%	-26,00%	-27,37%	-29,40%	-30,78%	-32,16%	-33,54%	-34,92%	-36,30%	-37,68%	-39,06%	-40,44%	-41,82%	-43,20%	-44,58%	-45,96%	-47,34%	-48,72%	-50,10%	-51,48%	-52,86%	-54,24%	-55,62%	-57,00%	-58,38%	-59,76%	-61,14%	
27	-77,78%	-48,99%	-49,31%	-50,51%	-21,00%	-22,83%	-24,63%	-26,24%	-27,84%	-29,44%	-31,04%	-32,64%	-34,24%	-35,84%	-37,44%	-39,04%	-40,64%	-42,24%	-43,84%	-45,44%	-47,04%	-48,64%	-50,24%	-51,84%	-53,44%	-55,04%	-56,64%	-58,24%	-59,84%	-61,44%	
28	-77,07%	-45,40%	-46,38%	-47,75%	-16,17%	-18,13%	-19,20%	-20,27%	-21,34%	-22,41%	-23,48%	-24,55%	-25,62%	-26,69%	-27,76%	-28,83%	-29,90%	-30,97%	-32,04%	-33,11%	-34,18%	-35,25%	-36,32%	-37,39%	-38,46%	-39,53%	-40,60%	-41,67%	-42,74%	-43,81%	
29	-75,89%	-40,33%	-43,47%	-44,92%	-11,52%	-13,59%	-15,58%	-17,04%	-18,94%	-20,38%	-22,30%	-24,20%	-26,10%	-28,00%	-30,00%	-32,00%	-34,00%	-36,00%	-38,00%	-40,00%	-42,00%	-44,00%	-46,00%	-48,00%	-50,00%	-52,00%	-54,00%	-56,00%	-58,00%	-60,00%	
30	-74,16%	-37,13%	-40,44%	-41,97%	-7,14%	-9,31%	-11,40%	-13,56%	-15,73%	-17,90%	-20,07%	-22,24%	-24,41%	-26,58%	-28,75%	-30,92%	-33,09%	-35,26%	-37,43%	-39,60%	-41,77%	-43,94%	-46,11%	-48,28%	-50,45%	-52,62%	-54,79%	-56,96%	-59,13%	-61,30%	
31	-72,13%	-35,89%	-37,37%	-38,98%	-3,05%	-5,31%	-7,50%	-9,20%	-11,00%	-12,80%	-14,60%	-16,40%	-18,20%	-20,00%	-21,80%	-23,60%	-25,40%	-27,20%	-29,00%	-30,80%	-32,60%	-34,40%	-36,20%	-38,00%	-39,80%	-41,60%	-43,40%	-45,20%	-47,00%	-48,80%	
32	-70,00%	-30,00%	-34,44%	-36,12%	0,73%	-1,63%	-3,89%	-5,89%	-7,89%	-9,89%	-11,89%	-13,89%	-15,89%	-17,89%	-19,89%	-21,89%	-23,89%	-25,89%	-27,89%	-29,89%	-31,89%	-33,89%	-35,89%	-37,89%	-39,89%	-41,89%	-43,89%	-45,89%	-47,89%	-49,89%	
33	-67,79%	-27,80%	-31,66%	-33,41%	4,28%	1,84%	-0,51%	-2,84%	-4,84%	-6,84%	-8,84%	-10,84%	-12,84%	-14,84%	-16,84%	-18,84%	-20,84%	-22,84%	-24,84%	-26,84%	-28,84%	-30,84%	-32,84%	-34,84%	-36,84%	-38,84%	-40,84%	-42,84%	-44,84%	-46,84%	
34	-65,32%	-24,87%	-28,83%	-30,61%	7,09%	5,09%	2,67%	36,71%	34,66%	32,10%	29,77%	27,80%	25,97%	24,09%	22,31%	20,61%	19,07%	17,57%	16,10%	14,66%	13,25%	11,87%	10,52%	9,20%	7,91%	6,65%	5,42%	4,22%	3,05%	1,91%	
35	-62,53%	-21,97%	-26,07%	-27,97%	10,00%	8,00%	5,55%	39,84%	37,23%	35,13%	33,59%	32,72%	31,85%	30,98%	30,12%	29,25%	28,38%	27,51%	26,64%	25,77%	24,90%	24,03%	23,16%	22,29%	21,42%	20,55%	19,68%	18,81%	17,94%	17,07%	
36	-59,80%	-19,56%	-23,41%	-25,38%	13,28%	10,49%	8,03%	42,45%	39,79%	37,65%	35,42%	33,16%	31,26%	29,59%	28,00%	26,41%	24,82%	23,23%	21,64%	20,05%	18,46%	16,87%	15,28%	13,69%	12,10%	10,51%	8,92%	7,33%	5,74%	4,15%	
37	-57,44%	-16,75%	-21,38%	-23,15%	15,61%	12,91%	10,31%	44,81%	41,91%	39,31%	37,17%	35,18%	33,24%	31,56%	30,00%	28,44%	26,88%	25,32%	23,76%	22,20%	20,64%	19,08%	17,52%	15,96%	14,40%	12,84%	11,28%	9,72%	8,16%	6,60%	
38	-55,32%	-14,71%	-19,20%	-21,27%	17,50%	14,81%	12,16%	46,41%	43,68%	41,47%	39,19%	36,86%	34,91%	33,29%	31,86%	30,43%	28,99%	27,56%	26,13%	24,70%	23,27%	21,84%	20,41%	18,98%	17,55%	16,12%	14,69%	13,26%	11,83%	10,40%	
39	-53,16%	-13,00%	-17,58%	-19,69%	19,12%	16,65%	14,08%	48,12%	45,68%	43,68%	41,58%	39,26%	36,76%	34,26%	32,16%	30,24%	28,32%	26,40%	24,48%	22,56%	20,64%	18,72%	16,80%	14,88%	12,96%	11,04%	9,12%	7,20%	5,28%	3,36%	
40	-51,25%	-11,20%	-15,78%	-17,88%	20,52%	17,70%	14,99%	49,10%	46,31%	44,07%	41,74%	39,37%	37,38%	35,50%	33,70%	32,00%	30,20%	28,40%	26,60%	24,80%	23,00%	21,20%	19,40%	17,60%	15,80%	14,00%	12,20%	10,40%	8,60%	6,80%	
41	-49,07%	-9,46%	-14,23%	-16,49%	21,87%	19,02%	16,28%	50,20%	47,40%	45,14%	42,79%	40,40%	38,40%	36,58%	34,96%	33,44%	31,92%	30,40%	28,88%	27,36%	25,84%	24,32%	22,80%	21,28%	19,76%	18,24%	16,72%	15,20%	13,68%	12,16%	
42	-47,00%	-7,78%	-12,61%	-14,86%	23,09%	20,21%	17,45%	51,15%	48,33%	46,09%	43,79%	41,39%	39,27%	37,19%	35,31%	33,62%	31,93%	30,24%	28,55%	26,86%	25,17%	23,48%	21,79%	20,10%	18,41%	16,72%	15,03%	13,34%	11,65%	9,96%	
43	-45,29%	-6,29%	-11,24%	-13,49%	24,12%	21,24%	18,47%	52,14%	49,34%	47,10%	44,79%	42,39%	39,74%	37,42%	35,34%	33,46%	31,58%	29,70%	27,82%	25,94%	24,06%	22,18%	20,30%	18,42%	16,54%	14,66%	12,78%	10,90%	9,02%	7,14%	
44	-43,86%	-5,12%	-10,11%	-12,31%	25,14%	22,21%	19,40%	52,56%	49,71%	47,42%	45,04%	42,51%	40,58%	38,47%	36,58%	34,69%	32,80%	30,91%	29,02%	27,13%	25,24%	23,35%	21,46%	19,57%	17,68%	15,79%	13,90%	12,01%	10,12%	8,23%	
45	-42,98%	-4,21%	-9,17%	-11,41%	26,07%	23,11%	20,29%	53,58%	50,71%	48,40%	45,84%	43,15%	40,99%	39,39%	37,59%	35,79%	33,99%	32,19%	30,39%	28,59%	26,79%	24,99%	23,19%	21,39%	19,59%	17,79%	15,99%	14,19%	12,39%	10,59%	
46	-42,54%	-3,64%	-8,59%	-10,81%	26,91%	23,91%	21,09%	54,58%	51,61%	49,20%	46,46%	43,61%	40,76%	38,56%	36,56%	34,56%	32,56%	30,56%	28,56%	26,56%	24,56%	22,56%	20,56%	18,56%	16,56%	14,56%	12,56%	10,56%	8,56%	6,56%	
47	-42,41%	-3,55%	-7,59%	-9,77%	28,81%	25,80%	22,90%	57,24%	54,34%	51,97%	49,24%	46,24%	43,24%	40,24%	37,24%	34,24%	31,24%	28,24%	26,24%	24,24%	22,24%	20,24%	18,24%	16,24%	14,24%	12,24%	10,24%	8,24%	6,24%	4,24%	
48	-42,09%	-3,47%	-6,09%	-8,20%	31,10%	28,10%	25,10%	60,21%	57,21%	54,51%	51,51%	48,51%	45,51%	42,51%	39,51%	36,51%	33,51%	30,51%	27,51%	24,51%	21,51%	18,51%	15,51%	12,51%	9,51%	6,51%	3,51%	0,51%	-2,49%	-4,99%	
49	-41,74%	-3,38%	-4,20%	-6,65%	34,44%	31,44%	28,44%	62,11%	59,11%	56,11%	52,11%	49,11%	46,11%	43,11%	40,11%	37,11%	34,11%	31,11%	28,11%	25,11%	22,11%	19,11%	16,11%	13,11%	10,11%	7,11%	4,11%	1,11%	-1,89%	-4,39%	
50	-41,20%	-3,29%	-4,11%	-6,61%	35,11%	32,11%	29,11%	62,80%	59,80%	56,80%	52,80%	49,80%	46,80%	43,80%	40,80%	37,80%	34,80%	31,80%	28,80%	25,80%	22,80%	19,80%	16,80%	13,80%	10,80%	7,80%	4,80%	1,80%	-1,20%	-3,70%	
51	-40,28%	-2,99%	-4,06%	-6,11%	44,03%	41,03%	38,03%	67,42%	64,42%	61,42%	58,42%	55,42%	52,42%	49,42%	46,42%	43,42%	40,42%	37,42%	34,42%	31,42%	28,42%	25,42%	22,42%	19,42%	16,42%	13,42%	10,42%	7,42%	4,42%	1,42%	-1,58%
52	-38,50%	-11,41%	-5,53%	-2,84%	50,34%	46,38%	43,44%	86,31%	82,33%	80,33%	77,12%	74,16%	71,67%	69,10%	117,28%	114,30%	111,25%	108,98%	106,41%	103,90%	101,44%	99,04%	96,54%								

Bibliographie

- [1] O. AALEN. Non-parametric inference for a family of counting process. *The Annals of Statistics* 6 (4) : 701-726. 1978.
- [2] O. AALEN. A linear regression model for the analysis of life times, *Statistics in medicine. Stat Med* ; 8(8) :907-25. 1989.
- [3] I. AUBIN, A. ROLLAND. Lignes directrices de construction des lois de maintien en incapacité et en invalidité. Institut des Actuaire. 2010.
- [4] Business France. Mesures d'accompagnement des entreprises et des salariés impactés par le Covid-19. 2020.
- [5] H. CAO. A comparison between the additive and multiplicative risk model. Master's Dissertation. Faculté des Sciences, Génie Université Laval, Québec. 2005.
- [6] M. CHOUKROUN. Le modèle additif d'Aalen, une alternative au modèle de Cox dans le cadre de la construction d'une loi de maintien en arrêt de travail. Mémoire d'actuariat CEA. 2008.
- [7] D.R.COX. Regression models and life-tables (with discussion). *J.R.Statist. Soc. Ser. B*, 187-220. 1972.
- [8] M. COULIBALY. Construction de table de loi de maintien en perte d'emploi en assurance emprunteur. Mémoire d'actuariat ENSAE. 2021.
- [9] M. DAL PONT. Construction d'une table de mortalité d'expérience en assurance emprunteur. Mémoire d'actuariat ISFA. 2020.
- [10] P. DEWAELE. Tarification d'un contrat d'assurance emprunteur et modélisation de sa rentabilité par la génération d'un portefeuille fictif d'assurés. Mémoire d'actuariat ISFA. 2018.
- [11] T. GUILLON VERNE. Construction de tables de mortalité d'expérience sur de petits échantillons pour l'estimation de la sinistralité décès. Mémoire d'actuariat ISFA. 2015.
- [12] INSEE. L'essentiel sur... le chômage. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4805248>. 2023.
- [13] A. JEQUIER. Construction d'une table de maintien en incapacité et mesure du risque d'estimation. Mémoire d'actuariat Dauphine. 2016.
- [14] E.L. Kaplan, P. MEIER. Non-parametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481. 1958.
- [15] J.P KLEIN, M.L MOESCHBERGER. *Survival analysis - Techniques for Censored and Truncated Data*. Springer. 1997.
- [16] B. LAIZET. Apports de la théorie de la crédibilité à l'estimation de la mortalité. Mémoire d'actuariat EURIA. 2018.
- [17] S. LE DIGABEL. Loi normale et théorème central limite. Ecole Polytechnique de Montréal. 2017.

-
- [18] T. MARTINUSSEN, T. SCHEIKE. Dynamic regression for survival data, New-York : Springer. 2006.
- [19] PAIR CONSEIL. Les Cahiers de la Prévoyance. 2023.
- [20] F. PLANCHET, L. POIRAUD, T. RAYNAL. Prise en compte de l'hétérogénéité dans des modèles de durée : modèle de Cox et alternatives. 2021.
- [21] F. PLANCHET, P. THEROND. Modèles de durée. Applications actuarielles. Collection : Assurance Audit Actuariat (Éditeur : Economica). 2005.
- [22] F. PLANCHET. Modèles de durée. Statistique des modèles paramétriques et semi-paramétriques. Cours ISFA. 2022/2023.