

MÉMOIRE DE FIN D'ÉTUDE

M2 ACTUARIAT

Étude de l'expérience d'un
portefeuille d'assurance vie et
impact sur la rentabilité par la mise
en place d'un outil de projection

Auteur :

Dorrys TYNDAL

Tuteur :

Vincent THEPAUT-FABIANI

Années 2019-2020

Résumé

L'assurance de protection des revenus, ou encore protection du niveau de vie, est un produit permettant au client soucieux de protéger ses biens et sa famille, de maintenir sa qualité de vie dans le cas où il ne serait plus en mesure de travailler. En cas de survenance d'un décès de l'assuré, d'une perte d'autonomie, de chômage ou encore d'une hospitalisation, le bénéficiaire se verra attribué une indemnité.

Ce mémoire s'inscrit dans le cadre de la mise en place d'un outil de projection de rentabilité à destination des équipes de souscription et de l'étude de la rentabilité de ce produit tarifé au sein d'Axa Partners Credit Lifestyle Protection. Ainsi, les étapes de collecte et traitement des données sont primordiales afin de s'assurer de la qualité de la modélisation et du calcul des différentes métriques de rentabilité. Le calcul de ces dernières nécessite un ajustement des hypothèses de sinistralité pour tout pays et tout partenaire où est commercialisé le produit d'assurance, c'est ainsi que la théorie de la crédibilité intervient.

L'objectif est alors d'ajuster les fréquences de sinistralité reflétant au mieux la sinistralité réelle sur le contrat afin d'en déduire les ratios de rentabilité. Pour cela, les modèles de Bühlmann-Straub et Jewell sont testés et évalués sur des critères d'efficacité et de représentativité sur la base des données réelles. Enfin, l'étude de la sensibilité du portefeuille face aux chocs sur les fréquences ajustées, permettra de mettre en place des Management Action pour les années à venir.

Abstract

Income protection insurance is a product that helps customers cope with their financial obligations and maintain their standard of living while experiencing a loss of income. In the event of death, loss of autonomy, unemployment or hospitalization of the insured, the beneficiary will be awarded compensation.

This study is part of the implementation of a profitability projection tool for underwriting teams and the study of the profitability of this product priced within Axa Partners Credit Lifestyle Protection. Thus, the stages of data collection and processing are essential in order to ensure the quality of the modeling and the calculation of the various profitability metrics. The calculation of the latter requires an adjustment of the assumptions of loss experience for any country and any partner where the insurance product is marketed, this is how the theory of credibility comes into play.

The objective is then to adjust the frequency of claims to reflect the actual claims on the portfolio in order to deduce the profitability ratios. To do this, the Bühlmann-Straub and Jewell models are tested and evaluated on efficiency and representativeness criteria on the basis of real data. Finally, the study of the portfolio's sensitivity to shocks on the adjusted frequencies will make it possible to set up Management Actions for the years to come.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier Vincent Thepaut Fabiani, mon tuteur en entreprise dans l'équipe Outil, Pricing et Forecast Models chez Axa Partners pour son encadrement et son aide compétente durant ces mois d'alternance. Il a su m'accorder sa confiance et partager son expertise afin de me permettre de mener à bien mes missions et ce mémoire.

Je remercie également Safa Kachout, membre de l'équipe, qui m'a permis d'enrichir le contenu de ce mémoire par ses conseils avisés.

Je souhaiterais remercier Sylvie Guimaraes Alves de l'équipe Assumptions pour son aide sur l'élaboration de ce mémoire. Je tiens également à témoigner toute ma reconnaissance à tous les membres de l'équipe de l'actuariat qui ont tout mis en oeuvre pour que mon alternance se déroule dans les meilleures conditions possibles.

Tout au long de cette expérience j'ai pu bénéficier de l'expertise des équipes Data et souscription, je tiens également à les remercier pour leur disponibilité.

Enfin, je tiens à remercier les intervenants de l'ISUP pour les enseignements dispensés durant le Master d'Actuariat, et plus particulièrement mon tuteur académique Guillaume Biessy pour ses conseils.

Table des matières

I	Le produit et le portefeuille	1
1	Contexte de l'étude	1
1.1	L'assurance de protection des revenus et dépenses : caractéristiques, formalités de souscription et garanties	1
1.2	Présentation du marché de l'assurance protection des revenus chez Axa Partners et dans le monde	2
1.3	La tarification du contrat collectif	3
2	Analyse descriptive du portefeuille	5
II	Création de l'outil de projection de rentabilité	14
3	Enjeux et présentation de l'outil	14
3.1	Enjeux	14
3.2	Présentation	14
4	Etudes des risques	15
4.1	Mise en place des table d'incidence	15
5	Tarification des garanties	17
5.1	Hypothèses générales	17
5.2	Hypothèses décès	18
5.3	Hypothèses perte d'emploi	20
5.4	Hypothèses Incapacité	20
5.5	Hypothèses hospitalisation	22
5.6	Hypothèses maladies redoutées	23
5.7	Franchise et délai de carence	24
III	Création du Business Plan	27
6	Modèle	27
7	Modélisation des engagements	28
7.1	Principes de tarification	29
7.1.1	Primes brutes émises	30
7.1.2	Provisions pour primes non acquises	33
7.1.3	Charge de sinistres	35
7.1.4	Calculs des marges et résultats	35

8 Critères de rentabilité	37
8.0.0.1 Ratio de solvabilité / Loss ratio	37
8.0.0.2 Ratio combiné	37
IV Présentation des résultats	37
9 Scénario central : rentabilité	38
9.1 Méthodologie	38
10 Ajustement des hypothèses	39
10.1 Théorie de la crédibilité	39
10.2 Le modèle de Bühlmann (1967)	40
10.3 Modèle Bühlmann Straub (1970)	42
10.3.1 Modèle appliqué à nos données	45
10.3.2 Modèle de Jewell (1975)	52
10.3.3 Modèle appliqué à nos données	56
10.4 Adéquation des modèles avec les données réelles observées	57
10.5 Projection des métriques	59
10.5.0.1 Primes acquises	59
10.5.0.2 Charge de sinistres projetés	60
10.6 Projection des ratios	61
11 Étude de sensibilité	64
11.1 Étude de l'évolution du portefeuille à partir d'un nombre d'affaires nouvelles cible	64
11.1.1 Méthodologie intégration des affaires nouvelles	64
11.1.2 Comportement fictif avec le niveau d'affaires nouvelles ajusté	66
11.1.3 Estimation des primes projetées avec les Affaires Nouvelles	68
11.2 Impact des Management action	70
11.2.0.1 Le risque longévité :	74
V Conclusion	77
Annexes	80

Introduction

L'objectif de ce mémoire est de mettre en évidence les risques propres à un produit lors de la tarification afin d'en évaluer la rentabilité. En cas d'ajustement ou de choc des hypothèses benchmark, nous serons en mesure de fournir aux souscripteur un outil permettant de visualiser ces évolutions, cela dans le but de les aider dans leur prise de décision. Ceci implique une modélisation la plus précise possible de manière à représenter le portefeuille assuré le plus fidèlement possible. Le but de ce mémoire est donc de mettre en évidence tous les risques pouvant intervenir lors de la vie en portefeuille d'un contrat, afin d'évaluer, dans les cas d'une dérive des hypothèses prises (sur les paramètres techniques et sur l'affaire à souscrire) les impacts sur la rentabilité. Ceci signifie que la modélisation doit être la plus précise possible pour être plus proche de la population assurée et du type de produit couvert, ceci afin de réduire le risque de souscription.

Dans ce sens, après avoir expliqué le contexte de l'assurance de protection du niveau de vie, seront décrites toutes les garanties assurées ainsi que les spécificités du marché telles que les rachats, les montants des primes propres aux caractéristiques de vente des partenaires, la limitation imposée sur les montants assurés - montants variant d'un pays et à l'autre et d'un partenaire à l'autre - à prendre en compte dans la modélisation. Toutes les hypothèses techniques incombant à la modélisation seront explicitées. Elles doivent refléter au mieux les évolutions du comportement et des caractéristiques de la population assurée ainsi que s'adapter à l'environnement économique. Tout le mémoire repose sur les bases des assurés récupérées à posteriori de la tarification et de la souscription.

L'autre facteur de risque de souscription concerne les paramètres sur les caractéristiques du produit et sur la population assurée que les souscripteurs manipulent. Comme il est important de les sensibiliser aux variations de chacun des inputs qu'ils intègrent au modèle, une autre partie sera consacrée à la mesure de leurs impacts sur la prime. Par la suite des tests seront effectués pour fiabiliser le modèle. Dans le cadre des nouvelles exigences réglementaires, une section aura pour aboutissement la construction des indicateurs de rentabilité d'après le modèle interne d'Axa et ainsi diffuser une nouvelle approche du risque auprès des souscripteurs. Pour cela, une version simplifiée des calibrations du modèle interne d'Axa France sera modélisée. Pour aboutir aux indicateurs finaux, chaque tarifi-

cation s'accompagnera d'un business plan représentant la chronique des résultats déterministes obtenus et la rentabilité des affaires souscrites. Ceci implique donc de mettre en exergue les différentes marges de manière prospective tout en prenant en compte les pratiques de souscription de chaque pays.

Première partie

Le produit et le portefeuille

1 Contexte de l'étude

1.1 L'assurance de protection des revenus et dépenses : caractéristiques, formalités de souscription et garanties

Définition des produits Income protection et Expense protection

De nombreux assurés soucieux de protéger leur maison et famille ne seraient pas en mesure de maintenir leur qualité de vie s'ils n'étaient pas en capacité de travailler. L'assurance de protection de revenus est souscrite afin de couvrir des revenus et de faire face aux dépenses liées à la consommation. Elle permet de compenser une perte de revenus en cas d'arrêt temporaire de travail, d'invalidité permanente, de perte totale et irréversible d'autonomie ou de décès consécutifs à un accident ou à une maladie. Dans le cas d'apparition d'un des événements suivants l'assureur versera soit une somme forfaitaire, soit une prestation mensuelle pour aider l'assuré à subvenir à ses besoins :

- Décès de l'assuré ;
- Décès accidentel de l'assuré : décès lié à un accident et survenu moins de 3 mois après cet accident ;
- Perte totale et irréversible d'autonomie (PTD) : L'assuré est dans l'impossibilité d'exercer une profession ou une activité susceptible de lui procurer un gain financier, et ce de manière totale et permanente
- Chômage : Correspond à la perte d'emploi entraînant une interruption totale et continue du travail. Pour être éligible, l'assuré doit être salarié à la date de la réclamation, et être éligible aux prestations sociales publiques. Les travailleurs indépendants peuvent être couverts si, conformément aux règles locales, il y a fait l'objet d'une faillite et/ou d'une insolvabilité financière. L'assurance perte d'emploi permet de compenser tout ou partie de la perte de revenus temporaire liée au chômage.
- Hospitalisation
- Maladies graves : comprend les maladies telles que le cancer, les crises cardiaques (ex. infarctus du myocarde), accidents vasculaires cérébraux, insuffisance rénale, transplantation majeure d'organe, coma, brûlure au 3ème degré, paralysie, Parkinson, sclérose en plaques

Les produits étudiés au cours de ce mémoire sont ou peuvent être commercialisés seuls ou en combinaison, et sont tarifés en fonction d'un pourcentage du salaire de l'assuré. Ils sont soumis à des critères d'éligibilité et à des plafonds. Ils permettent au client de maintenir son style de vie en cas d'événement imprévu en lui permettant de faire face à ses obligations financières et à maintenir son niveau de vie malgré l'apparition

d'une perte de revenus.

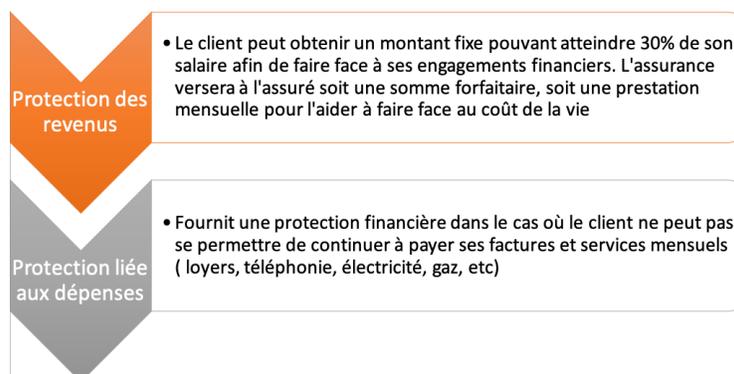


FIGURE 1 – Caption

Définition de la prime :

La prime versée est soit forfaitaire soit un pourcentage du montant assuré, elle peut être versée de manière unique ou périodique (la périodicité peut être mensuelle, trimestrielle ou annuelle).

Critère d'éligibilité :

Tout assuré est éligible à la souscription de ce produit s'il est âgé de minimum 18 ans et d'au plus 65 ans pour les couvertures décès et PTD et 60 ans pour les autres couvertures.

1.2 Présentation du marché de l'assurance protection des revenus chez Axa Partners et dans le monde

AXA Partners Credit & Lifestyle Protection est une entité internationale du groupe Axa, proposant des solutions d'assurance de prêt et de protection du niveau de vie. Il s'agit de l'entité du Groupe dédié à la construction de solutions sur-mesure combinant assurance, assistance et autres services à forte valeur-ajoutée dans les secteurs suivants : Automobile, Mobilité Voyage, Prévoyance Santé, Domicile Fourniture d'énergie, Télécommunications, Commerce de détail, Banque-Assurance et Assistance internationale. Groupe de dimension mondiale doublé de fortes implantations locales, AXA Partners est présent dans 40 pays et travaille avec près de 10 000 collaborateurs.

Les produits de protection du niveau de vie (protection des revenus) sont vendus par Axa Partners à travers des intermédiaires (banques et courtiers) dans 16 pays dont 15 en Europe et 1 en Amérique latine (Colombie). Cependant, l'Italie et la France constituent le marché principal d'Axa Partners. Ainsi, l'exposition au risque est fortement corrélée à quelques partenaires présents dans ces 2 pays.



La taille du marché de la protection de la vie est de l'ordre de 7,8 milliards en France en 2016, 7,5 milliards en Allemagne ou encore 2,2 milliards en Italie. La marché est moins développée dans les autres pays européens ou non européens. La croissance a eu lieu entre 2016 et 2019 à la fois en Europe et en dehors de l'Europe. Cependant, la pression de la DDA¹ sur la protection du crédit pourrait entraîner une préférence pour les produits liés à la protection du niveau de vie au dépend des produits liés au crédit dans les années à venir. A savoir qu'aujourd'hui les produits de protection du revenu remplacent déjà souvent la protection hypothécaire dans des pays comme l'Allemagne et l'Italie.

1.3 La tarification du contrat collectif

L'assurance collective relève du droit commun des assurances, à quelques exceptions près.

L'article L.141-1 du Code des assurances définit l'assurance de groupe en ces termes : « Est un contrat d'assurance de groupe le contrat souscrit par une personne morale ou un chef d'entreprise en vue de l'adhésion d'un ensemble de personnes répondant à des conditions définies au contrat, pour la couverture des risques dépendant de la durée de la vie humaine, des risques portant atteinte à l'intégrité physique de la personne ou liés à la maternité, des risques d'incapacité de travail ou d'invalidité ou du risque de chômage. Les adhérents doivent avoir un lien de même nature avec le souscripteur ».

Les assurances collectives de dommages relèvent quant à elles de l'article L.129-1

1. La directive sur la distribution d'assurance est la législation de l'UE qui définit les exigences réglementaires pour les entreprises qui conçoivent et vendent des produits d'assurance. La Directive sur la distribution d'assurance est un acte communautaire adopté le 20 janvier 2016 par le Parlement européen et le Conseil de l'Union européenne visant à harmoniser la distribution des produits d'assurance au sein de l'Espace économique

du Code des assurances.

L'assurance collective présente certains avantages pour l'emprunteur : - Les formalités d'adhésion sont simples - Les risques sont mutualisés, c'est-à-dire répartis entre tous les emprunteurs ayant adhéré au contrat d'assurance collectif ; - Les coûts sont réduits, car il s'agit d'un contrat assurant un grand nombre de personnes.

Les trois parties principales qui interviennent dans le contrat d'assurance que nous avons défini précédemment sont :

- L'assuré : la personne sur la tête ou sur les intérêts de laquelle pèse le risque couvert (n'est pas forcément le bénéficiaire). A ne pas confondre avec le souscripteur, en effet, le souscripteur est à la fois la partie du contrat (physique ou morale) au nom de laquelle la police est signée, et qui s'engage au paiement des primes, mais peut également faire référence au salarié d'Axa en charge de tarifier le contrat. Dans notre cas il s'agira de la deuxième assertion.
- L'assureur : La partie au contrat qui s'engage à exécuter une prestation à l'assuré en cas de réalisation du risque assuré. Il s'agit obligatoirement d'une entreprise d'assurance soumise au contrôle de l'état ;
- Le distributeur : partenaire qui sera en charge de la commercialisation de l'assurance en contrepartie d'une commission.

Par ailleurs, l'assurance comporte néanmoins certaines limites liées à l'âge ou à l'état de santé et à la profession de l'assuré, ou encore au montant emprunté. Lorsqu'une personne n'entre pas dans le cadre général, l'assureur pourra, le plus souvent, proposer la prise en charge des garanties contre le paiement d'une cotisation majorée ou limiter l'étendue de sa garantie.

2 Analyse descriptive du portefeuille

La donnée constitue la matière première de toute activité d'assurance :

- Elle constitue un élément clé pour la qualité de gestion et de la relation client
- Elle garantit la fiabilité et l'efficacité des processus
- Elle constitue un prérequis à la maîtrise des risques de souscription et à la fiabilité des reportings financiers et prudentiels

Malgré tout, les assureurs rencontrent généralement des problèmes récurrents de fiabilité de leurs données.

La qualité des données est un élément essentiel de la bonne marche de l'entreprise.

Les exigences en matière de qualité des données se basent autour de trois principaux critères :

- L'exhaustivité : il nécessite une profondeur d'historique suffisante pour apprécier les risques sous-jacents et une notion de disponibilité des données. Cela induit également la nécessité de se justifier lorsqu'une donnée pertinente a été exclue.
- L'exactitude : une donnée doit être cohérente dans le temps et rafraîchie régulièrement.
- Le caractère approprié : en effet, les données doivent être adaptées aux besoins de leurs utilisations.

Le travail de fiabilisation des bases de données est primordial, avant de pouvoir produire des résultats il faut s'assurer notamment de la cohérence, de la précision et de la fiabilité des données qui seront exploitées.

Réconciliation comptable

Sur ces contrats, les bases de données qui seront exploitées sont de très bonne qualité, suffisamment pour pouvoir en tirer des résultats et des conclusions quant à la rentabilité des produits.

Afin de vérifier les données utilisées une extraction des informations des contrats a été faite, elle contient les contrats encore en cours au 31 décembre 2018 auxquels ont été intégrés les contrats souscrits en 2019 quel que soit leur statut à la date d'extraction (en cours ou clôturé). Cela a permis de les comparer aux données réconciliées par les équipes en charge de la gestion et du suivi des portefeuilles. Une réconciliation a été faite au niveau des primes émises et acquises durant l'année 2019, ainsi que pour la charge de sinistres payée cette même année.

Les résultats sont suffisamment proches et cohérents pour continuer l'étude du portefeuille.

Uniquement TIA/Datalake	Données outil	DAAP/PMP (Experience Analysis files)	Écart
Italy	16 841 877	16 191 121	4,0%
Sweden	7 764 782	7 596 604	2,2%
Portugal	4 226 635	4 199 820	0,6%
Denmark	3 247 197	3 274 480	-0,8%
Norway	1 711 691	1 590 106	7,6%
Netherlands	1 604 569	1 678 612	-4,4%
France	1 197 608	1 283 059	-6,7%
Switzerland	478 098	481 844	-0,8%
Germany	402 282	400 747	0,4%
Finland	141 220	143 644	-1,7%
Spain	137 280	145 890	-5,9%
Turkey	89 536	87 463	2,4%
Greece	73 184	75 060	-2,5%
Ireland	24 905	24 914	0,0%
TOTAL	37 940 865	37 173 363	2,1%

FIGURE 3 – Réconciliation des niveaux de primes

Sources des données

Les données utilisées pour la suite sont issues d'un système nommé TIA. Il s'agit d'un entrepôt de données dans lequel les clients et souscripteurs sont amenés à rentrer les informations des contrats à chaque souscription. L'enregistrement se fait automatiquement à partir des informations standardisées recueillies.

Le système utilisé requiert en outre des informations sur les indemnités et les provisions pour sinistres. Cette exigence de données est aujourd'hui fournie par l'équipe gérant les réclamations de Crédiitor.

Les données clés utilisées dans ce processus sont :

- Les informations sur les contrats regroupées au sein des bases "Policy extracts"
- Les informations communes au partenaires contenues dans les "Schemes Database"
- Les informations sur les sinistres que l'on retrouve dans les bases "Claim Extracts"

Ainsi, de multiples sources d'information, correctement combinées, permettent aux différents acteurs de la Business Unit de sortir les métriques qui leur sont utiles.

EX - LPI

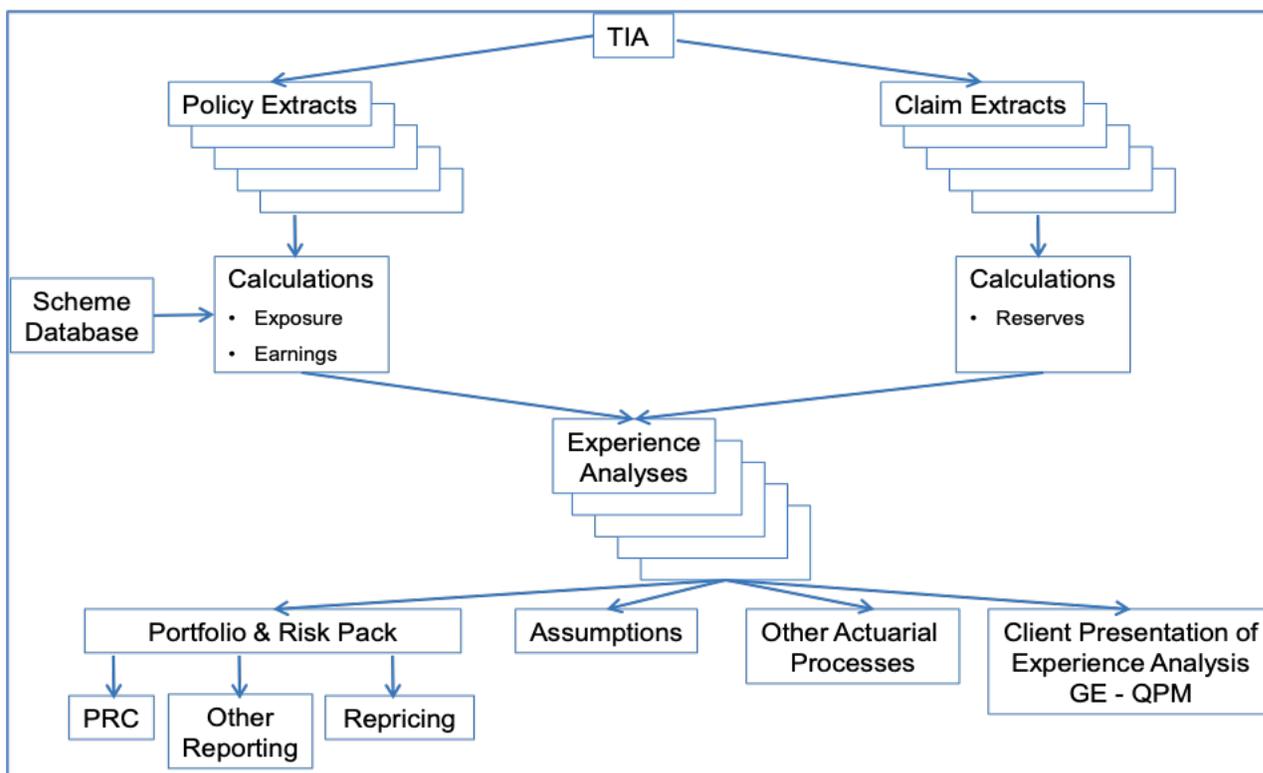
- Base de données contrat : Policy extract

Des bases polices sont produites pour chaque type de traitement business - Prime unique, prime renouvelable (mensuelle/ annuelle/ trimestrielle), prime à échéance fixe, bulk - et de pays.

La disposition détaillée des fichiers de policy extract se trouve en annexe. Le télé-

TIA/Datalake (Focus sur les plus gros partenaires)	Données outil	DAAP/PMP (Experience Analysis files)	Écart
Italy	15 954 965	15 497 671	3,00%
<i>INCONTRA</i>	12 399 257	12 062 618	2,80%
<i>Cargeas</i>	3 555 708	3 435 053	3,50%
Sweden	7 236 482	7 064 233	2,40%
<i>Freedom Finance</i>	5 032 987	4 861 167	3,50%
<i>Zensum</i>	2 203 495	2 203 065	0,00%
Netherlands	1 604 569	1 678 612	-4,40%
<i>TBF</i>	1 604 569	1 678 612	-4,40%
Denmark	1 487 055	1 521 147	-2,20%
<i>Privatsikring</i>	1 487 055	1 521 147	-2,20%
Total général	26 283 070	25 761 663	2,00%

FIGURE 4 – Réconciliation des niveaux de prime sur les partenaires principaux



chargement des informations sur les polices est effectué mensuellement. Chaque fin de mois une sélection des informations des contrats souscrit (en cours ou affaire nouvelle) est faite par l'équipe de Portfolio monitoring.

— Bases de données **sinistres**

Des extractions de sinistres sont sorties pour chaque pays.

Les extractions sont également utilisées comme source de données pour une analyse de données ad hoc. Les résultats du processus de reserve claims sont intégrés aux systèmes financiers afin qu'ils puissent être utilisés pour des activités telles que l'étude de rentabilité des clients et l'analyse de la part des bénéficiaires. Les résultats sont également une source de données pour la gestion de portefeuille.

— Bases de données **Scheme**

La base de données Scheme de CLP est un référentiel unique contenant les termes et conditions clés convenus pour chaque nouveau contrat. Ces termes et conditions se composent des valeurs de paramétrage commercial et opérationnel utilisées pour gérer et maintenir l'entreprise.

L'analyse d'expérience utilise les attributs contenus dans la base de données Scheme pour calculer les valeurs de commission et de rétention, ainsi que pour déterminer le client et le produit pour chaque code de schéma.

La base de données de Scheme existante contient tous les attributs utilisés à des fins

de surveillance de portefeuille. Parmi ceux les plus utilisés :

- Nom du partenaire
- Nom du produit
- Taux de commission
- Taux de rétention
- Identification du type de produit (prêt personnel, hypothèque, etc.)
- Taux de réassurance en quota share
- Durée de franchise
- Durée de carence
- Type de franchise
- Période de prestations maximale
- Type de PPNA
- Taux des diverses taxes

Gestion des données tête par tête

Environ 82% des données (en terme de nombre de têtes) du business Lifestyle sont gérées par le système présenté précédemment, les 18% restant qui ne représentent que 4% du montant global des primes acquises ne feront pas l'objet d'une étude. De plus, l'accentuation ne sera faite que sur les pays dont au moins 70% des informations sont accessibles via TIA. En effet, des conclusions sur des données partielles ne représentant pas la totalité du business sur tout le pays considéré ne pourront pas être faites. Il s'agira donc d'étudier la rentabilité des produits pour la Suède, l'Italie, la Norvège, le Danemark et les Pays-Bas.

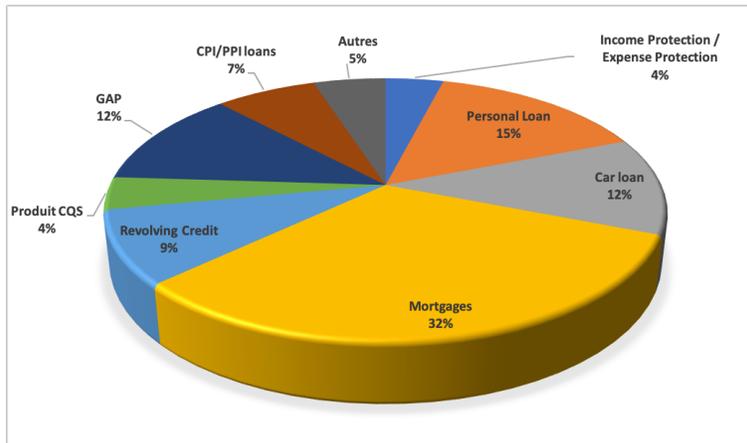
Pays	Pourcentage de données sur TIA	Données tête par tête*
Danemark	100%	73%
Italy	98%	100%
Norvège	100%	48%
Pays-Bas	100%	100%
Portugal	73%	7%
Suède	100%	100%

Traitement des données

Statistiques descriptives

Les produits Income Protection et Expense protection (IP/EP) représentent autour de 4% des primes acquises en 2019 pour les produits Credit and Life Protection (CLP), net de réassurance et atteint 59 Millions d'euros en terme de primes brutes reçues nettes de rachat de réassurance et de commissions.

Ci-dessus la répartition entre produits Income Protection et Expense protection. Les hypothèses de tarification et de projection diffèrent, toutefois le modèle de tarification reste le même, ces produits étant très similaires. Ce graphique permet simplement



d'avoir une vision de la répartition de ces produits au sein du portefeuille pour en avoir une meilleure connaissance.

Produit	Montant primes émises	Proportion
Expense Protection	66 477 017	68,6%
Income Protection	30 416 402	31,4%
Total	96 893 419	100%

Près de 98% du business se concentre dans 7 des 15 pays dans lesquels les produits sont commercialisés. La figure suivante représente la répartition de primes acquises sur les deux produits de protection de revenu.

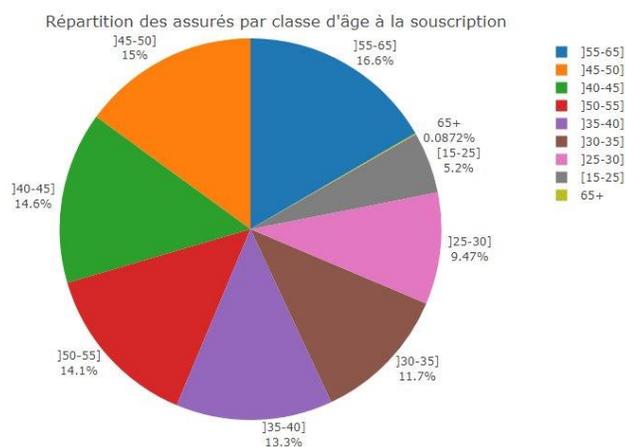
Pays	Pourcentage de primes acquises en 2019
Italy	74%
Suède	10%
Portugal	5%
Danemark	4%
Norvège	2%
Pays-Bas	2%
France	2%
Suisse, Allemagne, Finlande, Espagne, Turquie, Grèce, Irlande, Pologne	1%
TOTAL	100%

Ainsi, nous pouvons observer que les 8 derniers pays représentent moins de 2% du total des primes acquises en 2019. Nous ne nous focaliserons pas sur ces derniers pour notre étude.

Profil des assurés du portefeuille

L'utilisation des hypothèses de tarification pour la projection des données nécessite la connaissance des profils des assurés afin d'appliquer les hypothèses adéquates.

En effet, nous pouvons observer la répartition des âges au sein du portefeuille d'assuré.

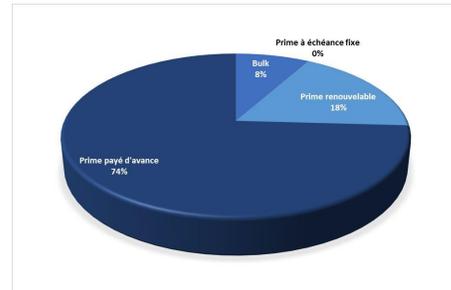


Comme le montre le diagramme ci-dessus, les populations sont réparties assez uniformément selon les âges.

L'âge moyen de souscription est de 43 ans pour les deux contrats. Il n'y a pas de différence notable de ce côté concernant ces deux protections.

Répartition des types de primes

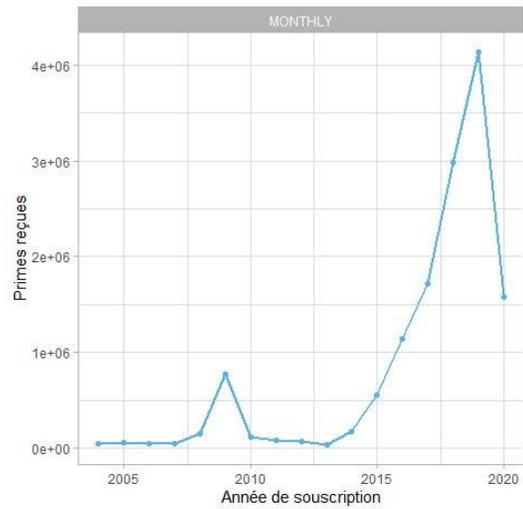
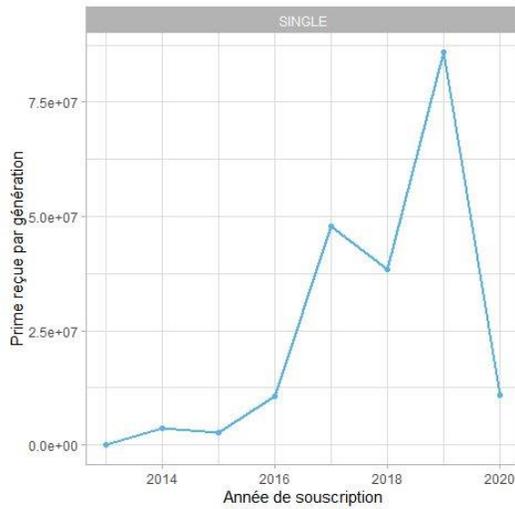
La figure ci-dessous présente la répartition des types de primes en pourcentage du portefeuille. Cela nous permet de repérer la prime la plus présente dans nos données, mais également d'établir le modèle de tarification adapté pour chaque type de prime.



La remarque suivante peut être faite : le type de prime qui se détache particulièrement des autres la Prime unique. Cela s'explique par les spécificités du produit de protection de revenus. Par ailleurs, le second type de prime que l'on plus retrouve est la prime renouvelable, ce type de prime est renouvelable à l'infini jusqu'à ce qu'un des événements suivant intervienne : rachat, sinistre, âge de fin du contrat atteint, limite d'âge atteint par l'assuré. Enfin, nous voyons un grand nombre de primes dites "bulk", qui représentent les polices qui ne sont pas disponibles en "tête par tête" dans les bases. Leur traitement et leur projection sera donc différent, en effet, dans ce type de base nous n'avons pas accès aux informations granulaires nécessaires pour les projections, telles que l'âge de l'assuré, le montant sur chaque contrat, les durées des contrats. Nous ne nous attarderons pas sur ce type de base qui nécessite un traitement et des hypothèses particulières.

Ancienneté moyenne et évolution des primes

Ce critère permet de se faire une idée plus précise des partenaires et de la durée de projection envisageable. En effet, l'évolution des primes par génération met en exergue l'entrée et la sortie de partenaires au sein du portefeuille, puis la baisse ou l'augmentation des niveaux de primes s'il y en a. Mais également, ces figures montrent que les contrats en prime unique encore en cours ne débutent qu'en 2013, et ainsi que ce type de contrat a en moyenne des durées plus courtes que les contrats en primes périodiques. Cela s'explique par la conductibilité tacite des contrats à primes renouvelables.



Concernant les prime uniques, la hausse du niveau en 2017 s’explique notamment par l’augmentation du montant des primes reçues d’un des plus gros partenaires (en Italie notamment), arrivé dans le portefeuille partenaire en 2016. Puis, le pic observé en 2019 est dû entre autres à des nouveaux partenariats tels que ceux démarrés au Danemark. Mais également dû au montant des primes reçues qui augmente globalement pour plusieurs partenaires.

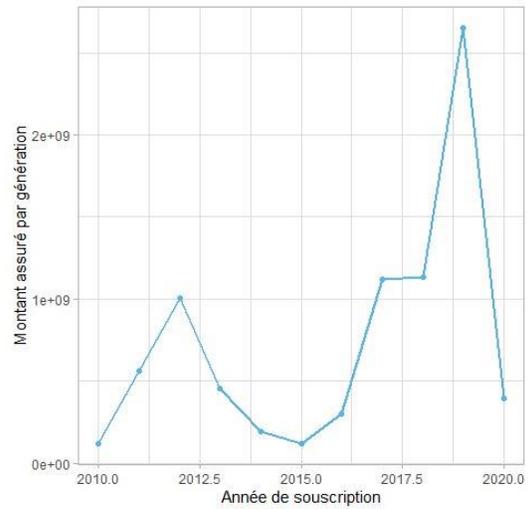
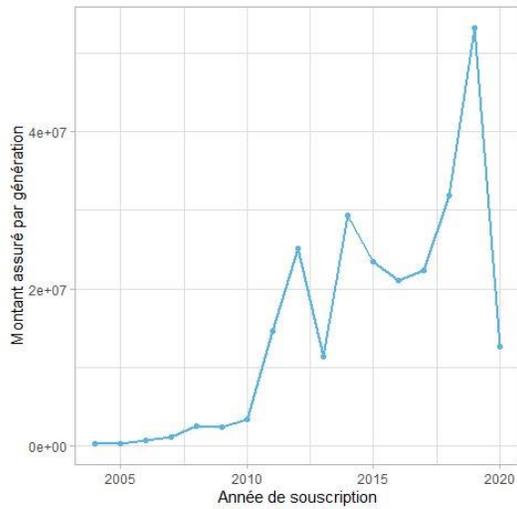
L’évolution des primes mensuelles est assez similaire que celle des primes uniques. De la même manière, cela s’explique par l’entrée dans le portefeuille de nouveaux partenaires à partir de 2015 ainsi que l’augmentation du niveau des primes.

Remarque :

- Les primes uniques entre 2013 et 2015 sont proches de 0, cela s’explique par le fait qu’au sein de notre portefeuille d’étude nous ne gardons que les contrats encore en cours fin 2018. Ce type de contrat étant généralement de courte durée une grande partie de leur primes n’est pas prise en compte ici.
- Le montant des primes reçues augmente de plus de 100% entre 2018 et 2019. La baisse observée en 2020 est due à la date d’extraction des données en mars 2020, la totalité des primes n’ayant pas encore été émise.

Montants assurés

Les mêmes observations peuvent être faites pour les montants assurés. Entre les années 2015 et 2019 les montants augmentent de plus de 40%, en ajoutant à cela les nouveaux contrats.



Comme le montre le tableau ci-contre, la tranche d'âge située entre 40 et 55 ans constitue la tranche pour laquelle les montants sont les plus élevés :

Étiquettes de lignes	2018	2019	Variation
[15-25]	35 394 066,13	86 535 778,19	144%
]25-30]	108 975 258,19	223 069 198,33	105%
]30-35]	159 222 947,28	325 716 155,26	105%
]35-40]	182 379 395,12	382 068 631,99	109%
]40-45]	190 023 133,66	454 299 253,11	139%
]45-50]	181 774 271,13	467 568 671,90	157%
]50-55]	157 689 322,84	379 364 176,09	141%
]55-65]	151 676 269,35	385 408 819,54	154%
65+	441 000,00	3 412 780,21	674%
Total général	1 167 575 663,71	2 707 443 464,62	132%

Durée moyenne des contrats

La durée moyenne en fonction de l'âge à la souscription de l'assuré est représentée ici :

		Durée du contrat						TOTAL
		[0-2]]10-20]]2-10]]20-30]]30-40]	41+	
Âge de l'assuré	[15-25]	18 979	497	-	4 059	12 605	240	36 380
]25-30]	37 394	1 837	121	24 241	2 626	-	66 219
]30-35]	47 051	7 196	875	25 845	584	-	81 551
]35-40]	51 186	35 283	1 618	4 732	-	-	92 819
]40-45]	53 921	37 920	8 976	939	-	-	101 756
]45-50]	52 037	6 956	45 772	-	-	-	104 765
]50-55]	69 348	705	28 835	-	-	-	98 888
]55-65]	115 161	-	994	-	-	-	116 155
	65+	610	-	-	-	-	-	610
TOTAL		445 687	90 394	87 191	59 816	15 815	240	699 143

L'intérêt ici est de remarquer que les contrats de courte durée sont largement plus octroyés aux personnes proches de la retraite. De plus, les contrats de courtes durée (moins de 2 ans) sont également les plus représentés en portefeuille, cela aura un impact sur les projections que nous ferons par la suite. En effet, nous pourrions certainement constater des baisses significatives des niveaux de primes au bout de 6,8 ans (durée moyenne des contrats en portefeuille). On a un portefeuille qui se renouvelle très souvent, cela signifie que l'horizon de projection peut être relativement court. Les équipes commerciales ainsi que les équipes de souscriptions doivent en permanence chercher à renouveler ou acquérir de nouveaux contrats, ce qui implique un pilotage régulier de ces produits - d'où l'intérêt des analyses faites et présentées dans ce mémoire.

Deuxième partie

Création de l’outil de projection de rentabilité

3 Enjeux et présentation de l’outil

3.1 Enjeux

Le projet de développement de l’outil de management pour une vision en temps réel de la profitabilité doit permettre à CLP d’avoir une vision prospective et complète du portefeuille Income et Expense protection, d’être plus réactif dans ses prises de décisions, afin d’améliorer son pilotage au niveau Top management et afin de répondre rapidement aux demandes de la Souscription, quant aux demandes de re-tarification ou de prospection. Il s’agit d’un outil développé sous R, langage puissant et évolué permettant une gestion avancée et une analyse poussée des bases de données.

L’intérêt de ce projet repose sur l’amélioration de la connaissance et de la compréhension du portefeuille, en utilisant des scénarios pour évaluer les risques inhérents au portefeuille. Le développement des connaissances et des capacités des départements techniques qui seront à même d’aider le Risk Management dans l’intégration du business CLP dans le modèle STEC (modèle interne d’Axa). L’anticipation des demandes futures liées aux PAP (product approval process), Strat Plan et autres charges de travail. La création d’un environnement unique pour tous les outils d’étude et de tarification, à travers la mise en relation des outils de calculs (Logiciel R) et les bases de données clients afin d’exécuter des tarifications, estimations et provisionnement.

Description de l’outil :

Il est question d’un outil simple, rapide (pour un suivi régulier) et précis, pour un ajustement des tarifs dans les plus brefs délais. Cela passe par la standardisation de l’architecture générale des différents outils de tarification. Et la mise en place d’une plate-forme regroupant toutes les spécificités de ces outils.

3.2 Présentation

Afin de déterminer la rentabilité d’un produit, nous aurons besoin de dérouler celui-ci sur plusieurs années (à l’ultime), jusqu’à extinction des engagements de l’assureur, en se servant de l’information disponible au moment de la simulation. Pour cela, il est nécessaire d’avoir connaissance des méthodes de modélisation d’un contrat de protection des revenus. Ce qui sera donc l’objet de cette partie.

En pratique, une fois cette projection effectuée pour un ensemble, nous serons à même de

discuter de la rentabilité du portefeuille étudié et, accessoirement, de critiquer certaines caractéristiques des contrats comme la tarification qui en découle ou certaines clauses sous-jacentes.

4 Etudes des risques

L'estimation des taux d'évolution, telle qu'elle est présentée dans le paragraphe 2, pose un problème de taille. En effet, le portefeuille évolue en run-off, c'est-à-dire sans nouveaux entrants. Ceci pose deux problèmes majeurs :

- Le portefeuille vieillissant, l'incidence moyenne va avoir tendance à augmenter chaque année. Cette croissance naturelle vient biaiser l'estimation du niveau des taux d'évolution et donc, finalement, le niveau de l'Erreur de Processus ;
- L'absence de nouveaux entrants implique aussi l'insuffisance d'informations pour certains âges.

La solution retenue pour ne pas prendre en compte le vieillissement de la population est d'étudier l'évolution du taux moyen d'incidence sur une tranche d'âge plus fine.

Par ailleurs, nous utilisons 2 approches pour la projection :

- Si des hypothèses benchmark sont disponibles pour le pays alors elles sont utilisées
- Sinon, si le produit est commercialisé depuis suffisamment longtemps, de manière à pouvoir recréer des hypothèses basées sur la réalité alors ces hypothèses sont calibrées selon l'expérience
- Sinon, dans le cas où nous n'avons ni données basées sur l'expérience ni hypothèses de tarification compatibles avec nos données alors des ajustements sur les taux d'incidences seront effectués afin de permettre une meilleure adéquation aux données.

4.1 Mise en place des table d'incidence

Les hypothèses utilisées dans l'outil de projection et plus généralement au sein de CLP sont définies par pays, par produits et par garantie. Pour chaque produit, il existe 2 types d'hypothèses :

- Hypothèses basées sur l'expérience client : il s'agit de la constructions d'hypothèses relativement aux données issues du portefeuille client. La sinistralité, durée moyenne d'une couverture sont calculées en fonction de ce que l'on observe.
- Hypothèses issues d'une "Proximity study" : il s'agit d'une étude permettant d'obtenir des hypothèses pour les pays pour lesquels l'expérience client n'est pas disponible (nouveau client, nouveau partenaire, nouvelle couverture disponible)

La proximity study dans le cas des pays émergeant (pays pour lesquels nous disposons de peu ou pas d'expérience) : une étude de proximité est réalisée sur un ensemble de variables afin d'attribuer un poids à tous les pays d'exploitations (pays pour lesquels nous disposons d'un ensemble de données conséquent et qualitatif). Sur cette base, l'hy-

pothèse existante des pays d'exploitation est utilisée pour dériver l'hypothèse pour le pays émergeant.

De même, pour chaque produit un certain nombre de garanties sont disponibles à la vente dans différents pays. Il est donc nécessaire d'adapter les hypothèses dont nous disposons aux spécificités de chaque pays pour chaque produits.

Garantie décès

Dans le cas de la couverture décès et si elles sont disponibles, les tables de mortalités de la SOA (The Society of Actuaries) ou les tables de la WHO (World Health Organization) sont utilisées. Ces tables étant des tables nationales, elles ne reflètent pas la structure du portefeuille, elles ne décrivent pas le risque spécifique. De ce fait, un abattement calculé à partir de la structure du portefeuille est utilisé afin d'adapter ces données.

Si les tables ne sont pas disponibles sur les sites des 2 organismes discutés précédemment alors une proximity study peut également être réalisée.

Garantie Incapacité et Perte d'emploi

Les hypothèses de ces deux garanties sont basées sur le portefeuilles client, donc basées sur l'expérience. Toutefois, comme expliqué ci-dessus, nous devons être en possession des informations telles que la fréquence des sinistres et la durée moyenne des sinistres. En conséquence, si le lancement d'un produit est trop récent ou si la commercialisation de la garantie est elle même récente alors nous ne disposerons pas de suffisamment d'informations pour créer une table d'incidence. Une proximity study est alors réalisée.

Garantie Hospitalisation

Les hypothèses de cette garantie sont dérivées des taux d'incidence que l'on observe pour la France. Les taux français initiaux sont tirés du site de l'Eurostat et un taux d'utilisation est défini à partir des données expériences. Le taux d'utilisation correspond au pourcentage appliqué sur la table permettant de passer au taux observé en France à celui observé dans le pays sélectionné.

Maladies redoutées

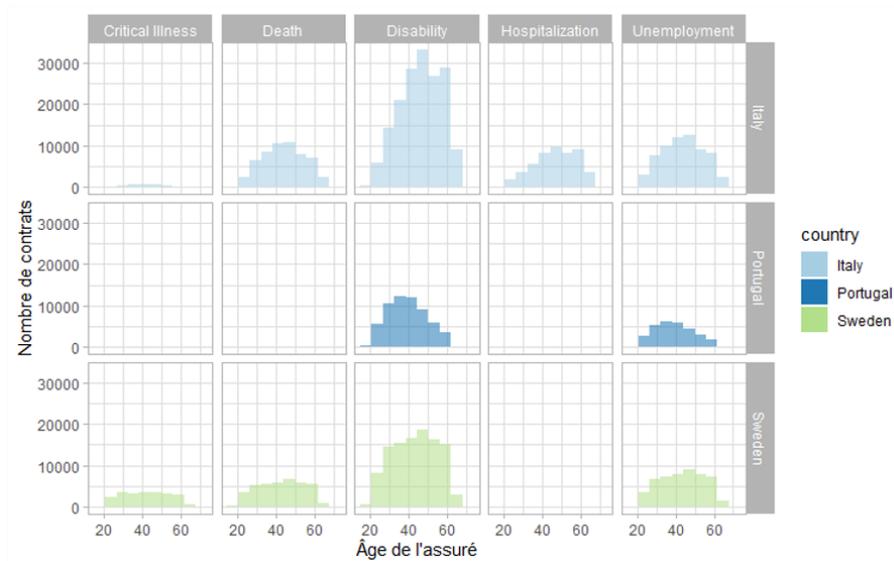
Concernant la garantie maladies redoutées, les données sont issues du site UK data. A l'heure actuelle, CLP dispose d'une expérience limitée sur cette garantie, en conséquence, aucun abattement n'est actuellement autorisé pour la tarification de cette garantie.

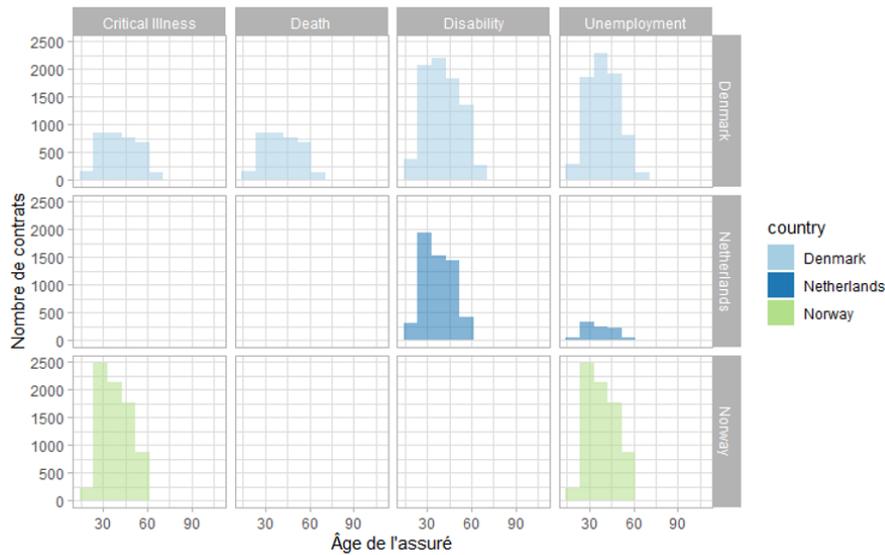
5 Tarification des garanties

5.1 Hypothèses générales

Cette partie est dédiée à la modélisation des hypothèses de la tarification en assurance collective [Esc16] pour toutes les garanties que l'on peut retrouver sur les 2 produits étudiés.

L'outil doit être à même de projeter tout type de produit Protection des revenus. Les hypothèses peuvent être liées à la sinistralité, au contrat, ou encore peuvent être liées au portefeuille ou à l'environnement extérieur, calculées par l'équipe Assumptions. Ce chapitre présente les différentes hypothèses prises pour la projection du produit. Le calcul de la rentabilité d'un contrat repose sur des hypothèses élémentaires. La modification d'une de ces hypothèses, encore appelées inputs ou paramètres, peut altérer le résultat et donc la rentabilité d'un contrat d'assurance. Nous présentons ci-après les paramètres indispensables au fonctionnement de l'outil.





La répartition des couvertures diffère d'un pays à l'autre, ainsi, il est important de prendre en considération les spécificités de chaque contrat afin d'établir une projection la plus fidèle aux données que possible.

En effet, on ne retrouvera pas, par exemple, de polices avec une couverture décès au Portugal, aux Pays-Bas ou encore en Norvège. Une observation peut cependant être faite sur la garantie perte d'emploi qui est celle pour laquelle tous les partenaires permettent une option. Cela donne un premier aperçu de l'importance de cette couverture au sein du portefeuille.

5.2 Hypothèses décès

Cette garantie intervient en cas de décès de la personne assurée. La prestation est le versement d'un montant forfaitaire, sans franchise. Ce montant est défini par les partenaires.

Quelle que soit la garantie couverte, il est nécessaire de connaître la probabilité de survie de l'assuré, estimer la population à risque et ainsi déterminer l'évolution en terme de population du portefeuille. Ceci implique donc de calculer tout d'abord la probabilité de décès.

La loi d'incidence est univariée et dépend de l'âge. Par ailleurs, les tables de mortalité utilisées sont une combinaison par genre de soit des tables nationales, soit des tables issues de l'expérience client. Pour une tarification à l'international, si les tables nationales du pays sont connues, elles sont directement exploitées ou transformées pour se baser sur la TH/TF 00-02 et l'abattement sera spécifique à la zone. Pour les pays étrangers où l'approche au risque est difficile, l'abattement doit être plus restreint pour garder une marge de prudence. Dans tous les cas, un abattement est appliqué à la table

nationale du pays (lorsqu'elle est établie) puisque la population du portefeuille étudié présente moins de risque que celui de la population nationale. En effet, les assurés sont sujet à la sélection médicale et aux critères financiers de souscription.

Le taux annuel d'incidence pour la couverture décès est calculé de la manière suivante :

$$I_{x+t} = (\mu_M * I_{x+t}^M * \beta_{garantie} + \mu_F * I_{x+t}^F * \beta_{garantie}) * (1 + L_{garantie}^f)$$

Avec :

- I_x = la probabilité annuelle de décès à l'âge x+t
- I_x^F = la probabilité annuelle de décès à l'âge x+t pour une femme
- I_x^M = la probabilité annuelle de décès à l'âge x+t pour un homme
- μ_F/μ_M = la proportion d'hommes et de femmes avec $\mu_F + \mu_M = 1$
- x= l'âge en année
- $\beta_{garantie}$ = le taux d'utilisation des tables TH/TF00-02 correspondant à la mortalité toutes causes et hors effet sélection médicale (à la main du souscripteur, dépend de l'affaire)
- $L_{garantie}^f$ = le loading appliqué sur le taux d'entrée de la couverture

La nouvelle réglementation du 21 Décembre 2012, prévoit qu'en Europe, les assureurs doivent appliquer aux femmes et aux hommes des tarifs identiques pour un même produit d'assurance, sans distinction fondée sur le sexe. Ceci est bien le cas mais il est nécessaire de prendre des hypothèses à la tarification de proportion d'hommes et de femmes pour être le plus proche du groupe assuré.

Ainsi, le calcul de la probabilité mensuelle de décès q_x^* pour les âges x durant le mois i se fait par la méthode de actuarielle suivante :

$$q_i^{x,garantie} = 1 - 1 - q_{x+\lceil \frac{i-1}{12} \rceil} * (1 - \lambda_{1+\lceil \frac{i-1}{12} \rceil})^{\frac{1}{12}}$$

Avec :

- y : partie entière de y
- $\lambda_{1+\lceil \frac{i-1}{12} \rceil}$: l'abattement résultant de la sélection médicale pour la $1 + \lceil \frac{i-1}{12} \rceil$ année suivant l'adhésion au contrat.

Exemple de calcul du taux de mortalité

L'en-tête des tables de mortalité se présente de la manière suivante :

Age (years)	DC Table Male		DC Table Female	
	lx	qx	lx	qx
35	97249	0,1532%	98662	0,0699%
36	97100	0,1658%	98593	0,0761%
37	96939	0,1795%	98518	0,0842%
38	96765	0,1953%	98435	0,0935%
39	96576	0,2143%	98343	0,1027%

$q_x = \alpha_F q_x^F \beta_F + \alpha_H q_x^H \beta_H$

Les hypotheses proviennent de:

- Statistiques nationale
- Benchmark
- Expérience client

Nous calculons la population restante en fonction du genre et de l'âge. Cette exemple

est basé sur un individu de 36ans. Le calcul suivant sera celui effectué par l'outil :

$$0.1658 \% * 50\% * 80\% + 0.076 \% * 50\% * 70 \% = 0.0314 \%$$

Taux d'utilisation Homme	80%
Taux d'utilisation Femme	70%

Avec 50% les proportions d'hommes et de femmes dans le portefeuille.

5.3 Hypothèses perte d'emploi

La loi d'incidence perte de travail, qui représente l'entrée en état de chômage, est bivariee. En effet, elle prend en compte l'âge d'entrée au chômage et le nombre d'années passés au chômage.

- Le taux annuel d'incidence pour la couverture arrêt de travail est calculé de la manière suivante :

$$I_x = I'_x * \beta_{IU} * (1 + L_{IU}^f) + \Omega_{EP} * (1 + Forecast_{Underwriting Year+x-entry age})$$

Avec :

- I_x = le taux d'incidence à l'âge x
- I'_x = le taux d'incidence à l'âge x non ajusté
- Ω_{EP} = facteur d'ajustement sur l'exclusion period
- $Forecast_y$ = pourcentage d'évolution du taux d'entrée dans pour la couverture
- x= l'âge en année
- β_{IU} = le taux d'entrée de la couverture
- L_{IU} = le loading appliqué sur le taux d'entrée de la couverture

Produit	Pays	Taux
Income Protection	Danemark	2,87%
	Pays-Bas	4,12%
	Italie	1,00%
	Portugal	1,52%
	Norvège	1,12%
	Suède	1,15%

Produit	Pays	Taux
Expense Protection	Danemark	0,70%
	Pays-Bas	NC
	Italie	0,66%
	Portugal	1,66%
	Norvège	0,89%
	Suède	0,27%

5.4 Hypothèses Incapacité

L'incapacité est définie comme étant une inaptitude temporaire, partielle ou totale, en raison d'un handicap physique ou psychique résultant d'une maladie ou d'un accident, à exercer une activité, professionnel ou non, définie dans le contrat d'assurance. Les garanties de présentent sous la forme d'une indemnisation mensuelle ou d'un capital

selon les termes définies dans le contrat. Le tarif est établi à partir d'un taux d'entrée et d'un délai de carence et d'une franchise.

L'invalidité permanente correspond à l'assuré qui, « par suite de maladie ou d'accident, est contraint d'interrompre totalement et de façon permanente son activité professionnelle ou tout autre activité professionnelle sur prescription médicale ».

La loi de maintien en dépendance, qui représente la survie des personnes dépendantes, est bivariée. En effet, elle prend en compte l'âge d'entrée en dépendance et le nombre d'années passés en dépendance.

Le taux annuel d'incidence pour la couverture invalidité est calculé de la manière suivante : Dans le cas où la table contient des données âges et genres dépendantes :

$$I_x = (\mu_M * I_x^M + \mu_F * I_x^F) * \beta_{invalidité} * (1 + L_{invalidité}^f) * (1 - \lambda_{\frac{i-1}{12}+1}) * \Omega_{EP} * Benefit Option \quad (1)$$

Dans le cas où la table contient des données âges et waiting period dépendantes :

$$I_x = I_x^{WP} * \beta_{invalidité} * (1 + L_{invalidité}^f) * (1 - \lambda_{\frac{i-1}{12}+1}) * \Omega_{EP} * Benefit Option \quad (2)$$

Le taux annuel d'incidence pour la couverture invalidité par accident est calculé de la manière suivante :

Dans le cas où la table contient des données âges et genre dépendantes :

$$I_x = (\mu_M * I_x^M + \mu_F * I_x^F) * \beta_{invalidité \text{ par accident}} * (1 + L_{invalidité \text{ par accident}}^f) * \Omega_{EP} * Benefit Option \quad (3)$$

Dans le cas où la table contient des données âges et waiting period dépendantes :

$$I_x = I_x^{WP} * \beta_{invalidité \text{ par accident}} * (1 + L_{invalidité \text{ par accident}}^f) * \Omega_{EP} * Benefit Option$$

Avec :

- I_x = le taux d'incidence à l'âge x
- I_x^F = le taux d'incidence à l'âge x pour une femme
- I_x^M = le taux d'incidence à l'âge x pour un homme
- I_x^{WP} = le taux d'incidence à l'âge x pour une waiting period WP
- μ_F/μ_M = la proportion d'homme et de femme avec $\mu_F + \mu_M = 1$
- x = l'âge en année
- β_{cover} = le taux d'entrée de la couverture
- L_{cover}^f = le loading appliqué sur le taux d'entrée de la couverture
- Benefit option = facteur d'ajustement appliqué au taux d'incidence, lié au type de prime perçue
- Ω_{EP} = facteur d'ajustement pour une exclusion period spécifique
- $\lambda_{\frac{i-1}{12}+1}$ = facteur de réduction dû à la sélection médicale

Pour modéliser l'indemnisation en arrêt de travail, il faut avoir une hypothèse sur la loi d'entrée, la durée passée en arrêt. Pour calculer le maintien en arrêt de travail,

2 solutions s'offrent à l'équipe qui est en charge de définir les hypothèses : exploiter la table de maintien d'expérience ou prendre un nombre d'indemnités certain à verser. Le sujet du mémoire portant sur le risque de souscription, il est important d'expliquer les hypothèses implémentées dans l'outil.

Cessation des garanties : Les indemnités cessent :

- dès la reprise d'une activité professionnelle par l'assuré,
- à la fin de l'état d'incapacité ou d'invalidité selon le cas,
- lorsque le taux contractuel d'incapacité est inférieur au seuil fixé,
- à l'âge limite d'indemnisation
- à la date de départ en retraite
- par fin de contrat.

Cette garantie porte sur le long terme ce qui implique un très grand risque et une difficulté de gestion non négligeable. Cette garantie n'est pas renouvelable d'où la nécessité d'évaluer au niveau « best estimate » l'engagement de l'assureur. Du fait de la même indemnisation que ce soit pour l'incapacité et l'invalidité, aucune distinction n'est nécessaire entre ces 2 garanties. Nous allons développer par la suite la construction des tables d'expérience pour l'entrée et le maintien, sachant qu'il faut prendre en compte la limitation à la perte de salaire.

Produit	Pays	Taux
Income Protection	Danemark	0,99%
	Pays-Bas	1,73%
	Italie	0,06%
	Portugal	1,70%
	Norvège	3,00%
	Suède	1,17%

Produit	Pays	Taux
Expense Protection	Danemark	0,66%
	Pays-Bas	NC
	Italie	0,07%
	Portugal	0,51%
	Norvège	2,60%
	Suède	0,91%

5.5 Hypothèses hospitalisation

Le contrat d'un produit hospitalisation garantit le versement d'indemnités journalières en cas d'hospitalisation de l'assuré suite à une maladie ou à un accident. Le taux annuel d'incidence pour la couverture hospitalisation est calculé de la manière suivante : Dans le cas où la table est la table propre à la couverture hospitalisation :

$$I_x = I'_x * \beta_{hospitalisation} * (1 + L^f_{hospitalisation})$$

Dans le cas où la table est liée à celle pour la couverture invalidité et contient des données âges et genre dépendantes :

$$I_x = (\mu_M * I_x^{M,invalidité} + \mu_F * I_x^{F,invalidité}) * \beta_{hospitalisation} * (1 + L^f_{hospitalisation})$$

Dans le cas où la table est liée à celle pour la couverture invalidité et contient des données âges et waiting period dépendantes :

$$I_x = I_x^{WP,hospitalisation} * \beta_{hospitalisation} * (1 + L_{hospitalisation}^f)$$

Avec :

- I_x = le taux d'incidence à l'âge x
- $I_x^{F,invalidité}$ = le taux d'incidence entrée en invalidité à l'âge x pour une femme
- $I_x^{M,invalidité}$ = le taux d'incidence entrée en invalidité à l'âge x pour un homme
- I'_x = le taux d'incidence à l'âge x non ajusté
- $I_x^{WP,invalidité}$ = le taux d'incidence à l'âge x pour une waiting period WP
- μ_F/μ_M = la proportion d'homme et de femme avec $\mu_F + \mu_M = 1$
- x= l'âge en année
- β_{cover} = le taux d'entrée de la couverture
- L_{cover}^f = le loading appliqué sur le taux d'entrée de la couverture

5.6 Hypothèses maladies redoutées

Le risque couvert dans le cadre des garanties "Maladies redoutées" est la survenance d'une maladie redoutée ou la nécessité d'une intervention médicale lourde confirmée par un diagnostic médical détaillé. Les risque à couvrir dans le cadre de la production d'Axa Solutions Collectives sont les suivantes :

Les CI (critical illness) classiques :

- Les cancers
- Les maladies cardio-vasculaires
 - Les attaques cardiaques (infarctus ou myocarde)
 - Les interventions à thorax ouvert relatives aux maladies des artères coronaires
- Autres CI :
 - Les accidents vasculaires cérébraux
 - Les insuffisances rénales terminales
 - Les greffes d'organe

Les Ci ajoutées à la demande de la plateforme Asie Creditor

- Les tumeurs bénignes du cerveau
- Les comas
- Les brûlures majeures/ Les brûlures graves/ Les brûlures au troisième degré
- Les paralysies
- Les maladies de Parkinson avant 65 ans

Le taux annuel d'incidence pour la couverture maladies redoutées est calculé de la manière suivante :

Dans le cas où la table contient des données âges et genres dépendantes :

$$I_x = (\mu_M * I_x^{S,M} * S_M + \mu_M * I_x^{NS,M} * (1 - S_M)) * (\mu_F * I_x^{S,F} * S_F + \mu_F * I_x^{NS,F} * (1 - S_F)) * \beta_{CI} * (1 + L_{CI}^f) * (1 + Safety\ Margin)$$

Calcul des taux d'incidence en fonction des maladies couvertes par la couverture maladie redoutée :

$$I_x^{smoker\ status,genre} = I_{x,cancer}^{smoker\ status,genre} * \Omega_{x,Cancer} + \sum_i I_{x,i}^{smoker\ status,genre} * \Omega_{MCV} + \sum_j I_{x,j}^{smoker/status,genre}$$

Avec :

- I_x = le taux d'incidence à l'âge x
- $I_x^{smokerstatus,genre}$ = le taux d'incidence à l'âge x pour un genre et statut fumeur
- $I_x^{smokerstatus,genre}$ = le taux d'incidence à l'âge x pour un genre et statut fumeur pour une certaine maladie
- i = une maladie cardiovasculaire (MCV)
- j = une maladie qui n'est ni liée à un cancer, ni à une maladie cardio-vasculaire
- I_x^{WP} = le taux d'incidence à l'âge x pour une waiting period WP
- μ_F/μ_M = la proportion d'hommes et de femmes avec $\mu_F + \mu_M = 1$
- S_F/S_M = la proportion d'hommes et de femmes fumeurs
- x = l'âge en année
- β_{cover} = le taux d'entrée de la couverture
- L_{cover}^f = le loading appliqué sur le taux d'entrée de la couverture
-
- $\Omega_{x,Cancer}$ = facteur d'ajustement pour la maladie cancer, liée à un pays
- Ω_{MCV} = facteur d'ajustement pour les MCV, liée à un pays

5.7 Franchise et délai de carence

Franchise (ou encore Waiting period) Chacune de ces couvertures est susceptible d'induire un changement de comportement de l'assuré. Ces produits peuvent alors faire l'objet de multiples réglages, l'un d'eux est la mise en place d'une franchise.

La franchise est une des réponses à l'anti-sélection, c'est à dire une demande d'assurance accrue pour une population se sachant risquée. Elle consiste en un délai qui débute au moment du déclenchement d'une des garanties, moment pendant lequel l'assuré n'est pas encore couvert. Il permet d'éviter que les assurés ayant connaissance de leur licenciement proche de la date de souscription ne souscrive un assurance perte d'emploi par exemple. Il est de ce fait imposé un délai variant d'un partenaire à un autre de 30 à 90 jours après la souscription.

Description

Les hypothèses de conception des couvertures et de tarification sont établies en fonction de prestations spécifiques. En effet, la franchise est définie en fonction d'un nombre de jours, de la date de paiement (à terme échu, rétroactif) et du type de paiement (mensuel ou journalier).

Les illustrations suivantes nous permettent d’observer la tarification incluant un délai de carence.

Prestation à terme échu et base journalière

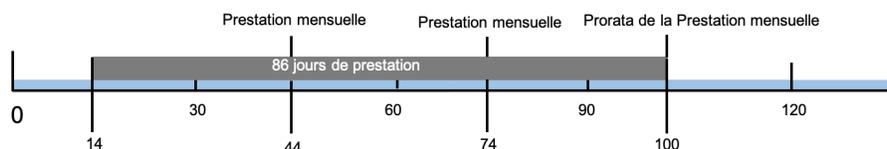


FIGURE 6 – 14 jours, terme échu, base journalière (14ED)

La prestation est versée après 14 jours passés dans l’état d’incapacité ou de perte d’emploi. Elle est payées tous les 30 jours jusqu’au terme de la couverture ou jusqu’au retour de l’assuré à l’état normal. Dans le cas précédemment illustré, il reste 26 entre le dernier paiement et le terme de la couverture, une prestation est donc versée au prorata du temps restant ($26/30*$ montant de la prestation).

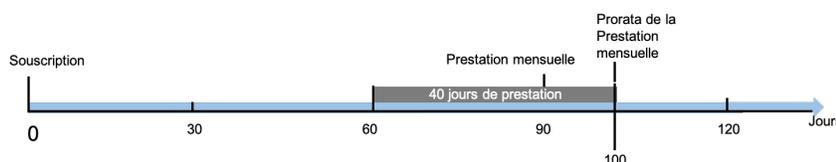


FIGURE 7 – 60 jours, terme échu, base journalière (60ED)

L’exemple ci-dessus, montre le cas où nous sommes face à un délai de carence de 60 jours. Les prestations sont payées au bout du 60ème jours passé en incapacité ou chômage et ce pendant 40 jours. De même, un prorata est calculé sur la période restante après le versement de la dernière prestation, ainsi nous avons $10/30 *$ montant de la prestation.

Prestation à terme échu et base mensuelle

Le cas d’une prestation à terme échu sur une base mensuelle est illustré par les figures suivantes. Ici, la prestation est calculée sur la base de 14 jours passés en dépendance ou chômage, toutefois il n’y a pas de prorata calculé sur la période restante après la fin de la trentaine si une autre période de 30 jours n’a pas été complétée. Ainsi, l’assuré reçoit un montant pour 60 jours au lieu de 86 comme dans l’exemple précédent.

De même, dans le cas où l’on a 60 jours de franchise alors l’assuré reçoit une prestation pour 30 jours au lieu des 40 jours précédemment calculés.

Prestation rétroactive et base journalière

Dans le cas d’une prestation rétroactive, après 14 jours passés en incapacité ou chômage sans discontinuité, une prestation est versée au prorata du temps passé sur la

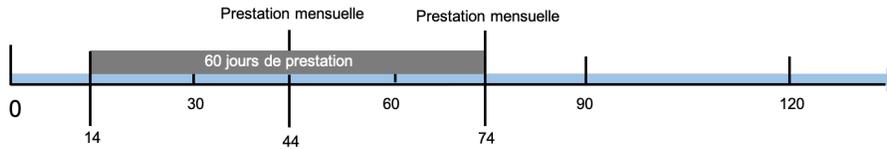


FIGURE 8 – 14 jours, terme échu, base mensuelle(14EM)

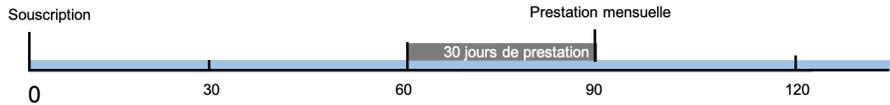


FIGURE 9 – 60 jours à terme échu (60EM)

couverture. En effet, si l'assuré a passé le délai de carence alors il est indemnisé pour cette période de carence également.

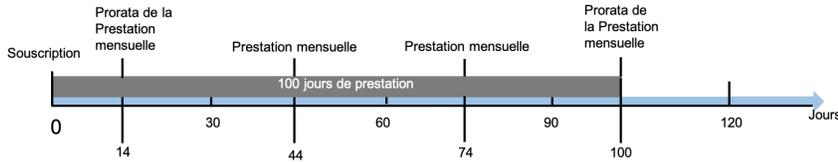


FIGURE 10 – 14 jours, rétroactif base journalière (14RD)

De même, ici toute la période passée sur la couverture est indemnisée, toutefois le paiement intervient 60 jours après l'entrée sur la couverture (soit 2×30 jours).

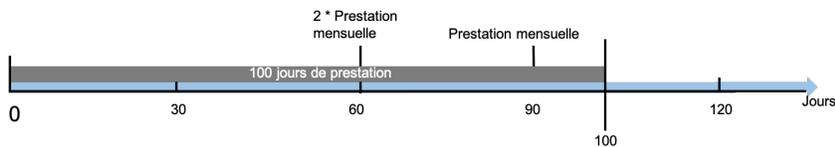


FIGURE 11 – 60 jours rétroactifs, base journalière (60RD)

Prestation rétroactive et base mensuelle

Le dernier type de franchise que nous pouvons recenser dans nos bases est la prestation rétroactive sur base mensuelle. Il n'y a pas de prorata sur le temps passé en incapacité ou chômage, cependant l'assuré est indemnisé pour la période à compter du premier jours de sinistre.

Dans le cas suivant il reçoit une prestation pour 60 jours car il y a une franchise de 14 jours.

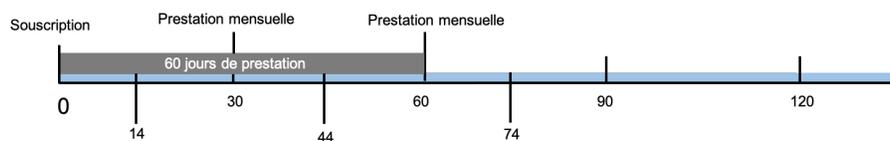


FIGURE 12 – 14 jours rétroactif base mensuelle (14RM)

Dans de dernier cas le bénéficiaire reçoit 90 jours de prestations, à compter du 60 jours passé en dépendance ou au chômage. (modifier l'image erreur sur la première prestation mensuelle 2* prestation mensuelle normalement).

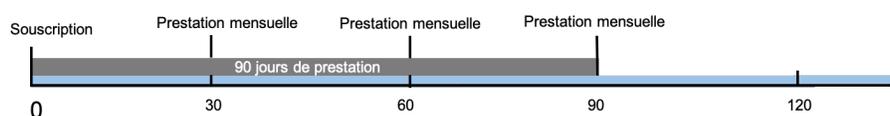


FIGURE 13 – 60 jours rétroactif base mensuelle (60RM)

Délai de carence Il s'agit d'une période d'attente pendant laquelle l'assuré n'est pas couvert. Ainsi, si le délai de carence n'est pas arrivé à terme l'assuré ne pourra pas déclencher une couverture. Dans le cas où il la situation de l'assuré correspond aux caractéristiques d'une de couvertures pour lesquels il est assuré, par exemple une hospitalisation, il ne sera pas indemnisé, même si l'hospitalisation est maintenue au delà du délai de carence.

Ce délai de carence a été instauré pour tenter de limiter les abus et de contenir notamment le nombre d'arrêts de travail.

Troisième partie

Création du Business Plan

6 Modèle

Après avoir mis en place un tarif, il est important de se demander si ce tarif est adapté au marché et s'il correspond au profil économique et financier de l'entreprise. Il est nécessaire de savoir si le produit est, et restera rentable sur une période donnée, ainsi, il y a un certain nombre d'indicateur permettant de mener cette étude. L'assureur pour faire face à ses engagements envers ses assurés va devoir provisionner ses risques à partir de bases prudentes. Cependant, l'activité d'assurance étant par nature risquée, le niveau de provisionnement peut s'avérer insuffisant pour couvrir les engagements de

la compagnie d'assurance. La réglementation exige donc des assureurs qu'ils aient un niveau de fonds propres permettant d'absorber les écarts négatifs par rapport aux prévisions de sinistres. On parle de solvabilité. C'est dans ce cadre que depuis les années 70, des travaux sont menés sur la solvabilité des assureurs.

Nous étudierons donc dans un premier temps, la rentabilité de l'assurance des produits de protection des revenus, en projetant les contrats à l'ultime.

Au préalable, il est intéressant de définir la rentabilité dans son cadre général, puis sa transposition pour l'assurance. Une étude de rentabilité et de tarification en assurance passe tout d'abord par l'établissement des résultats probables futurs attachés au portefeuille. Une projection des comptes de résultats prévisionnels est alors nécessaire, pour chaque exercice comptable à venir jusqu'à extinction des engagements de l'assureur.

Afin de répondre à la problématique initiale - qui est d'appréhender la rentabilité du portefeuille emprunteurs - et d'exploiter l'ensemble de l'information dont disposent les équipes hypothèses et de souscriptions (à savoir des tables d'expérience, données de tarifications exploitables) nous avons retenu des méthodes déterministes pour la modélisation, permettant d'exploiter diverses tables benchmark. Comme décrit en introduction, l'objectif de ce modèle est d'être capable de projeter un contrat Lifestyle pour des caractéristiques précises à savoir l'âge, le sexe de l'emprunteur/bénéficiaire/assurés, le type de produit (Expense ou Income), le type de couverture, la durée du contrat et celle de la couverture. Ceci fait, nous pourrons faire dérouler le portefeuille tout en calculant en parallèle, chaque année, des indicateurs de rentabilité grâce aux flux financiers et capitaux immobilisés.

7 Modélisation des engagements

En souscrivant à un contrat d'assurance, l'assuré cherche à se prémunir contre un risque ; l'assureur lui tient à n'assurer ce risque qu'en contre-partie du versement d'une prime. C'est ici qu'intervient le besoin pour l'assureur de mettre en place un modèle de tarification prudentiel [Par] le plus juste possible pour l'assuré mais lui permettant de rester solvable.

Pour cela, l'assureur doit bien entendu modéliser le risque assuré, paramétrer ce risque (probabilités de survenance) puis il convient d'ajouter des chargements. La tarification se fait selon les étapes suivantes :

- Calcul de la prime pure (PP)
- Calcul de la prime de risque
- Calcul de la prime hors taxes
- Calcul de la prime tout compris (TTC)

Nous voyons que la prime TTC découle des résultats obtenus pour le calcul de la PP, d'où l'importance du calcul approprié cette dernière.

7.1 Principes de tarification

Les primes uniques correspondent aux primes payées une seule fois, à la date de début de la couverture. Par conséquent, comme il s'agit de projeter un contrat en run-off, c'est-à-dire qu'aucun versement de prime n'aura lieu sur la durée de projection. En revanche, nous tenons compte du taux de rachat. Ce taux annuel de rachat est calculé en fonction d'un facteur PPNA (provision pour primes non acquises) qui correspond à la proportion de prime remboursée à l'assuré en cas de rachat. Ce facteur dépend d'une règle de remboursement et de la date de rachat. Ainsi, pour un individu donné, la prime unique s'écrit :

$$\pi_x^{garantie} = \frac{\sum_{i=1}^T (\nu^i * c_i^{x,garantie} * R_i^{garantie})}{1 - \sum_{i=1}^T (\nu^i * nw_i^{x,garantie} * facteur_{PPNA_i}^{garantie})} \quad (4)$$

Avec :

- $\pi_x^{garantie}$: La prime pure pour un âge x
- $c_i^{x,garantie}$: Le nombre de décès pour un âge x durant le mois i
- $R_i^{garantie}$: Montant des indemnités versées
- $nw_i^{x,garantie}$: Nombre de contrat rachetés

Globalement, dans ce cas la prime pure est la somme des sinistres attendus. Cela dérive du principe des engagements :

$$VAP_{assureur} = VAP_{assuré} \text{ et } VAP_{assuré} = \text{Sinistres attendus}$$

On a :

$$\text{Sinistres attendus} = \sum_{i=1}^T (\nu^i * c_i^{x,garantie} * R_i^{garantie})$$

Et :

$$\begin{aligned} VAP_{assureur} &= \text{Prime reçue} - \text{Prime remboursée} \\ &= \pi_x^{garantie} - \sum_{i=1}^T (\nu^i * nw_i^{x,garantie} * facteur_{PPNA_i}^{garantie}) \\ &= \pi_x^{garantie} * (1 - \sum_{i=1}^T (\nu^i * nw_i^{x,garantie} * facteur_{PPNA_i}^{garantie})) \end{aligned}$$

Ainsi,

$$\pi_x^{garantie} * (1 - \sum_{i=1}^T (\nu^i * nw_i^{x,garantie} * facteur_{PPNA_i}^{garantie})) = \sum_{i=1}^T (\nu^i * c_i^{x,garantie} * R_i^{garantie})$$

D'où le résultat énoncé plus haut (numéro x).

Prime renouvelables :

Pour les primes renouvelables, il faut calculer les primes mensuelles équivalentes, et la prime pure totale est encore une fois égale à la somme des sinistres attendus. De ce fait, le taux de prime est le ratio de la somme des sinistres attendus et de la valeur actuelle de l'assiette de primes :

$$Taux_x^{garantie} = \frac{\sum_{i=1}^T (\nu^i * c_i^{garantie} * R_i^{garantie})}{\sum_{i=0}^{T-1} (\nu^i * l_i^{x,garantie} * PB_i * 1_i)} \quad (5)$$

Avec :

- ν^i : Facteur d'actualisation
- $c_i^{garantie}$: Nombre de sinistres pour un âge x au mois i
- $R_i^{garantie}$: Montant d'indemnisation
- PB_i : Prime de base (capital initial dans notre cas)
- $l_{i,x,garantie}$: Nombre de survivants
- 1_i : Indicatrice sur le paiement de la prime le mois i

Ainsi, la prime pure est calculée de la manière suivante :

$$\pi_{x,i}^{garantie} = PR_i^{garantie} * l_i^{x,garantie} * PB_i * 1_i \quad (6)$$

Remarque : Pour les produits non rattachés à un prêt, la prime de base est la même durant pour toute les périodes de couverture.

7.1.1 Primes brutes émises

Avant d'établir un business Plan, nous chercherons à définir les principes généraux de la tarification en assurance. Cela nous permettra de définir une méthode à dupliquer sur un certain nombre d'années (durée de projection dépendant des durées de couverture ou de contrat en portefeuille).

Les paramètres suivants nous permettront de calculer les primes brutes émises :

Calcul de la population en t et du nombre de personnes sinistrées

Le Business Plan est la projection des cash flow du portefeuille. Tout d'abord, il est nécessaire de connaître le nombre de personne en vie à chaque instant afin de construire le business plan. De ce fait, nous devons calculer le nombre de personnes décédées, sinistrés ou ayant effectué un rachat de leur contrat.

Nombre de personnes en vie en t+1 :

$$N_{t+1} = N_t - D_t - R_t \quad (7)$$

Avec :

- N_t : Le nombre de personnes vivantes au début du t-ième mois
- D_t : Le nombre de personnes décédées au t-ième mois
- R_t : Le nombre de personnes ayant racheté leur contrat par anticipation au cours du t-ième mois

Dans notre traitement, le nombre de vivants pour lequel la population constitue un risque d'incapacité temporaire invalidité permanente est diminué des personnes déjà sinistrées. En effet, nous avons incorporé une durée moyenne de sinistres afin de les réintégrer dans la population, excepté les décédés suite au sinistre.

Le contrat est projeté sur la durée moyenne observée donc les fins de contrat sont prises en compte.

Nombre de personnes décédées :

Le nombre de décès mensuel s'applique à la population sous risque en début d'année diminuée des rachats.

$$D_t^{garantie} = N_{t-1}^{garantie} * q_t^{x,garantie} * \left(1 - \frac{1 - (1 - w_{\lfloor \frac{t-1}{12} \rfloor + 1})^{(\frac{1}{12})}}{2}\right) \quad (8)$$

Avec :

- w_y : Taux de rachat à la y-ième année
- $q_t^{x,garantie}$: Taux de mortalité au mois t selon la garantie

Nombre de contrats rachetés :

Le nombre de contrats rachetés et donc de personnes ayant racheté leur contrat est donnée par :

$$R_t^{garantie} = N_{t-1}^{garantie} * \left(1 - (1 - w_{\lfloor \frac{t-1}{12} \rfloor + 1})^{(\frac{1}{12})}\right) * \left(1 - \frac{q_t^{x,garantie}}{2}\right) \quad (9)$$

Nombre de sinistres liées à une autre cause que le décès :

Ce calcul permet de déterminer le nombre de sortie du portefeuille qui sont liées à une autre cause que le décès. En effet, le décès sera pris en compte à partir des tables de mortalités contrairement aux autres garanties qui seront calculées à partir des taux définis en partie X.

$$S_t^{garantie} = N_{t-1}^{garantie} * Inc_i^{x,garantie} * \left(1 - \frac{1 - (1 - w_{\lfloor \frac{t-1}{12} \rfloor + 1})^{(\frac{1}{12})}}{2}\right) \quad (10)$$

Avec :

- $Inc_i^{x,garantie}$ = Taux d'incidence de la couverture considérée

Maintenant que la population restante en portefeuille (population sinistrée) est définie, le montant de chaque poste comptable peut être calculé.

Prime brutes émises (GWP) :

Les gross written premiums qualifient le montant brut de toutes les primes brutes directes et des cotisations cumulées pendant la durée de vie d'un contrat. Elles sont dites écrites, c'est-à-dire enregistrées. De ces gross written premiums sont déduites les commissions d'agent, les dépenses y afférentes, et les primes de réassurance payées par la compagnie, pour fournir le montant des gross earned premiums, soit les primes acquises.

Dans le cas des primes uniques, le montant des primes brutes émises est le suivant :

$$WP_y^{garantie} = \pi_x^{garantie} * N_0^{garantie}, \text{ pour } y = 1$$

$$WP_y^{garantie} = 0 \text{ sinon (11)}$$

Ainsi, pour ce type de prime, il n'y a qu'un unique versement qui s'effectue en début de période de couverture.

Dans le cas des prime renouvelables :

$$WP_y^{garantie} = \sum_{t=12*(y-1)+1}^{12*y} N_t^{garantie} * \pi_{x,t}^{garantie} * CI_t^{garantie}$$

Commission et frais

À partir des calculs ci-dessus, les frais, rémunération assureur et commissions se déduisent. Ces paramètres sont calculés en pourcentage du GWP :

$$Comm_y = WP_y * (\alpha_{int \text{ comm}} + \alpha_{par \text{ comm}})$$

$$Frais_y = WP_y * \alpha_{frais}$$

$$Rémunération \text{ assureur}_y = WP_y * \alpha_{profit \text{ assureur}}$$

Où :

- $Comm_y$, $Frais_y$, $Profitassureur_y$ = commissions, frais et profit durant l'année y
- $\alpha_{int \text{ comm}}$ = commission de courtage (en%)
- $\alpha_{par \text{ comm}}$ = commission partenaire (en%)
- α_{frais} = frais de contrat (en%)
- $\alpha_{profit \text{ assureur}}$ = rémunération assureur (en%)

7.1.2 Provisions pour primes non acquises

Cette provision est calculée selon les méthodes fixées par arrêté du ministre de l'économie, destinée à constater, pour l'ensemble des contrats en cours, la part des primes émises et des primes restant à émettre se rapportant à la période comprise entre la date de l'inventaire et la date de la prochaine échéance de prime ou, à défaut, du terme du contrat.

Cette provision est donc l'estimation des sinistres couverts par les contrats en cours et survenant après la date d'inventaire. Elle est considérée comme un passif dans les livres de compte et les paiements ont la possibilité d'être restitués aux clients. Par ailleurs, ils sont retournés uniquement si le contrat est interrompu avant le début de la période de couverture ou avant le renouvellement de cette période de couverture.

Il existe 3 méthodes de calcul des facteurs PPNA (ici UPR pour Unearned premium reserve) : 12, 78, 45; elles sont définies par les type du contrat.

La règle 12

Le principe de cette méthode linéaire (aussi nommée "prorata temporis") est de considérer un risque constant durant la durée du contrat, et par conséquent une prime de risque constante.

Si l'on considère la durée totale du contrat D_T et une date de calcul t , la méthode 12 est définie de la manière suivante : pour chaque individu.

$$facteur_{12} = \frac{D_T - t}{D_t} \quad (12)$$

La règle 78

La règle 78 suppose que le risque est très concentré sur les premières périodes et décroît de manière constante (celle-ci est particulièrement adaptée pour l'assurance emprunteur, lorsque la prestation est le capital non amorti du prêt). Dans cette règle, le risque est considéré comme décroissant et est en général plus proche du profil de risque du contrat que les autres méthodes :

$$facteur_{78} = \frac{(D_t - t) - (T + 1 - t)}{T * (T + 1)} \quad (13)$$

La règle 45

La méthode 45 (mean generalised) correspond à la moyenne des deux méthodes précédentes. Elle présente un risque décroissant avec une diminution initiale moins importante. Ainsi, la prime de risque mensuelle pour le mois t est :

$$facteur_{45} = \frac{\frac{T-1}{t} + \frac{(T-1)(T+1-t)}{T(T+1)}}{2} \quad (14)$$

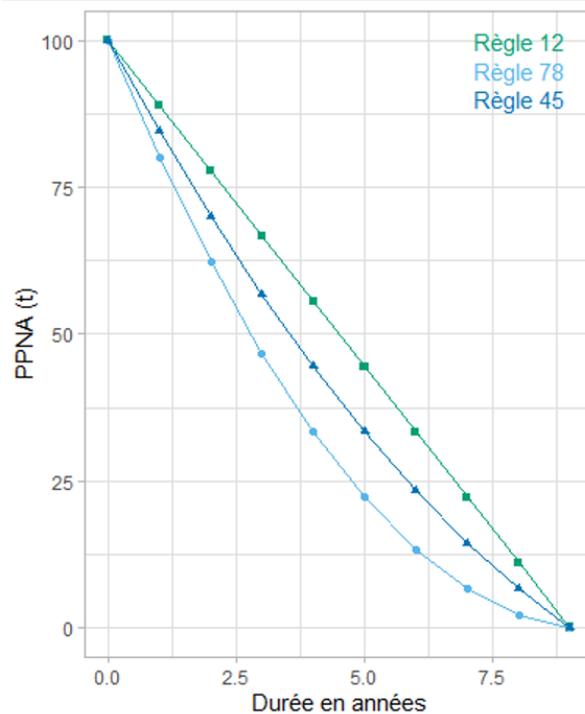


FIGURE 14 – Règles acquisition des primes

Selon le risque, le type de produit et le conditions d’assurance, la méthode linéaire peut sembler très prudente et la méthode 75 peu prudente.

Par ailleurs, par abus de langage nous conserverons le terme de PPNA pour le risque décès. En effet, ce risque est un risque d’assurance vie, il n’est pas correct d’utiliser le terme PPNA qui est une provision d’assurance non-vie.

Ainsi, la PPNA est calculée à partir des facteurs définis précédemment en fonction de la règle d’acquisition :

- $PPNA_y = 0$, pour une prime renouvelable
- $PPNA_y = (WP_1 - Total\ Comm\&\ cout_1) * facteur_{PPNA}$, pour une prime unique

Prime acquise La prime acquise est calculée en déduisant le facteur PPNA (déterminé par la règle d’acquisition).

$$EP_y = WP_y - Total\ Comm\&\ Cost_y + PPNA_{y-1} - PPNA_y$$

Le total commission correspond aux frais, rémunération assureur et commissions définis précédemment.

7.1.3 Charge de sinistres

Les charges de sinistres intègrent les sinistres à régler, les provisions à régler, les provisions à constituer ainsi que dans le cas d'un contrat à primes uniques les remboursements à effectuer.

Tout d'abord, on a la somme des sinistres payés durant l'année t , survenus durant l'année y . Elle correspond au produit de la somme du nombre de sinistres par le montant à indemniser :

$$Sinistres_{y,t} = \left(\sum_{i=12(t-1)+1}^{12*y} S_{y,i} * Benefit Amount_{y,i} \right) * f(t)$$

L'indemnisation dans ce cas sera un montant forfaitaire.

Ainsi, la charge de sinistre est la suivante :

$$Charge\ de\ sinistre_y = \sum_{t=y}^Y Sinistre_{y,t}$$

$f(t)$ représente pour chaque année le modèle de paiement des sinistres, cette fonction représente la répartition des sinistres payés sur une année t .

Modèle représentant le modèle de paiement des sinistres

Le modèle de paiement des indemnisations est mis en place pour les demandes d'indemnisation survenus au cours d'une année, mais qui seront payées dans les années à venir.

Pour les couvertures Décès, Décès accidentel, PTIA, PTD, Accidental PTD et Maladies redoutées, il est supposé qu'il n'y a pas d'IBNR (incurred but not reported) et les réclamations sont entièrement payées au cours de l'année.

Pour les garantie incapacité (par accident ou maladie), hospitalisation (par accident ou maladie) et perte d'emploi, le modèle de paiement des sinistres dépend de l'hypothèse de sévérité. Si c'est la durée moyenne qui est utilisée (notre cas) alors, il est supposé que les prestations sont versées de manière égale pendant la durée du paiement.

7.1.4 Calculs des marges et résultats

Marge technique La marge technique est par définition égale à :

$$Marge\ technique_y = GEP_y - Charge\ de\ sinistre_y - Coût\ de\ rachat_y$$

Marge de gestion La marge de gestion provient de la différence des frais tarifés qui s'avèrent différents des frais réels/

$$\text{Marge de gestion}_y = \text{Frais contractuels}_y - \text{charge d'exploitation réelle}_y + \text{Frais derachat}_y - \text{Frais de réassurance}_y$$

Marge financière

$$\text{Marge financière}_y = \phi_y * \left[\frac{PPNA_y + PPNA_{y-1}}{2} * l_{PPNA} \right]$$

Avec :

— ϕ_y : Taux de produits financiers net du taux technique durant l'année y

Résultats Résultats avant et après bénéfices

Résultat avant participation aux bénéfices

$$\text{Résultat avant PB} = \text{Marge Technique}_y + \text{Marge de gestion}_y + \text{Marge financière}_y$$

Résultat après participation aux bénéfices

$$\text{Résultat après PB} = \text{Résultat avant PB}_y - PB_y$$

Participation aux bénéfices La part des bénéfices est une composante clé du calcul du ratio combiné (CoR).

Les informations fournies doivent être aussi granulaires que possible (niveau du schéma et niveau de la période) pour permettre le calcul du CoR à plusieurs niveaux de granularité (partenaire, produit et, en fin de compte, en descendant jusqu'au niveau scheme).

Expenses Un autre élément clé du calcul du CoR est celui des dépenses. Actuellement, un ratio de dépenses est appliqué au GEP (gross earned premium) pour calculer les dépenses. Cela peut nécessiter un approvisionnement de données spécifique sur les dépenses, ou tout au moins les moyens de stocker les taux / paramètres de dépenses dans un entrepôt de données accessible.

8 Critères de rentabilité

8.0.0.1 Ratio de solvabilité / Loss ratio Cet indicateur informe uniquement sur le niveau de sinistralité soit par survenance soit toutes survenances confondues. Le ratio « sinistres à primes » qui rapporte le total des frais d'indemnités versés sur une période au total des primes acquises au cours de la même période est un indicateur simple à interpréter mais ne donne pas une vision complète de la performance de l'affaire puisque ne considère pas les commissions et frais.

$$LR\% = \frac{\text{Charge de sinistres}}{\text{Primes commerciales acquises}} \quad (15)$$

8.0.0.2 Ratio combiné Le Ratio combiné (ou combined ratio « Cor ») rapporte les sinistres et charges de l'année aux primes acquises de l'année. Il mesure la rentabilité à la fois technique et opérationnelle de l'activité d'assurance. Lorsque le ratio combiné est de 95 %, pour 1 € de prime vendue, l'entreprise gagne 5 centimes du point de vue technique, avant revenus financiers. Du fait de l'intégration des frais d'administration calculés selon méthodes propres à chaque assureur, la comparaison entre ratios combinés de différentes entreprises est moins bonne que celle du ratio de sinistralité.

$$CoR = \frac{\text{Charge de sinistres} + \text{OPEX} + \text{Commissions}}{\text{Primes commerciales acquises}} \quad (16)$$

Remarque :

Au sein de CLP, le ratio combiné acceptable doit être inférieur à 95%

Quatrième partie

Présentation des résultats

Pour illustrer cette partie sur la rentabilité, les adhésions des générations antérieures à 2019 analysées en première partie sont celles qui sont observées ici. La base de données est composée des variables suivantes : Numéro client, Numéro de contrat, Contrat, Capital assuré, Quotité, Garanties souscrites (DC, IA/IS, IU,...), Date de naissance, Date de début d'assurance, Date de début du contrat, Date de fin du contrat, etc (faire un tableau qui résume tout cela).

Au vue des spécificités des contrats et de la gestion de ces derniers par les équipes souscription, commerciales et actuarielle, l'étude est menée selon les 3 granularités suivantes :

- Par partenaire
- Par scheme
- Par couverture

L'analyse étant très fine, il sera nécessaire de faire un choix sur les partenaires, schéma et couvertures sur lesquels il sera intéressant de s'attarder.

Les informations ci-dessous sont celles qui permettront d'effectuer les calculs de rentabilité ainsi que les projections :

Données contrats assurés

Nous calculons tête par tête, toutefois, les données seront agrégées selon les mailles définies précédemment.

Notons que dans certains cas les couvertures sont vendues conjointement. C'est le cas notamment en Norvège où l'on observe une répartition identique entre les garanties maladies redoutées et perte d'emploi.

Grâce aux informations présentes dans la base de souscription, nous disposons de toutes les informations nécessaires pour connaître le nombre d'individus encore présents dans le portefeuille. En effet, nous connaissons la date de souscription du contrat, sa date d'effet, sa durée et son statut (s'il est résilié ou encore en cours). Ici, nous faisons le choix de faire une projection à pas de temps mensuels ce qui implique l'utilisation de probabilités de survenance mensuelles.

Par ailleurs, une projection tête par tête nous permet de prendre en compte les spécificités de chaque contrat. Nous aurons des résultats plus proches de la réalité en prenant en compte les répartitions réelles des garanties, des taux de commission, des montants remboursés et des primes acquises notamment. C'est ainsi qu'il apparaît nécessaire de connaître la répartition de chacun de ces paramètres au sein du portefeuille. Cela nous permettra une meilleure analyse, mais également nous permettra de repérer les éventuelles erreurs de projection. La répartition des couvertures en fonction du nombre de police permet d'analyser les montants futurs de primes acquises et d'indemnités payées et ainsi voir sur quelle garantie nous avons le plus de risque.

Données contractuelles Les données contractuelles sont disponibles dans les bases schémas. Elles dépendent des partenaires et des schémas et ne peuvent être ajustées. Toutefois, l'accès à ces données est nécessaire afin de vérifier l'exactitude des informations recueillies sur TIA.

9 Scénario central : rentabilité

9.1 Méthodologie

Rappel : Nous projetons les portefeuilles des polices en cours concernant les produits Income Protection et Expense Protection, au 31 décembre 2018. Les projections sont faites en Run-Off.

Les projections sont faites à partir des données têtes par têtes représentant 75% des primes émises en 2019 et nous suivons les étapes suivantes :

- Récupération des hypothèses standards par pays
- Intégration de ces hypothèses au modèle de projection
- Calcul des valeurs des différentes métriques et ratios
- Comparaison des primes et montants de sinistres projetés en 2019 aux valeurs actuelles calculées par les équipes de gestion du portefeuille
- Analyse en détails des plus gros partenaires (les résultats de ces derniers conduiront l'ensemble des résultats obtenus)
- Ajustement/correction des paramètres de projection si nécessaire ou alerte des équipes de gestion en cas d'erreur repéré dans leur processus
- Ajustement des taux d'incidence standards utilisés pour les projections. Les taux réels observés par couverture, scheme ou partenaire sont ajustés selon :
 - Les données tirées de l'expérience de sinistralité
 - La méthode plus robuste de la théorie de crédibilité

10 Ajustement des hypothèses

10.1 Théorie de la crédibilité

L'application de la théorie de la crédibilité est souvent nécessaire pour évaluer la pertinence des hypothèses, comme les niveaux de mortalité et de déchéance pour les polices d'une société. Pour appliquer efficacement la théorie, nous devons bien comprendre les méthodes de crédibilité disponibles, leur utilisation et leurs limites.

L'expérience d'une société pour un bloc particulier de données est habituellement la source de données la plus pertinente. Ainsi, dans un contexte idéal, une société serait en mesure de se fier entièrement à ses propres études d'expérience pour établir des hypothèses. Toutefois, dans bien des cas, nous utilisons des données externes ou encore un mélange de portefeuilles qui ne permettent une totale adéquation des données de sinistralité au portefeuille étudié. Par conséquent, nous sommes amenés à nous en remettre à des sources externes de données ou à l'expérience limitée à laquelle nous avons accès, pour établir des hypothèses. La théorie de la crédibilité [Vin20] peut nous aider à déterminer si ces données sont pleinement crédibles, auquel cas nous pourrions formuler des hypothèses ou créer des tables à partir de nos propres données. Si les données ne sont pas pleinement crédibles, des méthodes fondées sur la théorie de la crédibilité peuvent être utilisées pour combiner l'expérience de la société et l'expérience de base pertinente (p. ex., une table de l'industrie ou une table d'évaluation prescrite) afin d'établir une estimation plus précise. Il importe de souligner que si l'expérience de base pertinente n'est pas disponible ou crédible, il peut être nécessaire de s'en remettre à d'autres sources d'information ou au jugement d'un actuaire plutôt que d'appliquer la théorie de la crédibilité à des données partiellement crédibles. En outre, il faut tenir compte de divers facteurs pour assembler ou ajuster les données en fonction de l'expérience de la

société et pour choisir l'expérience de base qui dépasse la portée de la présente analyse. Une fois disponibles, les données d'expérience et les données de base pertinentes ont été adéquatement préparées et segmentées et elles peuvent être combinées au moyen de pondérations de crédibilité.

10.2 Le modèle de Bühlmann (1967)

On considère un portefeuille de n contrats. Le risque k est caractérisé par un profil de risque individuel Θ_k et $S_k = (S_{k1}, \dots, S_{k2})'$ le vecteur des observations associées au risque k .

Les hypothèses du modèle :

- **B1** : $\forall k = 1, \dots, n$ et $\forall j \geq 1$, les variables S_{kj} sont de carrés intégrables avec :
 $Cov(S_{kj}, S_{kp} | \theta_k) = \delta_{pj} \sigma^2(\theta_k)$ avec $t, u = 1, \dots, n$
 Cette hypothèse déclare l'homogénéité temporelle des contrats, leur prime de risque est constante dans le temps.
- **B2** : Les contrats (θ_k, S_k) pour $k=1, \dots, n$ sont indépendants. Les variables aléatoires $\theta_1, \dots, \theta_n$ sont identiquement distribuées et les variables aléatoires S_{kj} ont une variance finie.
 Cette hypothèse établit l'indépendance inter-contrats.

L'hypothèse d'indépendance entre les contrats simplifie les calculs mais elle n'est pas toujours réaliste. Toutefois elle peut être une bonne approximation dans certains cas en simplifiant les calculs.

Notons U la fonction de répartition de la loi commune des variables aléatoires $\theta_1, \dots, \theta_n$ ou fonction des structure. Dès lors :

- $m = \int u(\theta) dU(\theta) = E[u(\theta_k)] = E[E[(S_{kj} | \theta_k)]] = E(S_{kj})$
- $a = \int (u(\theta) - m^2) dU(\theta) = V[\mu(\theta)] = V[E(S_{kj} | \Theta_k)]$
- $S^2 = \int \sigma^2(\theta) dU(\theta) = E[\sigma^2(\theta_k)] = E[V(S_{kj} | \theta_k)]$

L'ensemble de ces notations nous seront utiles pour la suite de l'étude. Elles permettent de calculer l'intégralité des éléments nécessaires à la construction du facteur de crédibilité. La prime collective "m" est la charge a priori, celle que l'on doit s'attendre à obtenir pour un contrat qui ne dispose pas de données d'expérience. Elle est calculée sur la base du groupe de risque auquel le contrat appartient. Ensuite le paramètre "a" représentant la variance inter-contrat, mesure l'hétérogénéité au sein du groupe, entre les contrats d'un même segment. Plus cette variance est importante, plus l'information individuelle propre à chaque contrat prime sur l'information collective. Enfin "S²" représente la variance intra-contrat. Elle mesure les fluctuations des observations. Plus les informations d'un contrat sont volatiles pendant la période d'observation, plus ce paramètre sera élevé. L'expérience individuelle apparaîtra comme peu fiable et l'information collective sera utilisée.

Sous les hypothèses B1 et B2, pour $k \in 1, \dots, n$, l'estimateur de crédibilité (non homogène optimal) de $\mu(\theta_k)$ à la date t est égale à :

$$C_{r_t}(u(\theta_k)) = (1 - Z_t)m + Z_t\hat{S}_{k\bullet} \quad (17)$$

Avec $Z_t = \frac{t}{t + \frac{a}{S^2}}$, le coefficient de crédibilité

m = prime collective du portefeuille considéré

$\hat{S}_{k\bullet}(t) = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t S_{ki}$, la moyenne des observations de l'assuré k durant les t années d'observation.

Et où comme développé précédemment :

- $S^2 = E[V(S_{kj}|\Theta_k)] = E[\sigma^2(\theta_k)]$ ou " S^2 " représente la part de la variance due au hasard. La variance entre les observations des assurés.
- $a = V[\mu(\theta)] = V[E(S_{kj}|\Theta_k)]$ ou " a " représente la part de variance expliqué par l'hétérogénéité au sein du portefeuille. Entre les assurés d'un même segment, groupe de risques homogène. Plus sa valeur est importante et plus le facteur de crédibilité sera important.

Plus le nombre d'années t d'observation est important plus son expérience individuelle apparaîtra comme crédible, plus la confiance que l'on accorde à sa propre sinistralité sera grande. Ainsi, plus la valeur du paramètre " a " est importante et plus le facteur de crédibilité sera élevé, considérant que la prime collective n'est pas suffisamment représentative du risque de l'assuré n^{th} au regard de la forte hétérogénéité au sein du portefeuille.

L'estimateur de crédibilité homogène pour le modèle de Bühlmann se définit comme suit :

$$Cr_t^h(u(\theta_k)) = (1 - Z_t)\bar{S}_{\bullet\bullet}(t) + Z_t\bar{S}_{k\bullet}(t) \quad (18)$$

Avec :

- $\bar{S}_{\bullet\bullet}(t) = \frac{1}{nt} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^t S_{ki}$ l'estimateur sans biais de la prime collective m
- $\bar{S}_{k\bullet}(t) = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t S_{ki}$ la moyenne des observations de l'assuré k durant les t années d'observation.
- $Z_t = \frac{t}{t + \frac{a}{S^2}}$ le coefficient de crédibilité

Nous avons également pour les autres paramètres du modèle, un estimateur sans biais :

- $\hat{S}^2 = \frac{1}{n(t-1)} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^t (S_{kj} - \bar{S}_{k\bullet})^2$ est un estimateur sans biais et convergent de S^2
- $\hat{a} = \frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (\bar{S}_{k\bullet} - \bar{S}_{\bullet\bullet})^2 - \frac{\hat{S}^2}{t}$ est un estimateur sans biais et convergent de a .

10.3 Modèle Bühlmann Straub (1970)

Le premier modèle présenté précédemment suppose que tous les individus et tous les contrats étudiés sont identiques et indépendants. Cette hypothèse n'est pas vérifiée en réalité. Les contrats ont une expérience propre à chacun et un poids dans le portefeuille différent. Ce poids, aussi appelé exposition au risque, peut être représenté par la taille de l'affaire en nombre, l'exposition au risque de chaque segment d'assurés, ou encore la prime acquise par exemple. Le modèle de Bühlmann-Straub développé en 1970 généralise le modèle de Bühlmann. Il permet ainsi de faire varier la mesure de la variance en introduisant un poids à chacun des individus.

Chaque modèle de crédibilité, est caractérisé par un ensemble de paramètres de structure qui permettent de déterminer le facteur de crédibilité associé à chaque risque. Ces paramètres devront être estimés, car ils sont inconnus (ils dépendent du risque qui est lui-même inconnu).

Ces K risques sont similaires dans la mesure où chaque risque k respecte les hypothèses :

Le modèle de Bühlmann-Straub est une extension du modèle de Bühlmann qui intègre des pondérations sur les observations ce qui permet de relâcher l'hypothèse peu réaliste de $\sigma^2(\theta) = Var[X_j|\Theta = \theta]$. Rappelons que la théorie de la crédibilité va permettre, pour chaque risque, d'enrichir l'information *a priori* grâce au passé sinistre. Ainsi, il apparaît en effet naturel que cette variance conditionnelle devrait être décroissant avec l'expression de l'exposition du risque k .

De ce fait, le modèle de Bühlmann est largement utilisé en pratique que ce soit en assurance non-vie, en assurance vie et en réassurance.

Dans la suite, nous considérons un portefeuille de K risques similaires. On notera $S_i = (S_{k1}, \dots, S_{kn})'$ le vecteur des observations associé au risque k et Θ_k son profil de risque.

De la même manière, on peut introduire les hypothèses du modèle Bühlmann-Straub à partir des notations suivantes :

- X_{kj} est le ratio de fréquence de sinistre observé pour le schéma k pendant l'année j . Ce ratio de fréquence de sinistre est défini par le rapport entre le nombre total de sinistres relatif à cette année j sur l'exposition sur les schéma k soit son poids dans le portefeuille.
 - w_{kj} est le poids associé au schéma k dans le portefeuille de l'année d'étude j .
- Soit : S_{kj} le nombre total de sinistres, alors $X_{kj} = \frac{S_{kj}}{w_{kj}}$

Ainsi les hypothèses du modèles sont les suivantes :

Le risque k est caractérisé par le profil de risque θ_i qui est une réalisation de Θ_i et l'on a :

- (B1) Les variables aléatoires X_{kj} sont, conditionnellement à Θ_k , indépendantes avec les moments conditionnels

$$\mu(\theta_k) = E[X_{kj}|\theta_i]$$

$$\sigma^2(\theta_k) = \omega_{kj} \text{Var}[X_{kj}|\Theta_k]$$

- (H2) Les couples $(\theta_1, X_1), \dots, (\theta_K, X_K)$ sont indépendants et identiquement distribués.

Remarque sur les hypothèses :

Les risques sont indépendants : les sinistres engendrés par deux contrats différents sont indépendants. Les risques sont a priori égaux.

Le paramètre $\sigma^2(\theta_k)$ n'est plus identique pour tous les contrats mais varie en fonction du poids accordé à chacun. Ce paramètre sera alors moins élevé pour un contrat avec un poids important. Le poids utilisé sera indicateur de la taille du contrat et également de son temps d'observation. Ainsi, un contrat avec une durée d'observation élevée augmente la fiabilité et la stabilité des informations recueillies et sa variance se trouvera être moins importante. Le modèle devient plus précis que celui de Bühlmann dès lors qu'il prend en compte en plus de l'ancienneté du contrat, la taille que celui-ci représente au sein du portefeuille ou du groupe de risques auquel il appartient. Ainsi, plus le contrat aura un poids important plus son facteur de crédibilité le sera également.

Estimateur de crédibilité

Estimateur non-homogène

Pour chaque risque k et sous les hypothèses B1 et B2, on cherche l'estimateur de crédibilité de $\mu(\Theta_k)$ à la date t qui est égale à :

$$Cr_t(u(\Theta_i)) = \overline{X}_{k\bullet}^w Z_k + (1 - Z_k)m$$

Avec : $Z_k = \frac{\omega_{k\bullet}}{\omega_{k\bullet} + \frac{S^2}{a}}$ le coefficient de crédibilité

Et comme définit précédemment :

De plus, notons $\omega_{k\bullet} = \sum_{j=1}^t \omega_{kj}$, la somme des poids du schéma k sur toutes les années d'observation. Le meilleur estimateur individuellement sans biais de $\mu(\Theta_k)$ est :

$$\overline{X}_{k\bullet}^w := \sum_j \frac{\omega_{kj}}{\omega_{k\bullet}} X_{kj}$$

Ce paramètre représente la moyenne pondérée par le poids des observations du schéma k .

Estimateur homogène

Dans le modèle de Bühlmann-Straub, l'estimateur homogène de crédibilité est donnée par

$$Cr_t^h(u(\Theta_i)) = \bar{X}_{k\bullet}^w Z_k + (1 - Z_k) \widehat{\mu}_0$$

où :

$$\widehat{\mu}_0 = \sum_{k=1}^n \frac{Z_k}{Z_\bullet} X_{k\bullet}^w$$

et $Z_\bullet = \sum_{k=1}^n Z_k$

$Z_k = \frac{\omega_{k\bullet}}{\omega_{k\bullet} + \frac{S^2}{a}}$ le coefficient de crédibilité

$\bar{X}_{k\bullet}^w := \sum_j \frac{\omega_{kj}}{\omega_{k\bullet}} X_{kj}$

Ainsi, l'estimation de la prime de crédibilité passe par l'estimation des paramètres de structure S^2 et a . Ces grandeurs interviennent dans le calcul des facteurs de crédibilité pour l'estimation de $Cr_t(u(\Theta_i))$ et $Cr_t^h(u(\Theta_i))$ dans l'estimation de m .

Les estimateurs sont donc :

$$\widehat{S}^2 := \frac{1}{n(t-1)} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^t \omega_{kj} (X_{kj} - X_{k\bullet}^w)^2$$

$$\widehat{a} := \frac{\omega_{\bullet\bullet}}{\omega_{\bullet\bullet} - \sum_{k=1}^n \omega_{i\bullet}^2} \left\{ \sum_{k=1}^n \omega_{k\bullet} (X_{k\bullet}^w - \bar{X}_{\bullet\bullet}^w)^2 - (n-1) \widehat{S}^2 \right\}$$

Ces estimateurs sont sans biais et convergents (pour autant que $\sum_k \left\{ \frac{\omega_{i\bullet}}{\omega_{\bullet\bullet}} \right\} \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow \infty$ pour \widehat{a})

L'estimateur \widehat{a} peut donner une valeur négative. En pratique, on utilisera les $\widehat{a}' = \max\{\widehat{a}, 0\}$ qui constitue la version tronquée à 0 et qui est biaisée. Nous utilisons donc l'estimateur de Bichsel-Straub qui est sans biais et toujours positif :

$$\alpha^w = \frac{1}{1-n} \sum_{k=1}^n Z_k (X_{k\bullet}^w - \widehat{\mu})^2$$

De plus, dans le cas où les schémas n'ont pas la même expérience, l'estimateur \widehat{S}^2 doit être adapté :

$$\widehat{S}^2 := \frac{1}{\sum_{i=1}^t (t_i - 1)} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^t \omega_{kj} (X_{kj} - X_{k\bullet}^w)^2$$

A partir de cela il est possible de procéder au calcul itératif des valeurs de Z_k et α^w

Choix des pondérations

La prime de crédibilité dépendra fortement de la pondération affectée aux polices. Il

n'y a pas de règle universelle pour déterminer ces pondérations : elles dépendront essentiellement du contexte. Nous nous baserons sur l'exposition des contrats sur une année, soit le nombre de polices présentes dans le portefeuilles sur une période données.

A l'aide du modèle de crédibilité de Bühlmann - Straub, nous estimons la fréquence de sinistres de 2019 des différentes garanties.

Ainsi dans la suite du mémoire :

- Les observations désignent un historique de fréquences de sinistres ;
- Le poids correspond à l'exposition du groupe ;
- La longueur de l'historique varie en fonction du pays observé, le détail et les précision sur ces durée d'historiques seront présentées dans la suite.
- Les caractéristiques de risques qui nous permettront de former nos cohortes sont :
 - Le partenaire
 - La couverture
 - Le pays
 - Le produit

Hypothèse simplificatrice :

L'une des hypothèses de base de la crédibilité est la stationnarité, à savoir que le profil de risque du contrat ne dépende pas du temps. Dans notre cas, nous pouvons remarquer que selon le schéma, la fréquence de sinistres du portefeuille peut présenter une tendance à la hausse au début de certains contrats. L'application de la crédibilité ayant pour objectif de « hiérarchiser » les contrats en fonction de leur sinistralité, le traitement de cette tendance ne constitue pas le cœur de notre approche. Nous prendrons le parti de développer un modèle de crédibilité classique sans retraiter cette tendance. Il est à noter que, dans une approche plus « pure », des modèles plus complexes de type *Hachmeister* pourraient être appliqués.

10.3.1 Modèle appliqué à nos données

Nous appliquerons les méthodologies décrites en partie X pour toutes les années disponibles dans notre ensemble de données. Nous observerons les périodes suivantes selon les pays étudiés :

- de 2005 à 2019 pour le Danemark pour les garanties décès et perte d'emploi
- De 2014 à 2019 pour la Suède pour les garanties perte d'emploi, Invalidité et décès
- De 2010 à 2019 pour l'Italy pour les garanties hospitalisation, perte d'emploi, Invalidité et décès

De cette manière, nous serons en mesure de projeter les sinistralités 2019 selon la méthode de projection décrite, et de vérifier les résultats par rapport aux données 2019

tirées de l'expérience.

Sur tous les segments étudiés, nous considérons l'exposition et le nombre de sinistres observés pour chaque schéma et chaque année de présence en portefeuille. Les résultats sont à rapporter aux résultats suivants :

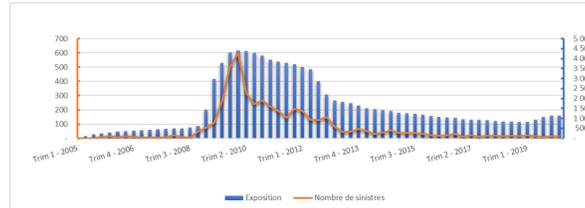


FIGURE 15 – Exposition et nombre de sinistre au Danemark

Le maximum observé sur l'exposition et la sinistralité sur cette période de présence en portefeuille est située entre 2009 et 2014. Toutefois, ces métriques restent assez élevées sur toute la période observée.

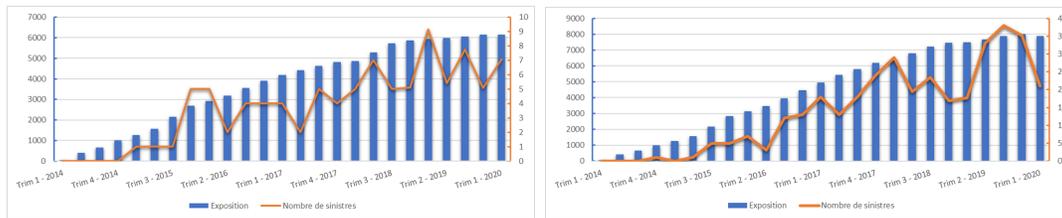


FIGURE 16 – Exposition et nombre de sinistre en Suède

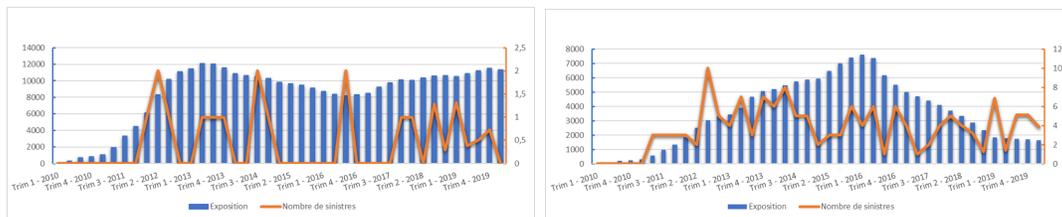


FIGURE 17 – Exposition et nombre de sinistre en Italie

Les périodes avec des sinistralités nulles impliqueront probablement des estimations et prédictions approximatives. Nous vérifierons cette affirmation sur les sorties des résultats.

Les résultats suivants ont été obtenus avec le logiciel R, à l'aide du package «actuar» [Dut08]. Plus d'informations sur ce package sont disponibles dans (Dutang, Goulet, Pigeon, 2008). Nous constatons que les niveaux de crédibilité sont assez élevés dans la plupart des cas. Nous avons appliqué la méthodologie pour estimer le taux d'incidence

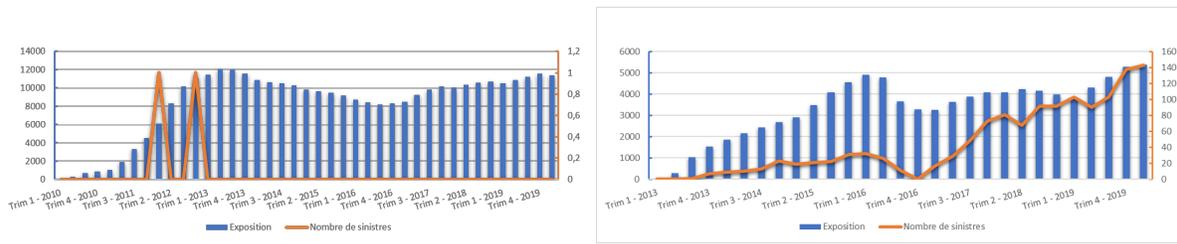


FIGURE 18 – Exposition et nombre de sinistre en Italie

par schéma et par partenaires. Pour rappel, la théorie de la crédibilité (cf. Bühlmann Gisler (2005) ou Théron (2013)) consiste à individualiser une quantité estimée sur des données collectives. Elle est régulièrement utilisée en assurance automobile, par exemple, où elle se matérialise par le système du bonus-malus dans la tarification.

Dans la pratique, les critères associés à une bonne méthode de crédibilité sont à la fois qualitatifs et quantitatifs. Ainsi une bonne méthode de crédibilité doit être d'application facile, utilisée tous les renseignements pertinents disponibles, l'application des paramètres issus de l'utilisation des facteurs de crédibilité obtenus doivent permettre de valider le niveau de sinistralité du portefeuille suivant différentes mailles de segmentation pertinente.

Résultats du modèle de Bühlmann- Straub

Les tableaux donnent les résultats du modèle de Bühlmann- Straub par schéma.

Collective premium:	0,0166			
Between state variance:	0,0143			
Within state variance:	0,0471			
Groupes	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	1418,32	0,81145	0,00088	0,00384
2	17926,1	0,98195	0,02381	0,02368
3	5778,4	0,94604	0,02261	0,02229

FIGURE 19 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Danemark - garantie Perte d'emploi

Nous observons sur ce schéma des coefficients de crédibilité proches de 1, ce qui est le signe d'une bonne prédiction de nos fréquences de sinistralité.

On remarque que les études menées sur chacun des produits présentent des coefficients de crédibilité élevés en particulier sur les groupes ayant une exposition élevée. Pour les groupes pour lesquels nous avons un faible coefficient de crédibilité nous serons probablement amenés à utiliser l'information collective du schéma pour estimer la fréquence crédibilisée, dans le cas où l'approche à l'aide de la méthode de Jewell ne serait

Collective premium:	0,01010943			
Between state variance:	6,68E-06			
Within state variance:	0,01416873			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	518,40	0,1964	0,0154	0,0111
2	19 868,23	0,9036	0,0144	0,0140
3	3 252,51	0,6053	0,0127	0,0117
4	26 794,29	0,9267	0,0079	0,0080
5	44 096,33	0,9541	0,0089	0,0089
6	19 630,96	0,9025	0,0081	0,0083
7	2 432,57	0,5342	0,0073	0,0086

FIGURE 20 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Suède - garantie Incapacité

Collective premium:	0,002963561			
Between state variance:	1,42E-07			
Within state variance:	0,001924112			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	518,4	0,2769	0,0000	0,0021
2	19868,23	0,9362	0,0051	0,0049
3	3252,51	0,7061	0,0025	0,0026
4	26794,29	0,9519	0,0024	0,0024
5	44096,33	0,9702	0,0029	0,0029
6	19630,96	0,9355	0,0028	0,0028

FIGURE 21 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Suède - garantie Perte d'emploi

Collective premium:	4,19E-05			
Between state variance:	1,58E-09			
Within state variance:	6,74E-06			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	157,16	0,035565822	0,0E+00	4,0E-05
2	53,03	0,012290487	0,0E+00	4,1E-05
3	9,69	0,002268588	0,0E+00	4,2E-05
4	6,64	0,001555644	0,0E+00	4,2E-05
5	121616,86	0,966144437	8,6E-05	8,5E-05
6	13324,49	0,757668276	7,5E-05	6,7E-05
7	62134,12	0,935813884	4,8E-05	4,8E-05
8	91650,62	0,955566818	2,2E-05	2,3E-05
9	821,83	0,161665568	0,0E+00	3,5E-05
10	2086	0,328623531	0,0E+00	2,8E-05
...				

FIGURE 22 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Italie - garantie décès

pas concluante.

A partir des résultats précédents nous pouvons afficher l'évolution des fréquences de sinistralité. Les points observés sont ceux qui ont été sélectionnés afin de continuer l'étude de la rentabilité du portefeuille en étant le plus proche possible des résultats

Collective premium:	0,001659454			
Between state variance:	4,99E-06			
Within state variance:	0,000374103			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	36 485,06	0,9979	0,0021	0,0021
2	3 997,35	0,9816	0,0010	0,0010
3	18 640,24	0,9960	0,0016	0,0016
4	27 495,19	0,9973	0,0012	0,0012
5	821,83	0,9163	0,0000	0,0001
6	2 086,00	0,9653	0,0020	0,0020
7	51 075,60	0,9985	0,0000	0,0000
8	5 944,72	0,9875	0,0002	0,0002
9	132,31	0,6381	0,0117	0,0081
10	13,07	0,1483	0,0000	0,0014
11	30,16	0,2867	0,0000	0,0012
12	19,16	0,2034	0,0000	0,0013
13	2,35	0,0304	0,0000	0,0016
14	0,69	0,0091	0,0000	0,0016
15	3,37	0,0430	0,0000	0,0016
16	6,62	0,0811	0,0000	0,0015

FIGURE 23 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Italie - garantie Incapacité

Collective premium:	3,84E-06			
Between state variance:	4,35E-12			
Within state variance:	2,36E-07			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	157,16	0,0029	0,000E+00	3,826E-06
2	53,03	0,0010	0,000E+00	3,834E-06
3	9,69	0,0002	0,000E+00	3,837E-06
4	6,64	0,0001	0,000E+00	3,837E-06
5	121616,86	0,6916	1,645E-05	1,256E-05
6	13324,49	0,1972	0,000E+00	3,081E-06
7	62134,12	0,5339	0,000E+00	1,788E-06
8	91650,62	0,6282	0,000E+00	1,427E-06
9	821,83	0,0149	0,000E+00	3,780E-06
10	2086	0,0370	0,000E+00	3,695E-06
...				

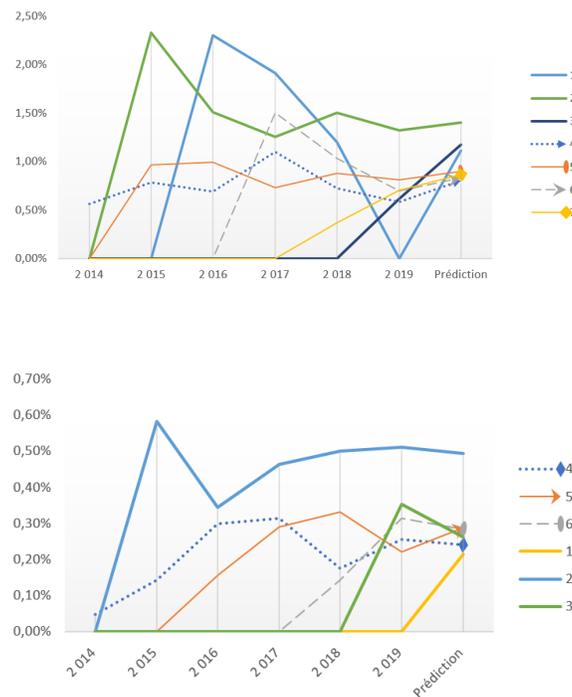
FIGURE 24 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Italie - garantie Hospitalisation

attendus pour l'année 2019.

Collective premium:	0,03133622			
Between state variance:	1,51E-03			
Within state variance:	0,007855919			
Groupe	Exposition	Credibility Factor	Individual Premium	Credibility Premium
1	157,16	0,9680	0,0066	0,0074
2	53,03	0,9109	0,0457	0,0445
3	9,69	0,6513	0,1087	0,0817
4	6,64	0,5614	0,0000	0,0137
5	2,98	0,3648	0,0000	0,0199
6	1,72	0,2490	0,0000	0,0235
7	1,46	0,2196	0,0000	0,0245
8	15,24	0,7460	0,0000	0,0080
9	3,27	0,3866	0,0000	0,0192
10	17,64	0,7727	0,0000	0,0071
...				

FIGURE 25 – Résultat crédibilité Bühlmann-Straub Italie - garantie Perte d'emploi

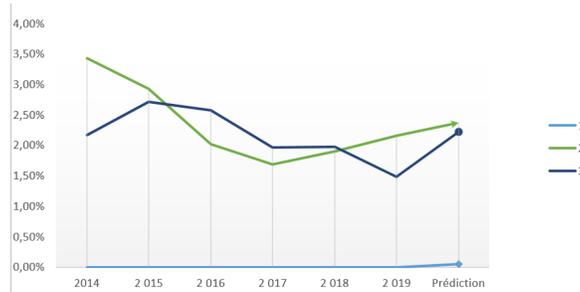
Ajustement des hypothèses Incapacité et perte d'emploi pour la Suède Les figures suivantes permettent de comparer les sinistralité issues de l'expérience et celles obtenues par le modèle Bühlman-Straub.



De 2014 à 2019, nous avons extrait les fréquences de sinistralités réelles de nos données. Les points prédit pour chaque schème restent dans la moyenne de ce que nous avons pu observer dans le passé.

Ajustement des hypothèses Incapacité et perte d'emploi pour le Danemark

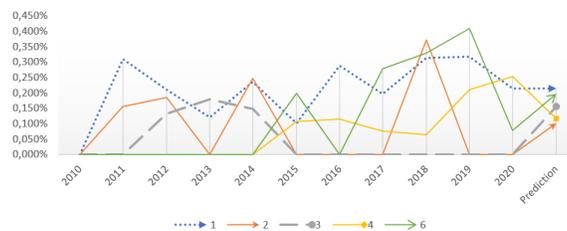
Pour le Danemark, la base de données permet de disposer de 6 années d'expériences. Avec une exposition égale à 2 983 en 2019, 3 363 en 2018 et 3 714 en 2017 et un nombre de sinistre de 65, 63 et 51 respectivement, les résultats obtenus pour les fréquences crédibilisées sont les suivants :



Pour les schéma 1 et 2, la fréquence obtenue est constante par rapport aux taux précédents. Les résultats obtenus pour le 2ème partenaire P1.5, montrent une chute du taux en 2019, cela s'explique par le nombre de sinistres observés qui diminue pour une exposition constante par rapport aux années précédentes. Le dernier partenaire quant à lui ne fait pas l'objet de projection mais son expérience a été utilisée dans le cadre de la crédibilité comme étant un des trois schémas détenus par le partenaire que nous avons au Danemark.

Ajustement des hypothèses Incapacité et perte d'emploi pour l'Italie

Les données que nous avons sur l'Italie constituent l'une des bases les plus intéressantes en terme d'informations. L'évolution de la sinistralité sur les différents schéma étudiés permettent de mettre en avant l'intérêt notable qu'il y a à utiliser les méthodes de crédibilité sur nos données. Les passages à des années sans sinistres auraient fortement biaisées nos estimations lors d'une prédiction à l'aide de modèles tels que les GLM (Generalized Linear model). Ici ces disparités sont prises en charge par le modèle. Nous obtenons au final des fréquences en moyenne proches de celles que nous avons pu observer sur les données réelles de 2010 à 2019.





Méthode d'ajustement appliquée aux autres pays de l'étude Ajustement des hypothèses Incapacité et perte d'emploi pour la Norvège et les Pays-Bas :

L'historique disponible pour ces partenaire n'étant pas suffisamment long, nous avons fait le choix de n'utiliser que les fréquences de sinistres issues de l'expérience. Par ailleurs, les contrats étant de courte durée (2 ans) pour le partenaire norvégien, nous faisons l'hypothèse forte que les années à venir seront identiques aux années 2018 et 2019 en terme de niveau de sinistralité.

10.3.2 Modèle de Jewell (1975)

Les données des produits Income et Expense protection ont une structure hiérarchique. Celles-ci sont regroupées en produits puis par partenaire puis par schème selon les caractéristiques contrat. Le calcul de fréquence de sinistralité peut également suivre cette structure hiérarchique. Les informations détenues dans chacun de ces groupes d'une même branche d'assurance seront utilisées à l'estimation de la charge crédibilisé.

Par ailleurs, même si la fréquence prédite par le modèle de crédibilité reflète bien la fréquence moyenne observée sur les différente périodes en fonction des schèmes observés, il serait intéressant de vérifier la perfectibilité du modèle de Bühlmann-Straub dans une telle application. Ce type de produit est caractérisé par une anti-sélection importante car ils dépendent notamment de la situation économique du pays. Il est donc judicieux d'étudier l'impact du partenaire en ajoutant un niveau de segmentation.

Le modèle de Bühlmann calcule la charge crédibilisée sur les sous-groupes séparément alors que le modèle de Jewell se différenciera en utilisant la base d'informations dans son ensemble et se caractérise comme un modèle hiérarchique [Axa16]. Au regard de la segmentation du portefeuille nous considérons pour la présente étude un modèle de crédibilité hiérarchique à 3 niveaux.

Chaque niveau de risque du portefeuille est caractérisé par un profil de risque. Ainsi, le portefeuille divisé en k classes possède un paramètre de risque θ_k . Chaque observation X_{kji} pondérée par le poids w_{kji} du schéma.

Nos données sont composées de quatre niveaux hiérarchiques :

1. Le premier niveau est la garantie, représenté par le couple (k, j) : la garantie "j" appartenant au schéma "k". Les informations associées sont les nombres de sinistres X_{kji} pondérés pour le semestre d'observation i tel que $X_{kji} = \frac{S_{kji}}{w_{kji}}$. Comme pour le modèle de Bühlmann-Straub, l'introduction d'un poids spécifique à chacune des observations permet de considérer des schémas de tailles différentes.
2. Le deuxième niveau représente les partenaires. Le produit standard est vendu par plusieurs partenaires selon les pays.
3. Le troisième niveau représente le portefeuille Income Protection / Expense Protection dans son ensemble.

Chaque niveau du portefeuille est caractérisé par un profil de risques [WardCaroline,1997]. Ainsi, le portefeuille divisé en k classes possède un paramètre de risque θ_k . Chaque observation X_{kji} pondérée par le poids du schéma au sein du sous-portefeuille k est associé à kj .

Les hypothèses du modèle :

- J0 : Les variables aléatoires $\mu(\theta_k), \mu(\theta_{kj}), X_{kji}$ sont de carré intégrable.
- J1 : les n sous portefeuilles sont indépendants 2 à 2. Pour tout $k \neq p$, les suites de variables aléatoires $(\theta_p, \theta_{pj}, X_{pij})_{j=1, \dots, n_p; i \leq 1}$ et $(\theta_k, \theta_{kj}, X_{kij})_{j=1, \dots, n_k; i \leq 1}$ sont indépendantes en probabilité.
- J2 : pour $k \in 1, \dots, n$ fixe, les schémas sont indépendants conditionnellement à θ_k
- J3 : pour $k \in 1, \dots, n$ fixe, et pour $j \in 1, \dots, n_k$, les variables X_{kji} sont indépendantes en probabilité conditionnellement à θ_k .
- J4 : Les variables aléatoires (θ_k, θ_{kj}) ont toutes la même loi de probabilité.
- J5 : $E(X_{kji} | \theta_k, \theta_{kj}) = \mu(\theta_k, \theta_{kj})$
 $Cov(X_{kji}, X_{kjl} | \theta_k, \theta_{kj}) = \frac{(\theta_k \theta_{kj})^2}{w_{kji}} \delta_{il}$,
où δ_{il} est le symbole de Kronecker : $\delta_{il} = 0$ si $i \neq l$ et $\delta_{il} = 1$ si $i = l$.

Les paramètres de structure du modèle sont les suivants :

- Niveau Scheme : la classe de risques (k, j) , $\mu(\theta_k, \theta_{kj}) = E(X_{kji}|\theta_k, \theta_{kj})$
- Niveau des partenaires k : $\mu_0(\theta_k) = E(X_{kji}|\theta_k)$
- Niveau portefeuille : $E(X_{kji}) = m$

Avant de définir les estimateurs de crédibilité linéaire du modèle de Jewell, il est important de définir les paramètres structuraux du modèle :

- $m = E(X_{kji}) = E(\mu(\theta_k, \theta_{kj})) = E[u_0(\theta_k)]$
- $b = \int (u_0(\theta_k) - m)^2 dU(\theta) = V[u_0(\theta)]$
- $a = \int (u(\theta, \theta') - \mu_0(\theta))^2 dU_2(\theta, \theta') = E[V(\mu(\theta, \theta')|\theta_k)]$
- $S^2 = \int \sigma^2(\theta, \theta') dU_2(\theta, \theta') = E[\sigma^2(\theta_k)] = E[\sigma^2(\theta_k, \theta')]$

Ces paramètres permettent de calculer l'intégralité des éléments nécessaires à la construction du facteur de crédibilité. Comme pour le modèle de Bühlmann-Straub, nous pouvons voir apparaître ' a ' et ' S^2 '. Ils s'interprètent de la même façon. ' a ' représente la variance inter-contrat, mesure l'hétérogénéité au sein du groupe, entre les schemes d'un même segment. ' S^2 ' représente la variance intra-contrat. Elle mesure les fluctuations des observations des assurés. Le paramètre ' b ' vient ajouter une nouvelle information, celle de la mesure de la variance inter-catégorie, l'hétérogénéité entre les différents segments.

Sous les hypothèses J0 et J5, pour $k \in 1, \dots, n$, nous avons les estimateurs de crédibilité linéaire non homogènes suivants :

Estimateurs de crédibilité non homogènes :

- Au niveau des partenaires :

$$Cr_t(\mu_0(\theta_k)) = (1 - Z_k)m + Z_k \zeta_{k\bullet\bullet}^w$$

- Au niveau des schemes :

$$Cr_t(\mu(\theta_k, \theta_{kj})) = (1 - Z_k)Cr_t(\mu_0(\theta_k)) + Z_{kj} X_{kj\bullet}^w$$

Avec :

Les variables de poids attribuées aux différents éléments du portefeuille :

- w_{kji} : le poids du scheme (k, j) le trimestre i .
- $w_{kj\bullet}$: le poids du scheme (k, j) sur toute la période T_i .
- $w_{k\bullet\bullet} = \sum_j w_{kj\bullet} = \sum_j \sum_i w_{kji}$, le poids du partenaire k .
- $w_{\bullet\bullet\bullet} = \sum_k w_{k\bullet\bullet} = \sum_k \sum_j \sum_i w_{kji}$, le poids du portefeuille.

Le coefficient de crédibilité linéaire :

- $Z_{kj} = \frac{w_{kj\bullet}}{w_{\bullet\bullet\bullet} + \frac{S^2}{a}}$, le coefficient du scheme (k, j)

- $Z_{k\bullet} = \sum_k Z_{kj}$, la somme des facteurs de crédibilité de chacun des contrats appartenant au partenaire k .
- $Z_k = \frac{Z_{k\bullet}}{Z_{k\bullet} + \frac{a}{b}}$
- $Z = \sum_k Z_k$ la somme des facteurs de crédibilité de chacun des partenaires.

Les observations :

- X_{kji}^w la fréquence de sinistres du schéma (k,j) , le trimestre i , c'est à dire l'observation statistique du trimestre i sur le poids de cette même année.
- $X_{kj\bullet}^w = \sum_i \frac{w_{kji}}{w_{kj\bullet}} X_{kji}$, la fréquence de sinistres du schéma (k,j) pondéré par les poids sur la période T_i .
- $X_{k\bullet\bullet}^w = \sum_j \frac{w_{kj\bullet}}{w_{k\bullet\bullet}} X_{kj\bullet} = \sum_j \sum_t \frac{w_{kji}}{w_{k\bullet\bullet}} X_{kjit}$, la fréquence de sinistralité du partenaire k pondéré par les poids de chacun des schémas sur la période T_i .

A l'aide de ces notations nous définissons les estimateurs du modèle suivant :

- ζ^w est un pseudo estimateur de m avec :
 $\zeta_{k\bullet\bullet}^w = \sum_{j=1}^{n_k} \frac{Z_{kj}}{Z_{k\bullet}} X_{kj\bullet}^w$ la fréquence de sinistralité du partenaire (k) pondéré par les coefficients de crédibilité de chacun des schémas sur la période T_i .
 $\zeta^w = \sum_{k=1}^n \frac{Z_k}{Z} X_{k\bullet\bullet}^w$ la fréquence de sinistralité du portefeuille global pondéré par les coefficients de crédibilité de chacun des partenaires.

Conditionnellement à θ_k , $X_{k\bullet\bullet}^w$ est un estimateur sans biais de $\mu_0(\theta_k)$ et $\zeta_{k\bullet\bullet}^w$ est un pseudo estimateur sans biais de $\mu_0(\theta_k)$ avec $E(V(X_{k\bullet\bullet}^w | k)) \geq E(V(\zeta_{k\bullet\bullet}^w | \theta_k))$.

- La statistique $S_w^2 = \frac{1}{\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{n_k} k(t_{kj}-1)} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{n_k} k \sum_{i \in T_{kj}} w_{kji} (X_{kji} - X_{kj\bullet}^w)^2$ est un estimateur sans biais de S^2 (avec $t_{kj} = \text{card}(T_{kj})$).
- $a^w = \frac{1}{\sum_{k=1}^n (n_k-1)} \sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{n_k} Z_{kj} (X_{kj\bullet}^w - \zeta_{k\bullet\bullet}^w)^2$, un pseudo estimateur sans biais de a^2 .
- $\beta^w = \frac{1}{(n-1)} \sum_{k=1}^n Z_k (\zeta_{k\bullet\bullet}^w - \zeta^w)^2$, un pseudo estimateur sans biais de b .

Les estimateurs de crédibilité linéaire sont alors obtenus en remplaçant les paramètres m, b, a, e, S^2 par leur estimateur sans biais. Soit :

Les estimateurs de crédibilité linéaire homogène :

- Au niveau du portefeuille :

$$Cr_t(\mu_0^h(\theta_k)) = (1 - Z_k)\zeta^w + Z_k\zeta_{k\bullet\bullet}^w$$

- Au niveau du schéma :

$$Cr_t^h(\mu(\theta_k, \theta_{kj})) = (1 - Z_k)\zeta_{k\bullet\bullet}^w + Z_{kj}X_{kj\bullet}^w$$

Bien que les statistiques S_w^2 et X_{kj}^w sont calculables facilement, les autres paramètres structuraux du modèle sont interdépendants. Un calcul itératif est alors nécessaire.

10.3.3 Modèle appliqué à nos données

Nous étudierons dans cette partie l'application le modèle de Jewell présenté précédemment. Nous rappelons que le modèle de Bühlmann ne sera pas utilisé car il a des hypothèses trop fortes et peu réalistes sur les données que nous avons. Il considère en effet tous les individus comme identiques et ne représente pas la réalité. Les contrats se distinguent les uns des autres par le poids qu'ils représentent au sein du portefeuille à travers leur temps de présence et également le nombre de sinistre. Les modèles Bühlmann-Straub et Jewell prennent en compte cette information et sont alors tous deux candidats à la modélisation. L'application a été réalisée dans le langage R.

Afin d'appliquer le modèle de Jewell à nos données issues de l'expérience, nous rappelons les niveaux retenus :

- Le scheme
- Le partenaire
- Les garanties

Nous traiterons les pays séparément car la situation économique de l'Etat présenté est un facteur influençant énormément les niveaux de sinistralité. Par ailleurs, les contrats ne présentent pas les mêmes caractéristiques et ne sont pas vendus de manière identiques d'un pays à l'autre.

Les graphiques suivants présentent les facteurs de crédibilités obtenus à partir du modèle de Jewell en comparaison de ceux obtenus précédemment avec le modèle de Bühlmann Straub.

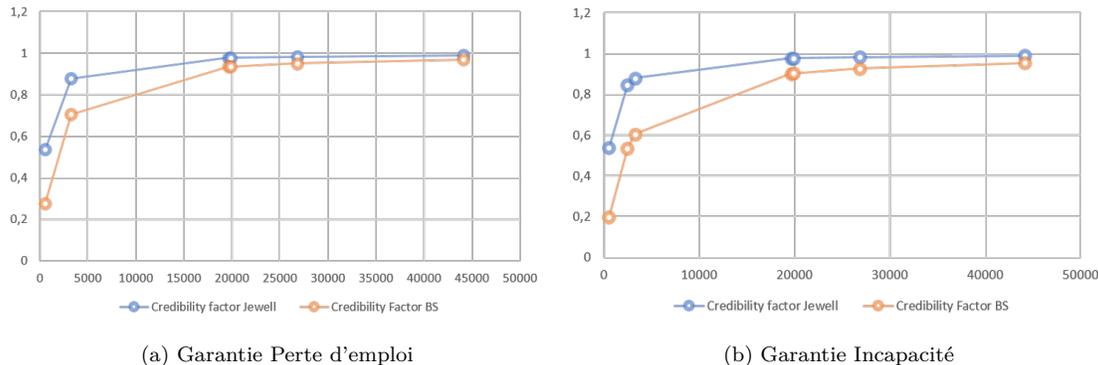


FIGURE 26 – Comparaison modèle de Jewell versus Bühlmann-Straub - Suède

Les modèles de Bühlmann-Straub et Jewell ont été appliqués sur les données de la branche multirisque immeuble. Les résultats de chacun d'entre eux sont comparés pour sélectionner celui qui sera le plus adapté et qui répondra aux objectifs de l'étude. Ils sont évalués sur leur capacité à distinguer les risques selon leur expérience sinistre, à travers des coefficients de crédibilité élevés, et leur adéquation avec les données réelles observées en 2019.

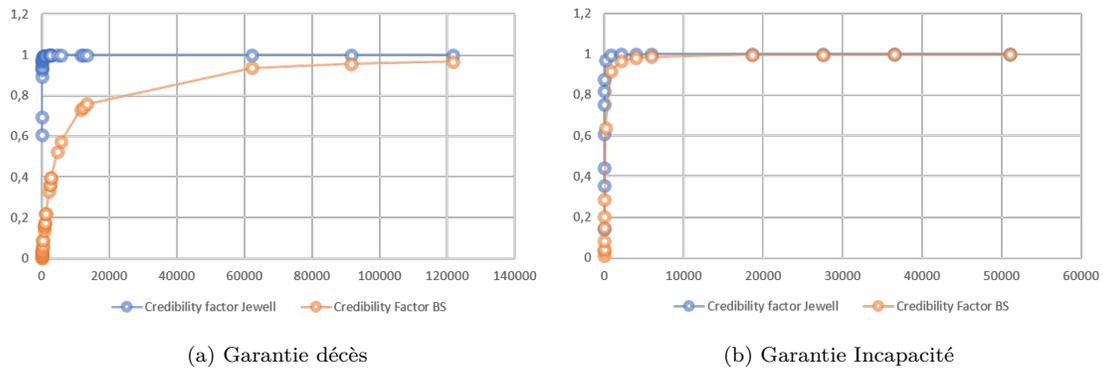


FIGURE 27 – Comparaison modèle de Jewell versus Bühlmann-Straub - Italie

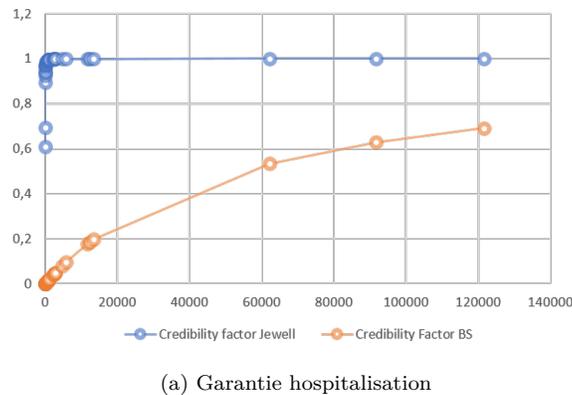


FIGURE 28 – Comparaison modèle de Jewell versus Bühlmann-Straub - Italie

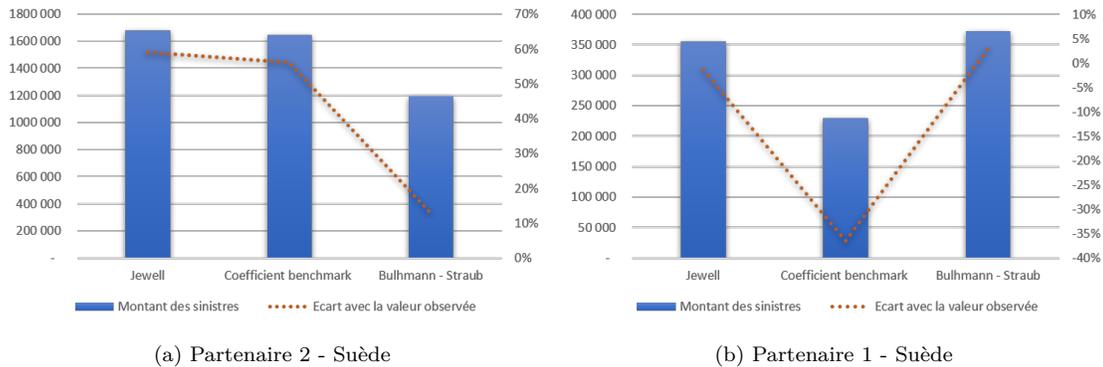
Le modèle de Jewell permet d'obtenir globalement des coefficients de crédibilité plus importants que le modèle de Bühlmann-Straub. Ces résultats devront être confrontés avec ceux de l'adéquation de chacun des modèles.

10.4 Adéquation des modèles avec les données réelles observées

Nous souhaitons utiliser une modélisation stable et représentative de nos données. Le processus de projection des métriques financières sur les produits Income et Expense Protection est répliqué sur des données vues à fin décembre 2019. Nous pouvons ainsi comparer les valeurs totales des montants de sinistres projetés aux montants observés sur cette année 2019.

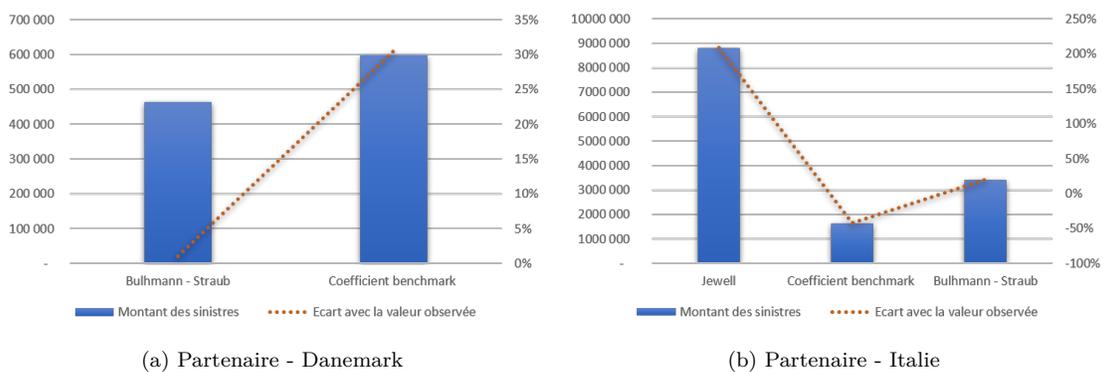
Pour effectuer cette comparaison, seuls les données sur les schémas projetés et étudiés dans la partie crédibilité seront conservées dans cette section. Nous avons donc une

comparaison possible sur 4 partenaires présents en Suède, au Danemark et en Italy.



La méthode de vérification de l'adéquation de nos projection aux données existantes permet de mettre en exergue un premier aspect de la limite de l'utilisation des méthodes de crédibilisation dans notre étude. En effet, précédemment nous avons remarqué le niveau des coefficients de crédibilité obtenus par les 2 méthodes de Jewell et de Bühlmann-Straub. De plus, nous avons pu observer que la méthode de Jewell nous permettait d'obtenir des valeurs avec de meilleurs coefficients, toutefois en effectuant les projections nous nous rendons compte que le choix de des fréquences de sinistralité doit être modéré. Selon le partenaire nous choisirons l'une ou l'autre des méthodes en fonction du niveau du pourcentage d'écart calculé.

Dans le cas des deux partenaires présents en Suède, les coefficients obtenus par la méthode de Jewell sera ceux que nous garderons pour effectuer les calculs de métriques pour les 5 prochaines années.



Le premier graphique montre la comparaison entre les valeurs obtenues au Danemark avec la méthode de Bühlmann-Straub, un niveau de données n'étant pas assez développé nous n'avons pas eu la possibilité de confronter ces résultats avec ceux issus d'une méthode de Jewell. Toutefois, cette première méthode nous permet d'obtenir un écart de 1% aux données réellement observées. Cela constitue un ratio suffisamment

correct pour nous limiter à cette méthode.

Concernant le partenaire que nous avons en Italie, la méthode de Jewell fait état d'un écart de plus de 200% par rapport aux données observées. Cela est dû à une très mauvaise modélisation de la garantie hospitalisation où nous relevons un écart de près de 488% soit 1,4M. Ainsi, nous garderons les résultats obtenus à partir de la méthode de Bühlmann-Straub qui nous permettent d'obtenir un écart proche de 20%.

10.5 Projection des métriques

10.5.0.1 Primes acquises Le tableau ci-dessous présente les projections des primes nettes de commissions et de réassurance acquises, obtenues à partir de l'outil R présenté précédemment. Les primes par assuré sont constantes tout au long de la durée du contrat, mais au global, les primes perçues sur la génération du contrat décroissent selon les décès et les rachats. En effet, les affaires nouvelles n'ont pas été intégrées, de ce fait, les générations postérieures à 2019 ne sont pas prises en compte.

Sur chaque segment les primes théoriquement acquises jusqu'à l'ultime sont projetées, toutefois, comme précisé précédemment seules les 5 premières années sont affichées, l'incertitude devient trop importante au-delà de cette période pour faire des conclusions sur les résultats obtenus. De plus, pour chaque segment, la prime pure est projetée (jusqu'à la durée moyenne contractuelle), c'est-à-dire qui correspondent aux hypothèses de tarification prises par les souscripteurs au moment de la proposition contractuelle. Au total la première génération de 2019 génère 14M€ de primes.

Pays	Partenaire	Années de projection					TOTAL	
		2019	2020	2021	2022	2023		2024
Danemark	Danemark_Part1	1 868 183	1 590 201	1 456 249	1 326 507	1 207 872	1 078 024	8 527 036
Pays-Bas	Pays-Bas_Part1	2 015 816	1 840 772	1 685 079	1 539 191	1 402 181	1 266 072	9 749 112
Suède	Suède_Part1	6 322 927	5 938 210	5 518 618	5 112 058	4 719 151	4 343 703	31 954 666
Suède	Suède_Part2	2 768 244	2 478 479	2 300 481	2 126 382	1 958 679	1 802 091	13 434 356
Norvège	Norvège_Part1	1 015 285	348 877	-	-	-	-	1 364 162
TOTAL	TOTAL	13 990 455	12 196 540	10 960 427	10 104 138	9 287 883	8 489 889	65 029 332
Variation	Variation		-13%	-10%	-8%	-8%	-9%	

Une génération sur 5 années sur les contrats Income et Expense Protection représente 65 M€ de primes, d'où la nécessité d'évaluer la rentabilité de ce contrat en run off. En cas de perte d'un ou plusieurs partenaires, les générations ne pourront pas se compenser entre elles. De la même manière, en cas de rachat massif de contrats la compensation ne sera également pas possible.

Montant des primes acquises	Partenaire	2019	Montant observé en 2019	ECART
	Danemark_Part1	1 868 183	1 911 013	2,29%
	Pays-Bas_Part1	2 015 816	2 108 355	4,59%
	Suède_Part1	6 322 927	6 107 118	-3,41%
	Suède_Part2	2 768 244	2 780 246	0,43%
	Norvège_Part1	1 015 285	1 048 997	3,32%

La réconciliation est un processus important afin de vérifier l'exactitude des résultats fournis. Étant donné que nous avons projeté le business de 2019 il est possible de comparer les sorties théoriques obtenues par le modèle aux résultats réels observés durant l'année 2019.

Les écarts calculés nous permettent de confirmer la bonne correspondance du modèle de projection des primes à nos données. Les écarts étant tous inférieurs à 5%, notre conclusion semble raisonnable.

10.5.0.2 Charge de sinistres projetés Sur la base de ces résultats, nous effectuons une réconciliation avec les montants réels des indemnités versées observés durant l'année 2019. L'objectif est d'obtenir des hypothèses qui représentent au mieux la structure du portefeuille. En effet, les hypothèses sur les fréquences de sinistralité ont un impact tout d'abord sur la somme des indemnités projetées et de ce fait sur le ratio de sinistralité et les ratios combiné par la suite. Souhaitant obtenir des projections de ces ratios les plus proches de la réalité afin de mettre en place de « management action », il est nécessaire de vérifier l'adéquation de nos projections avec l'expérience client.

	Partenaire	Garantie	Années de projection					TOTAL	
			2019	2020	2021	2022	2023		2024
Montant des indemnités versées	Suède	Décès	784 814	696 366	670 062	641 562	612 001	579 902	3 984 706
		Incapacité	1 043 147	1 033 500	960 711	890 173	821 609	757 110	5 506 249
		Perte d'emploi	577 695	583 996	541 677	500 904	461 423	424 408	3 090 102
		Maladies redoutées	138 479	146 243	144 465	141 630	137 295	132 140	840 253
	Danemark	Perte d'emploi	750 990	668 458	604 906	547 580	495 385	440 148	3 507 467
		Incapacité	662 361	558 307	506 982	489 436	419 768	342 968	2 979 823
	Pays-Bas	Perte d'emploi	150 973	141 094	130 618	120 247	109 791	99 985	752 708
		Perte d'emploi	108 057	40 938	-	-	-	-	148 995
	Norvège	Maladies redoutées	288 096	145 095	-	-	-	-	433 191
		TOTAL	4 504 612	4 013 999	3 559 421	3 331 531	3 057 272	2 776 661	21 243 495
		Variation		-11%	-11%	-6%	-8%	-9%	

Étant donné que les projections sont effectués sur un portefeuille en run-off le nombre de police de ce fait décroît au fil des années et le montant assuré décroît également. Sur 5 années, le montant des indemnités versé atteint 21M€. Sur cette base le ratio de sinistralité global est de 33,67%.

	Pays	Garantie	2019	Montant observé en 2019	Ecart
Montant des indemnités versées en 2019	Suède	Décès	784 814	569 742	-27,40%
		Incapacité	1 043 147	485 862	-53,42%
		Perte d'emploi	577 695	401 000	-30,59%
		Maladies redoutées	138 479	27 671	-80,02%
	Danemark	Perte d'emploi	750 990	457 898	-39,03%
		Incapacité	662 361	157 187	-76,27%
	Pays-Bas	Perte d'emploi	150 973	9 838	-93,48%
		Perte d'emploi	108 057	134 053,46	24,06%
	Norvège	Maladies redoutées	288 096	41 204,48	-85,70%
		TOTAL	4 504 612	2 284 455,93	-49,29%

La comparaison avec les montants indemnitaires observés nous indique que sur la majorité de ces segments nous projetons plus de sinistres, ce qui nous conduit à un

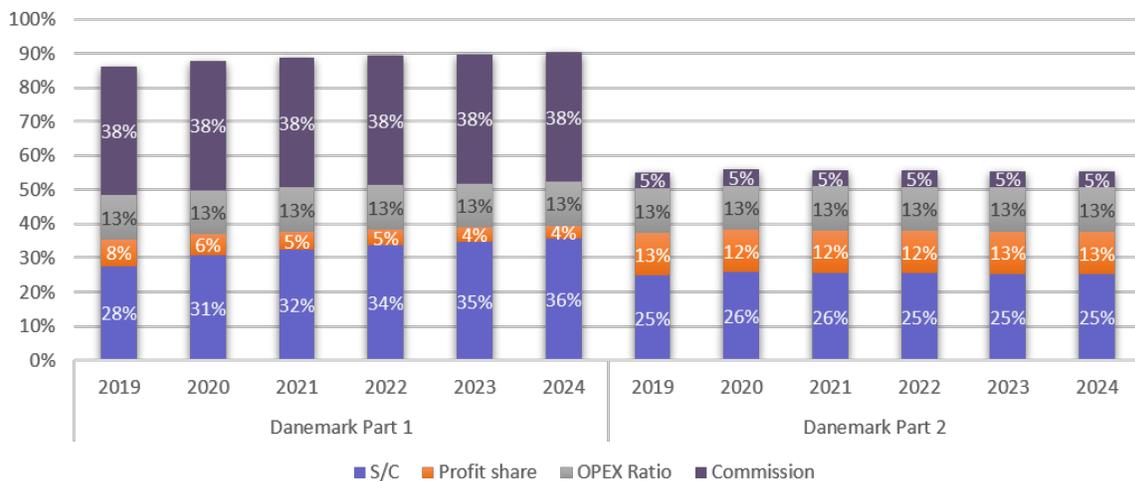
écart global de 49% par rapport à l'observé.

Pour les sinistres pour les garanties Incapacité, Décès et Perte d'emploi, les versements sont stables sur toute la durée de projection (ce qui s'explique notamment par le fait que les taux d'incidence sur la Perte d'emploi et l'Incapacité sont flat, ils n'augmentent pas avec l'âge de l'assuré). Les sinistres en incapacité et perte d'emploi sont basés à la fois sur le taux d'incidence et sur la durée moyenne de paiement qui elle aussi dépend des paramètres énoncés lors de la définition des hypothèses. Ce calcul par survéance est effectué jusqu'à la limite imposée lors de la tarification sur la durée du contrat et l'âge maximal d'indemnisation.

Remarques : Les charges intègrent les sinistres à régler ainsi que dans le cas d'un contrat en prime unique les remboursements à effectuer.

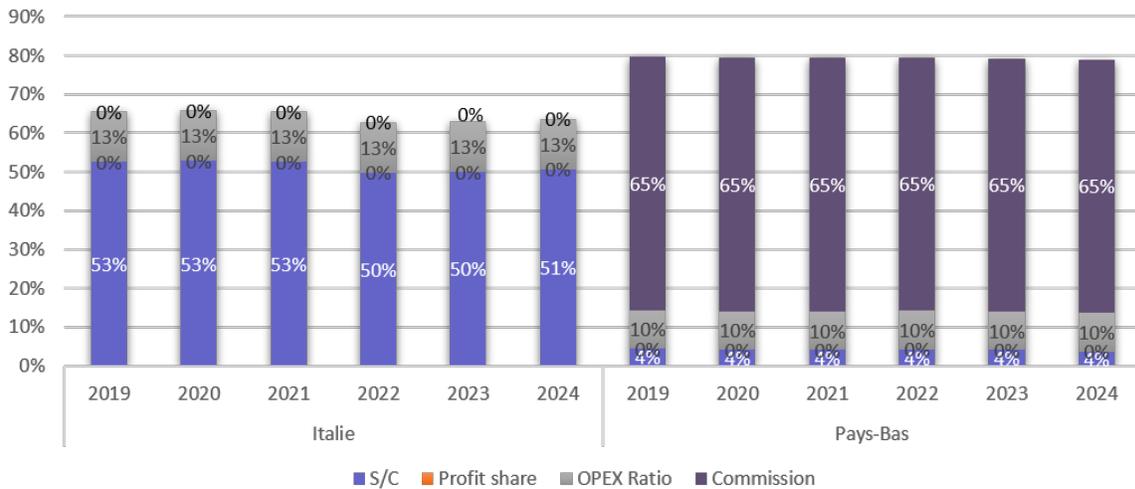
10.6 Projection des ratios

Ratios à la maille partenaire Les ratios présentés ci-dessous sont calculés sur la base du montant de primes acquises net de réassurance, et hors clôture de contrats. Cette section se concentre sur une vision dynamique de l'évolution du contrat, elle nous permet d'observer la chronique d'évolution des ratios sur 5 ans selon le partenaire.

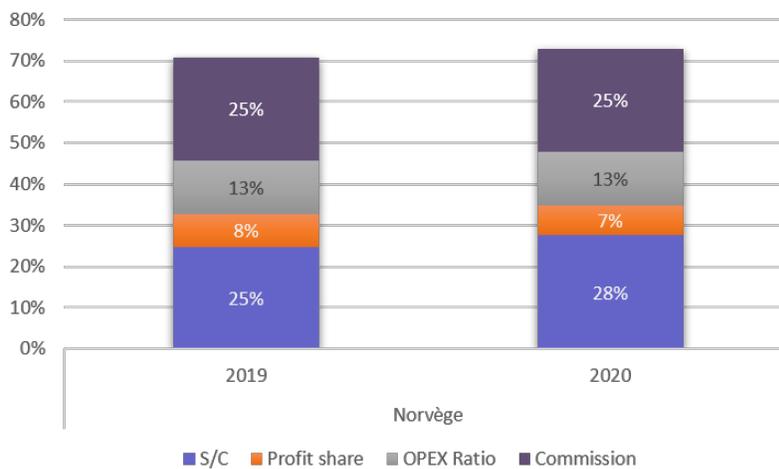


Les résultats sont constants sur la durée de projection, nous n'observons pas de valeurs par année qui pourrait être difficilement explicable, cela permet de rassurer la souscription quant aux hypothèses de modélisations qui ont été choisies.

Le segment sur lequel se trouve le partenaire 2 du Danemark semble être le plus rentable sur ces produits, avec un Ratio combiné total à 55% qui se détériore légèrement de 1 point en 2020.

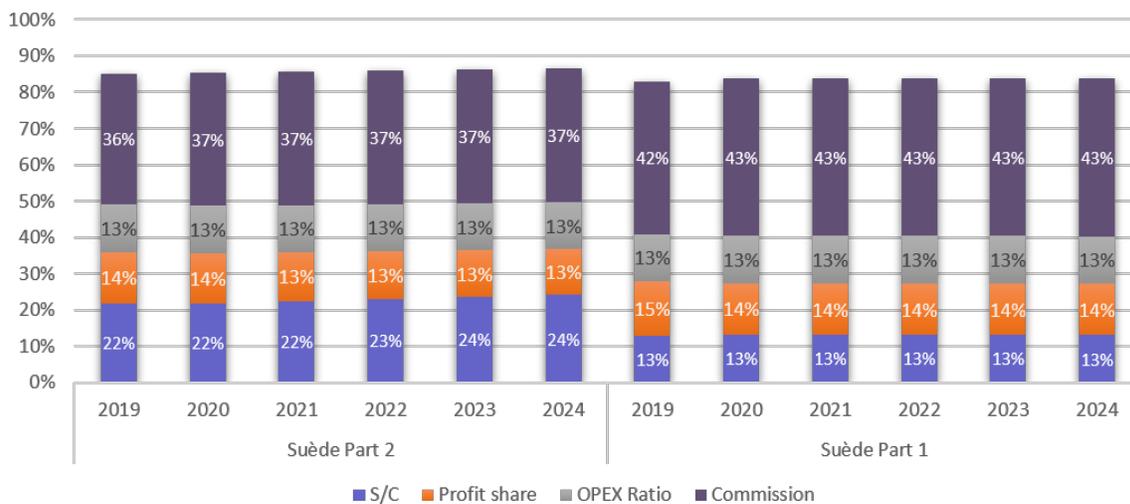


La comparaison est toutefois à prendre avec des pincettes car chacun de ces partenaires n'applique pas les mêmes règles de souscription. En effet, nous pouvons observer un ratio de commission particulièrement élevé aux Pays-Bas atteignant 65% du total du Ratio combiné, là où nous observerons un à 0 pour l'Italie sur le partenaire étudié.



Les projections faites sur la Norvège ne permettent pas de conclure quant à une rentabilité à long terme du produit. En effet, les produit Income protection ayant la spécificité d'être commercialisé avec une durée très courte (2 ans), il sera nécessaire de produire un suivi régulier de ce partenaire. Toutefois, compte tenu des informations actuellement disponibles, le produit est très rentable sur ce segment avec un Ratio combiné à 71%. Il sera intéressant de voir ce que donne l'ajout d'affaires nouvelles à ce segment du portefeuille.

Le deux partenaires sélectionnés pour l'étude du pays Suède constituent les 2 parte-



naires majoritaires. Ainsi, avec un Ratio combiné inférieur à 90% pour ces 2 partenaires il est possible de confirmer que la rentabilité, par ailleurs stable, est profitable au business.

Remarque : Nous considérons un business rentable si le Ratio combiné est en dessous de 90%. Nous observons que sur chacune de nos projections ce ratio n'est pas atteint. Globalement, le business du produit de protection du niveau de vie est rentable avec un Ratio Combiné total (sur les pays étudiés) de 82%.

S/C à la maille garantie Les observations suivantes sont les résultantes des projections par garanties pour chaque pays et pour chaque partenaires étudiés. En effet, au delà des projections globales toutes garanties confondues, il est important d'étudier les résultats des ratios de solvabilité en détail. Ce détail nous permet de tirer des conclusions quant aux garanties les plus exposées de notre portefeuille.

D'une part, la garantie Perte d'emploi est celle que l'on retrouve pour tous les partenaires de l'étude. A cause notamment de la forte corrélation de cette garantie avec l'activité économique d'un pays, notre portefeuille est fortement exposé sur la perte d'emploi. Au total, avec une chronique d'évolution comprise entre 35% et 40%, il s'agit de la garantie à court terme sur laquelle nous avons le plus d'incertitude quant à la rentabilité.

Concernant le décès, il s'agit de la seconde garantie sur laquelle une attention particulière devra être portée. En effet, il peu y avoir un risque dû au vieillissement de la population en portefeuille. Ce risque peut être managé grâce à politique de souscription veillant à l'introduction d'affaire nouvelles, on rappelle que les projections sont faites sur un portefeuille en run-off.

		2019	2020	2021	2022	2023	2024
Maladies redoutées	Danemark Part 1	17%	18%	19%	21%	22%	23%
	Norvège	1%	2%				
	Suède Part 2	36%	37%	39%	41%	43%	45%
	Total	15%	22%	28%	30%	31%	33%
IP*	Italie	17%	20%	27%	33%	42%	56%
Décès	Danemark Part 1	68%	70%	76%	81%	85%	89%
	Italie	8%	8%	9%	10%	11%	12%
	Suède Part 1	59%	56%	58%	60%	62%	64%
	Suède Part 2	20%	20%	22%	23%	23%	24%
	Total	37%	35%	36%	39%	42%	44%
Incapacité	Danemark Part 1	47%	58%	58%	58%	58%	58%
	Italie	44%	45%	45%	45%	45%	45%
	Pays-Bas	5%	4%	4%	4%	4%	4%
	Suède Part 1	15%	16%	16%	16%	16%	16%
	Suède Part 2	17%	17%	17%	17%	17%	17%
	Total	13%	15%	15%	15%	15%	15%
Perte d'emploi	Denmark Part 1	1%	1%	1%	1%	1%	1%
	Danemark Part 2	25%	26%	26%	25%	25%	25%
	Italie	65%	65%	64%	60%	60%	60%
	Pays-Bas	3%	3%	3%	3%	3%	3%
	Norvège	59%	51%				
	Suède Part 1	11%	11%	11%	11%	11%	11%
	Suède Part 2	17%	18%	18%	18%	18%	18%
	Total	38%	40%	39%	36%	35%	35%

Les ratios observés sur les autres garanties sont en dessous de 20%, ce qui nous permet de mesurer un niveau de rentabilité très élevés, toutefois, cela implique un niveau de prime élevé par rapport au sinistres constatés.

11 Étude de sensibilité

11.1 Étude de l'évolution du portefeuille à partir d'un nombre d'affaires nouvelles cible

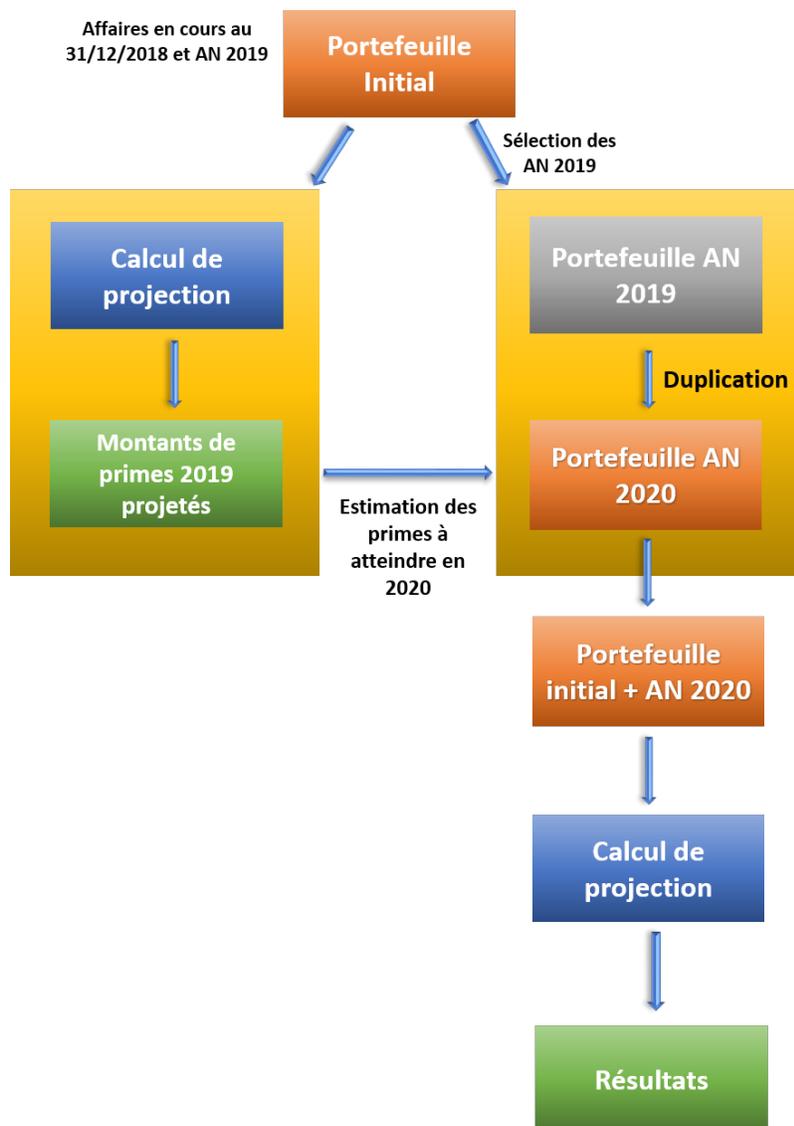
11.1.1 Méthodologie intégration des affaires nouvelles

Le New Business (NB) se rapporte aux affaires nouvelles de l'entreprise. Il est défini par le volume de production lié aux nouveaux contrats durant la période sur laquelle il est calculé, la période fixée ici est de 1 an (soit l'année 2020). Les primes périodiques ou uniques futures sont prises en compte contrairement aux éventuels changements contractuels. Les taxes et frais sont considérés comme fixes et n'évoluent pas au cours de la durée de vie du contrat.

Il est donc nécessaire de mettre à jour le programme de manière à intégrer les af-

faibles nouvelles. La mise à jour qui intervient dans le programme est la suivante :

- Estimation du nombre de contrats à atteindre en 2020 - Objectif à fixer
- Calcul de la pondération des nouvelles primes dans le portefeuille
- Duplication de la base contenant les affaires nouvelles 2019 - Cette base constituera la base 2020
- Ajout des poids calculés en étape 2 à la base AN 2020
- Fusion de la base initiale (toutes les polices encore en cours au 31 décembre 2018) et la base contenant les AN 2020
- Insertion de la nouvelle base dans le calcul de projection et récupération des résultats



Ce programme permet ainsi de calculer la valeur du portefeuille en prenant en

compte les affaires nouvelles en 2020 mais également le nombre de contrats à atteindre sur cette année. Il est alors possible de présenter les résultats du portefeuille.

Dans un premier temps, en guise de repère, le total des primes acquises sera calculé par années, par pays et par partenaires afin de fixer les poids à attribuer aux polices dupliquées.

	2015	2016	2017	2018	2019
Norvege			5416%	69%	22%
Suede		143%	57%	49%	15%
Pays-bas		40%	18%	35%	14%
Danemark	31%	-15%	-14%	-10%	-12%

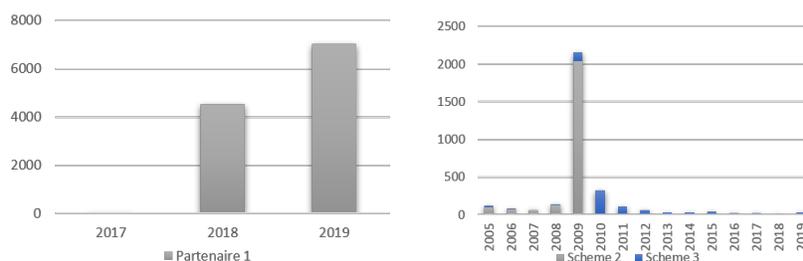
Plusieurs scénarios seront envisagés à partir de ces observations. Quel serait le comportement de nos portefeuilles par pays si l'évolution des primes évoluait de façon constante entre l'année 2019 et 2020 par rapport à l'évolution observée entre les années 2018 et 2019. Étant donné que nos polices sont répliquées par rapport à l'année 2019, nous nous baserons sur l'évolution de cette même période. Pour cela, nous calibrons les paramètres sur notre portefeuille d'étude.

11.1.2 Comportement fictif avec le niveau d'affaires nouvelles ajusté

Afin d'estimer le montant des primes, nous avons simulé un nombre d'Affaires Nouvelles par pays et par partenaires.

Le nombre des Affaires Nouvelles a été simulé à partir de l'existant de notre portefeuille. Nous avons pris l'hypothèse que la structure de notre portefeuille n'est pas impactée par de l'anti-sélection ou par une vague de résiliation extrême. Par ailleurs, les comportements fictifs que nous avons mis en place dans cette partie nous permettrons d'évaluer le niveau des management action à établir pour le pilotage du portefeuille.

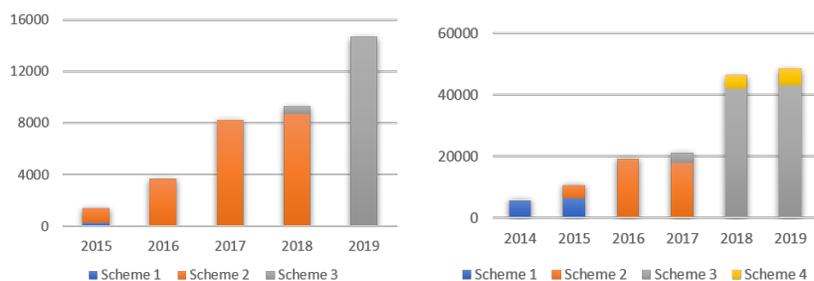
Nous considérons les sous portefeuilles décrits ci-dessous, nous réalisons les projections avec un taux d'affaires nouvelles correspondant aux estimations que nous avons pu faire à partir des années précédents 2019.



L'estimation du nombre d'Affaires Nouvelles réalisée à partir de l'étude de notre portefeuille de 2017 à 2019 pour la Norvège (figure de gauche) constitue une plage

d'observation de 3 ans. En nous basant sur les comportements des autres partenaires nous observons une évolution sur les 3 premières années de vie du contrat en portefeuille. Ce contrat étant nouveau en portefeuille nous considérons qu'il est possible de se conformer à l'évolution de 55% observée entre 2018 et 2019.

Les données que nous avons pour un des partenaires présents au Danemark constituent une base plus ancienne sur laquelle nous avons plus d'informations. Ainsi, nous avons représenté l'évolution de ce partenaire de 2005 à 2019, les 2 schémas ont un nombre d'affaires nouvelles en cours globalement en dessous de 200 par année, sauf un pic de souscription en 2009 que l'on considérera comme étant marginal dans l'exploitation de nos données. Nous nous calerons sur une évolution de 5% du taux de souscription pour ce partenaire. Le deuxième partenaire dont nous avons pu observer les projections de ratios, n'est arrivé en portefeuille qu'en 2019, il ne sera soumis à l'analyse de ses affaires nouvelles.



L'estimation du taux de d'Affaires Nouvelles pour la Suède a nécessité une analyse différente de celle que nous avons mise en place pour le Danemark et la Norvège. Sur ce pays nous avons la présence de deux partenaires de trois et quatre schémas respectivement. Les périodes d'ouverture des souscriptions - période durant laquelle les Affaires Nouvelles sont entrées en portefeuilles - sont d'une durée très courte de 2 à 5 ans. Seul le troisième schéma du partenaire 1 fera l'objet d'une analyse sur ses AN, sa période de présence en portefeuille n'étant que de 2 années. L'évolution entre les années 2019 et 2020 qui lui sera attribuée est de 58 %. Cette estimation a été faite à partir du nombre d'AN au global sur ce premier partenaire.

Le taux d'Affaires Nouvelles estimé pour le deuxième partenaire a été estimé de la même manière que pour le taux du partenaire 1, il est estimé à 25 % entre 2018 et 2019 et donc sera répliqué entre 2019 et 2020.

D'autres scénarios sont envisageables mais la multiplicité de ceux ci, bien qu'utile, est soumise à la politique de souscription de l'entreprise (par exemple dans le choix de privilégier ou non un partenaire, d'appliquer une décote commerciale sur un schéma, . . .) et entraînerait a fortiori un nécessaire rééquilibrage tarifaire afin de préserver l'équilibre de notre produit.

Ces simulations reposent toutefois sur une hypothèse forte : une stabilité de la structure de souscription de notre portefeuille.

11.1.3 Estimation des primes projetées avec les Affaires Nouvelles

Scénario central Le scénario central se présente sous la forme d'un compte de résultat projeté sur 5 années, selon les hypothèses mentionnées ci-dessus.

	TOTAL	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Primes projetées avec les AN	8 772 273	1 868 183	1 627 560	1 514 486	1 380 503	1 257 116	1 124 426
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	3%	0%	2%	4%	4%	4%	4%
Primes projetées en Run-off	8 527 036	1 868 183	1 590 201	1 456 249	1 326 507	1 207 872	1 078 024

FIGURE 39 – Projections Danemark

Conformément à nos hypothèses et à nos données, la hausse du montant de primes reçues évolue de 3% au global pour le Danemark. Le nombre de contrats étant faible (moins de 100) pour un niveau de prime de 8 millions de couronnes danoises, la répercussion sur le niveau de prime est négligeable.

	TOTAL	2019	2020	2021
Primes projetées avec les AN	2 538 984	1 015 285	1 419 987	508 414
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	86%	0%	307%	100%
Primes projetées en Run-off	1 364 162	1 015 285	348 877	0

FIGURE 40 – Projections Norvège

Les projections pour la Norvège sont quant à elles intéressantes du point de vue souscription. En effet, les contrats présents en portefeuille étant de courte durée (moins de 2 ans en moyenne), l'intégration des Affaires Nouvelles n'a un impact qu'à court terme. On observait déjà une baisse significative du niveau de primes, soit -166%, après la première année de projection, une baisse de 164% sera observée dans le cas d'une analyse avec AN. La remarque que nous pouvons faire est que le type de contrat sur ce pays nécessite un pilotage annuel.

	TOTAL	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Primes projetées avec les AN	41 669 721	6 322 927	7 390 665	7 800 219	7 248 317,29	6 715 016,96	6 192 576,18
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	30%	0%	24%	41%	42%	42%	43%
Primes projetées en Run-off	31 954 666	6 322 927	5 938 210	5 518 618	5 112 058	4 719 151	4 343 703

FIGURE 41 – Projections Suède - Partenaire 1

Il est intéressant d'observer que malgré un nombre de contrats plus important au sein du partenaire 2 de la Suède (deuxième tableau), l'évolution du montant de prime n'est pas représentatif de ce nombre de contrats. Cela s'explique par un montant de prime moyen de 3 supérieur à celui que l'on trouve pour le second partenaire. Piloter ce

	TOTAL	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Primes projetées avec les AN	14 020 378	2 768 244	2 540 702	2 443 845	2 262 171,66	2 085 691,67	1 919 723,99
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	4%	0%	3%	6%	6%	6%	7%
Primes projetées en Run-off	13 434 356	2 768 244	2 478 479	2 300 481	2 126 382	1 958 679	1 802 091

FIGURE 42 – Projections Suède - Partenaire 2

portefeuille revient à mettre l'accent sur la nécessité de poursuivre les efforts de souscription. Ce contrat permet une augmentation de 23% au global sur les 2 partenaires pour une projection sur 5 années.

Scénario Affaires nouvelles +10% et - 10% Deux scénarios Affaires Nouvelles +10% (respectivement -10%) estimant les impacts d'une hausse (respectivement baisse) de la production des affaires nouvelles par rapport à notre portefeuille existant et à nos estimations précédentes (cf part 11.1.3). Cette hausse (respectivement baisse) pouvant être la résultante d'un événement sociétal conduisant à une souscription accrue aux produits de protection du niveau de vie ou d'une perte d'intérêt face aux produits liés à la protection d'un prêt (dans le cas d'une baisse des affaires nouvelles). Ces phénomènes ont été expliqués en introduction du produit.

	TOTAL	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Primes projetées avec les AN	8 795 325	1 868 183	1 630 675	1 519 871	1 385 611	1 261 962	1 129 023
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	3,1%	0,0%	2,5%	4,4%	4,5%	4,5%	4,7%
Primes projetées en Run-off	8 527 036	1 868 183	1 590 201	1 456 249	1 326 507	1 207 872	1 078 024

	TOTAL	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Primes projetées avec les AN	8 795 325	1 868 183	1 620 769	1 506 387	1 373 239	1 250 886	1 118 621
Evolution en comparaison du portefeuille Run off	3,1%	0,0%	1,9%	3,4%	3,5%	3,6%	3,8%
Primes projetées en Run-off	8 527 036	1 868 183	1 590 201	1 456 249	1 326 507	1 207 872	1 078 024

FIGURE 43 – Projections Danemark +/- 10%

La baisse et la hausse de 10% du nombre des affaires nouvelles n'affecte pas significativement le montant des primes acquises. De même, l'impact sur le ratio combiné est minime puisque celui-ci reste à 56% quelque soit le choc appliqué. Il est rassurant de savoir que ce partenaire ne nécessite une surveillance annuelle. En terme d'exigence de rentabilité, le ratio de sinistralité n'évolue pas et reste à 26% en 2020, ce qui fait de ce partenaire un partenaire très rentable qui prélève sûrement un niveau de primes trop élevé par rapport au niveau de sinistre observé. Une évolution de la tarification peut être conseillée.

Le produit Income Protection commercialisé par ce partenaire ayant une durée courte (2 ans), il n'est pas étonnant d'observer une telle évolution du montant des primes acquises sur l'année 2020, de même que sur l'année 2021. Dans les deux scénarios présentés, on observe une forte baisse du niveau de primes et un Ratio combiné passant

	TOTAL	2019	2020	2021
Primes projetées avec les AN	2 595 462	1 015 285	1 719 577	564 892
Evolution en comparaison du portefeuille	90,3%	0,0%	392,9%	100,0%
Primes projetées en Run-off	1 364 162	1 015 285	348 877	0

	TOTAL	2019	2020	2021
Primes projetées avec les AN	2 483 808	1 015 285	1 309 012	453 238
Evolution en comparaison du portefeuille	82,1%	0,0%	275,2%	100,0%
Primes projetées en Run-off	1 364 162	1 015 285	348 877	0

FIGURE 44 – Projections Norvège +/- 10%

de 73% à 72% pour le scénario optant pour une hausse de 10% du nombre des affaires nouvelles. Et, un Ratio combiné passant de 73% à 65% pour le scénario mettant en jeu une baisse de 10%, cela s'explique notamment par la baisse du ratio de sinistralité de 6 points.

11.2 Impact des Management action

Toutes les entités du groupe Axa sont fortement encouragées à développer et utiliser les chocs à calibrations locales dans le modèle interne. Chacune d'entre-elles doit justifier les modèles et les changements induits pour respecter les gouvernances locales ainsi que celles du groupe. Il est important que les affaires souscrites par la Business Unit sur les différents pays soient validées par les chocs du calibrage interne Axa Group. Ainsi, pour chaque risque, les chocs Vie correspondent à ceux du modèle interne. L'approche par type de risque doit permettre la prise en compte de la nature, des spécificités et de l'importance de chacune des catégories de risques auxquels est exposé le produit et donc l'entreprise.

L'objectif de cette partie est d'observer l'évolution des indicateurs de rentabilité afin de prévenir un éventuel risque ou au contraire garantir la fiabilité du produit.

Pour des raisons de confidentialité les valeurs des chocs communiquées dans ce documents ont été modifiées et ne correspondent pas aux choc réellement appliqués lors des calibrations.

Le risque mortalité : Le risque de mortalité est le risque de perte ou de changement défavorable de la valeur des engagements d'assurance résultant de fluctuations affectant le niveau, l'évolution tendancielle ou la volatilité des taux de mortalité, lorsqu'une augmentation de ces taux entraîne une augmentation de la valeur des engagements d'assurance.

Le choc effectué en modèle interne est une augmentation du taux de mortalité permanente et multiplicative pour chaque âge de 14%. Conformément aux instructions groupe, ce choc de 14% est le résultat de l'agrégation d'un choc :

- Qui capte une sous-estimation des taux de mortalité

— Qui est relatif à une surestimation de l'amélioration de la tendance de la mortalité.

Pour prendre en compte la baisse du chiffres d'affaire suite au choc mortalité une augmentation du taux de résiliation pendant toute la projection de 0.03% est effectué en même temps que l'augmentation de 14% du taux de mortalité.

Les observations suivantes mettront en lumière l'intérêt de faire une retarification des garanties. En effet, l'étude des ratios combinés issus de l'expérience nous permettront de conseiller la souscription quant aux majorations de prime à appliquer sur les affaires nouvelles.

De 2015 à 2018, les données seront celles recueillies à partir de l'expérience client. Cela permet d'observer l'évolution des ratios combinés.

Observation des chocs appliqués aux partenaire Suédois

La chronique des ratios combinés est représentée ci-dessous :

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 1	2019	17%	19%	87%	89%
	2020	17%	20%	88%	90%
	2021	17%	20%	88%	90%
	2022	17%	20%	88%	90%
	2023	17%	20%	88%	90%
	2024	17%	20%	88%	90%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 2	2019	22%	27%	85%	90%
	2020	22%	27%	85%	91%
	2021	22%	28%	86%	91%
	2022	23%	29%	86%	91%
	2023	24%	29%	86%	92%
	2024	24%	30%	87%	92%

Le choc mortalité induit une augmentation des ratios de sinistralité comprise entre 2,50 et 4 points pour les partenaires en Suède. Le ratio combiné augmente de 2 points pour le partenaire 1 et atteint 90%, et dépasse ce seuil de 2 points à horizon 2024 pour le partenaire numéro 2.

Observation des chocs appliqués aux partenaires au Danemark

Dans le cas du Danemark, le choc appliqué augmente considérablement les ratios de sinistralité et donc les ratios combinés. Le partenaire 2 reste très rentable sur la

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Danemark Part 1	2019	28%	32%	86%	90%
	2020	31%	35%	88%	92%
	2021	32%	37%	89%	93%
	2022	34%	38%	89%	94%
	2023	35%	40%	90%	95%
	2024	36%	41%	90%	95%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Danemark Part 2	2019	25%	28%	55%	59%
	2020	26%	30%	56%	60%
	2021	26%	29%	56%	59%
	2022	25%	29%	56%	59%
	2023	25%	29%	55%	59%
	2024	25%	29%	55%	59%

durée de projection contrairement au partenaire 1 pour lequel nous observons une forte sensibilité au choc de mortalité.

Observation des chocs appliqués aux partenaires en Italie

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Italie	2019	53%	60%	66%	73%
	2020	53%	60%	66%	73%
	2021	53%	60%	66%	73%
	2022	50%	57%	63%	70%
	2023	50%	57%	63%	70%
	2024	51%	58%	64%	71%

Le partenaire présent en Italie montre une sensibilité face au choc de mortalité qui majore de 7 points les ratios de sinistralité sur la durée de projection. Toutefois, il reste en dessous du seuil de rentabilité fixé par la BU.

Observation des chocs appliqués aux partenaires en Norvège et aux Pays-Bas

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Norvège	2019	25%	28%	71%	74%
	2020	28%	31%	73%	77%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Pays-Bas	2019	4%	5%	80%	80%
	2020	4%	5%	79%	80%
	2021	4%	5%	79%	80%
	2022	4%	5%	80%	80%
	2023	4%	5%	79%	80%
	2024	4%	4%	79%	79%

De la même manière, en Norvège le ratio observé ne croît que de 3 points, le business reste rentable sur la durée du projection. Au Pays-Bas, le choc de mortalité à un impact minime sur le ratio de sinistralité.

Ainsi, la hausse de la mortalité est traduite en impact sur le ratio de sinistralité. Globalement, sur la majorité des segments étudiés le produit de protection des revenus reste très rentable pour la Business Unit. Par ailleurs, il serait intéressant de voir la conduite de risque à mener afin de palier un événement catastrophique survenant sur ces segments.

11.2.0.1 Le risque longévité : Le risque de longévité est le risque de « perte ou de changement défavorable de la valeur des engagements d'assurance résultant de fluctuations affectant le niveau, l'évolution tendancielle ou la volatilité des taux de mortalité, lorsqu'une baisse de ces taux entraîne une augmentation de la valeur des engagements d'assurance ». L'objectif est d'estimer la perte induite par l'allongement de la durée de vie sur la garantie incapacité temporaire invalidité permanente.

2 types de risque de longévité sont à distinguer :

- le risque en tendance (choc sur du long terme lie a l'augmentation de l'espérance de vie). Le choc effectue sur le S/C est 28 %.
- en niveau (choc immédiat pouvant provenir par exemple d'un changement de réglementation). Le choc effectué sur le S/C est 8%.

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 1	2019	17%	19%	87%	89%
	2020	17%	19%	88%	90%
	2021	17%	19%	88%	90%
	2022	17%	19%	88%	90%
	2023	17%	19%	88%	90%
	2024	17%	19%	88%	90%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 2	2019	22%	25%	85%	88%
	2020	22%	25%	85%	89%
	2021	22%	26%	86%	89%
	2022	23%	26%	86%	89%
	2023	24%	27%	86%	90%
	2024	24%	28%	87%	90%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Danemark Part 1	2019	28%	28%	86%	87%
	2020	31%	32%	88%	89%
	2021	32%	33%	89%	89%
	2022	34%	34%	89%	90%
	2023	35%	35%	90%	91%
	2024	36%	37%	90%	91%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Italie	2019	53%	53%	66%	66%
	2020	53%	53%	66%	66%
	2021	53%	53%	66%	66%
	2022	50%	50%	63%	63%
	2023	50%	50%	63%	63%
	2024	51%	51%	64%	64%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Pays-Bas	2019	4%	5%	80%	80%
	2020	4%	4%	79%	80%
	2021	4%	4%	79%	80%
	2022	4%	5%	80%	80%
	2023	4%	4%	79%	80%
	2024	4%	4%	79%	79%

Les chocs longévité ont un faible impact sur l'évolution de la rentabilité des produits, cela s'explique par le niveau de sinistralité calculé sur les garanties incapacité. En effet, nous avons observé (cf. partie 10.6 Projection des ratios) que cette garantie représente un ratio de solvabilité de 13% tous partenaires confondus.

De même, pour cette même raison, le choc longévité niveau nous fournit les résultats suivant où nous observons une évolution de 1 point au plus sur les partenaires numéro 2 en Suède et numéro 1 au Danemark.

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 1	2019	17%	18%	87%	88%
	2020	17%	18%	88%	88%
	2021	17%	18%	88%	88%
	2022	17%	18%	88%	88%
	2023	17%	18%	88%	88%
	2024	17%	18%	88%	88%

		S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 2	2019	22%	23%	85%	86%
	2020	22%	23%	85%	86%
	2021	22%	24%	86%	87%
	2022	23%	24%	86%	87%
	2023	24%	25%	86%	87%
	2024	24%	25%	87%	88%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Danemark Part 1	2019	28%	28%	87%
	2020	31%	32%	88%
	2021	32%	33%	89%
	2022	34%	34%	89%
	2023	35%	35%	90%
	2024	36%	37%	90%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Italie	2019	53%	53%	66%
	2020	53%	53%	66%
	2021	53%	53%	66%
	2022	50%	50%	63%
	2023	50%	50%	63%
	2024	51%	51%	64%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Pays-Bas	2019	4%	5%	80%
	2020	4%	4%	79%
	2021	4%	4%	79%
	2022	4%	5%	80%
	2023	4%	4%	79%
	2024	4%	4%	79%

Le risque incapacité : Le risque incapacité est le risque de « perte ou de changement défavorable de la valeur des engagements d'assurance résultant de fluctuations affectant le niveau, l'évolution tendancielle ou la volatilité des taux d'invalidité, de maladie et de morbidité ». L'objectif est de mesurer 2 effets en niveau sur ces contrats dont le bénéficiaire est lié à une définition d'incapacité :

- l'augmentation de la durée d'indemnisation liée à l'allongement de la durée de moyenne de paiement
- l'augmentation permanente du taux d'entrée en incapacité. Le choc multiplicatif sur le ratio de sinistralité S/P est de 25%.

Ce choc n'impacte donc pas la garantie décès et se traduit par une hausse permanente et multiplicative de 25% du taux d'incidence et par baisse permanente et multiplicative de 25% du taux de retour à l'état initial.

Choc à la hausse du risque incapacité

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 1	2019	17%	19%	89%
	2020	17%	19%	88%
	2021	17%	19%	88%
	2022	17%	19%	88%
	2023	17%	19%	88%
	2024	17%	19%	88%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Suède Part 2	2019	22%	25%	85%
	2020	22%	25%	85%
	2021	22%	25%	86%
	2022	23%	26%	86%
	2023	24%	26%	86%
	2024	24%	27%	87%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Danemark Part 1	2019	28%	28%	86%
	2020	31%	31%	88%
	2021	32%	33%	89%
	2022	34%	34%	89%
	2023	35%	35%	90%
	2024	36%	36%	90%

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué
Italie	2019	53%	53%	66%
	2020	53%	53%	66%
	2021	53%	53%	66%
	2022	50%	50%	63%
	2023	50%	50%	63%
	2024	51%	51%	64%

Les 5 partenaires présentés sont les seuls à proposer la garantie incapacité. Par ailleurs, même si cette garantie couvre la majorité des polices en portefeuille le choc appliqué sur cette garantie n'impacte pas fortement les S/C.

Choc à la baisse du risque incapacité

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Pays-Bas	2019	4%	5%	80%	80%
	2020	4%	4%	79%	80%
	2021	4%	4%	79%	80%
	2022	4%	5%	80%	80%
	2023	4%	4%	79%	80%
2024	4%	4%	79%	79%	

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Suède Part 1	2019	17%	15%	87%	85%
	2020	17%	15%	88%	86%
	2021	17%	15%	88%	86%
	2022	17%	15%	88%	86%
	2023	17%	15%	88%	86%
2024	17%	15%	88%	86%	

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Suède Part 2	2019	22%	21%	85%	85%
	2020	22%	21%	85%	85%
	2021	22%	22%	86%	85%
	2022	23%	23%	86%	85%
	2023	24%	23%	86%	86%
2024	24%	24%	87%	86%	

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Danemark Part 1	2019	28%	27%	86%	86%
	2020	31%	30%	88%	87%
	2021	32%	32%	89%	88%
	2022	34%	33%	89%	89%
	2023	35%	34%	90%	89%
2024	36%	35%	90%	90%	

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Italie	2019	53%	53%	66%	66%
	2020	53%	53%	66%	66%
	2021	53%	53%	66%	66%
	2022	50%	50%	63%	63%
	2023	50%	50%	63%	63%
2024	51%	51%	64%	64%	

	S/C initial	S/C choqué	Ratio combiné initial	Ratio combiné choqué	
Pays-Bas	2019	4%	4%	80%	80%
	2020	4%	4%	79%	79%
	2021	4%	4%	79%	79%
	2022	4%	4%	80%	79%
	2023	4%	4%	79%	79%
2024	4%	4%	79%	79%	

Pareillement, le choc à la baisse aura impact négligeable sur la rentabilité de ces segments. Une baisse de 1 points en moyenne est observée sur les S/C.

Le risque expense : Le risque de dépense (« expense » en anglais) est le risque de « perte ou de changement défavorable de la valeur des engagements d'assurance résultant de fluctuations affectant le niveau, l'évolution tendancielle ou la volatilité des dépenses encourues pour la gestion des contrats d'assurance ou de réassurance vie ». L'objectif est de mesurer le risque d'une augmentation de tous types de frais. Les commissions sont exclues du choc puisqu'elles sont définies contractuellement et présentent donc aucun risque. Le choc effectué est une hausse permanente proportionnelle de 10% du niveau de frais déjà prévu. Les coûts sont modélisés en pourcentage des primes et des sinistres. Le choc est appliqué à la masse de coûts.

Le choc appliqué au montant des coûts induit une hausse de 1,3% pour les partenaires au Danemark, en Suède, en Italie et en Norvège, et de 1% aux Pays-Bas. Le pourcentage de rais attribué étant fixe cette évolution reste constante sur la durée de projection pour tous les segments étudiés. En conclusion nous observons une hausse de ce même pourcentage sur le combine ratio et observons des partenaires rentables sur toute la durée de projection.

Cinquième partie

Conclusion

Du fait de l'importance que prennent les produits assurant les accidents de la vie (Income et Expense protection) au sein du portefeuille, il était nécessaire pour la Business Unit Créditeur d'avoir une vision à long terme de la rentabilité de ces produits. L'étude de rentabilité est nécessaire à toute entreprise comme outil de pilotage de son activité et l'assurance n'en fait pas exception.

Ce mémoire a permis de mettre en évidence comment une entité opérationnelle internationale, peut faire face aux risques divers auxquels elle est soumise. La vision business qui a été choisie pour mener cette étude permet d'avoir des résultats concrets quant à la rentabilité des produits. Une telle étude à ce niveau de granularité (évaluation des tendances des garanties) n'ayant jamais été menée sur ces produits, il a été d'autant plus challengeant de confronter les modèles de projection aux données issues de l'expérience client. Cela constitue le préambule d'un pilotage régulier du produit, chose nécessaire dans le cas des contrats de courte durée comme c'est le cas ici.

La première étape de l'étude des risques couvrant ces produits a consisté à développer un outil de tarification, adapté aux spécificités des partenaires divers et internationaux et notamment selon les montants d'indemnité, de primes, commissions, frais et dépenses. Cet outil repose sur des hypothèses techniques de décès et d'incapacité notamment, estimées sur des bases décrites dans ce mémoire. Par ailleurs, pour chaque segment tarifé un business plan a été élaboré pour projeter les générations en portefeuille et ainsi calculer les indicateurs de rentabilité. L'outil implémente chaque métrique et modélise de manière simplifiée le portefeuille vie de la BU. De plus, ils permettent à la souscription de piloter l'activité en fixant des normes relatives aux indicateurs, par exemple en proposant un taux d'affaires nouvelles de la 2ème année de projection.

La deuxième étape fut une étude complémentaire menée pour adapter les hypothèses générales par pays à la structure du portefeuille étudié, par la méthode de crédibilité. Ce qui a permis de mettre en évidence une surestimation des taux d'entrée et donc des coûts de sinistres supérieurs à ceux observés.

L'outil permet également de modéliser une baisse ou une hausse permanente d'un taux d'incidence qui se traduit par un impact au niveau des ratios de sinistralité. Cette caractéristique de l'outil nous a permis de projeter le portefeuille avec des hypothèses choquées selon les taux du modèle interne d'Axa. En résumé, ce mémoire avait pour objectif de répondre aux trois principales questions suivantes :

- Quelle est l'évolution des indicateurs phares que l'assureur privilégie pour mesurer la rentabilité de ses contrats en assurance emprunteur ?
- Observe-t-on une déformation (dégradation ou amélioration) de la rentabilité des contrats assurant les accidents de la vie à date projection jusqu'à l'horizon 5 ans définit ici ? De même, dans quel sens évolue la rentabilité sur les garanties Décès, Maladies redoutées, Perte d'emploi et Incapacité à partir de la date de

début de projection ?

Finalement, grâce au développement de l'outil de projection, le processus de construction de business plan est intégré plus efficacement au sein business et correspond aux attentes des équipes techniques et souscription.

Articles

- [Car97] Ward CAROLINE. “Robust Theory Applied to Jewell’s Hierarchical Credibility Model”. In : (1997).
- [Dut08] Christophe DUTANG. “Credibility theory features of actuar”. In : (2008).
- [Vin20] Goulet VINCENT. “Théorie de la crédibilité avec r , Université Laval”. In : (2020).

Cours

- [Thé18] Pierre THÉRON. “Théorie de la crédibilité”. In : [Cours]. 2018.

Mémoires

- [Esc16] Marlene ESCARNOT. *Tarifcation en situation d’information imparfaite en assurance de groupe emprunteur*. [Mémoire d’actuariat, le CNAM]. 2016.
- [Tei16] Thomas TEISSIER. *Projection d’un produit décès, construction de tables de mortalité et aide au pilotage*. [Mémoire d’actuariat, ISFA]. 2016.
- [Gar] Stella GARNIER. *Application of credibility theory to health pricing*. [Mémoire d’actuariat, Centre d’études actuarielles].

Autres

- [Axa16] Document for AXA PARTNERS. “Income Protection insurance”. In : [Living Expenses]. 2016.
- [Par] Axa PARTNERS. “Documentation Technique”. In :

Sites

- [202] How Customers Purchase Income Protection Insurance 2020. <https://www.globenewswire.com/release/2021/03/19/2195974/0/en/How-Customers-Purchase-Income-Protection-Insurance-2020.html>.
- [ove] Income Protection OVERVIEW. <https://clp.partners.axa/en/Products/Lifestyle-Protection/Income-Protection>.

Annexes

Fiche Produit par pays

Partenaire	Description produit		Distribution channel & policy type
	Garantie	Indemnités	
Partenaire 1 (Active business)	<ul style="list-style-type: none"> Décès Incapacité Perte d'emploi Maladies redoutées 	<ul style="list-style-type: none"> Max indemnités mensuelles: €1.066. Duration de la garantie: Age de la retraite Max duration sinistre: 12 mois for Perte d'emploi et incapacité Indemnités Maladies redoutées : €10.000 Indemnités décès: €10.000 	<ul style="list-style-type: none"> Policy Type: individual policy Police à renouvellement mensuel
Partenaire 2 (Active business)	<ul style="list-style-type: none"> Perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Max indemnités mensuelles: 2.667€ Duration de la garantie: Age de la retraite Max duration sinistre: 12 mois 	<ul style="list-style-type: none"> Policy Type: individual policy Police à renouvellement mensuel

Client	Description du produit		Distribution channel & policy type
	Garantie	Indemnités	
Partenaire 2 (Active business)	<ul style="list-style-type: none"> Décès Incapacité Perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Indemnités: Lump sum - €10K Max monthly benefit: €835. Benefit levels €200-€835 with €100 steps Duration de la couverture: 10 years Max duration sinistre : 12 mois pour Incapacité et perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Policy Type: Group policy Police à renouvellement mensuel
Partenaire 1 (Active business)	<ul style="list-style-type: none"> Incapacité Perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Max monthly benefit: €835. Benefit levels €200-€835 with €100 steps Duration de la couverture : 10 years Max duration sinistre : 12 mois pour Incapacité et perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Policy Type: Group policy Police à renouvellement mensuel

Client	Description produit		Distribution channel & policy type
	Garanties	Indemnités	
Partenaire (Active business)	<ul style="list-style-type: none"> Maladies redoutées Perte d'emploi 	<ul style="list-style-type: none"> Indemnités Maladies redoutées €53K Max indemnités mensuelles : €1400. Duration Garantie: max 67 ans de l'assuré Max duration sinistre: 12 mois pour la garantie incapacité 	<ul style="list-style-type: none"> Policy Type: Group policy Police à renouvellement mensuel

Spécificité cas Italie La plus grande partie de l'activité de protection des revenus sur ce partenaire provient des traités de réassurance.

Partenaire	Description produit
Partenaire 1 (active business)	<ul style="list-style-type: none">• Garanties: Perte d'emploi, décès, Hospitalisation, Incapacité• Max indemnités € : 100K Incapacité – 1.000 x mois perte d'emploi• Max duration de la garantie: 71 ans• Type Prime: premium unique• Max duration sinistre: 10 ans

Code et résultats crédibilité de Jewell - Suède

Call:

```
cm(formula = ~agent + agent:state + agent:state:Cover, data = base_freq_ID_se,
  ratios = ratio,20140101:ratio,20200101, weights = weight,20140101:weight,20200101,
  method = "iterative")
```

Partenaire	Scheme	Cover	Weight	Credibility factor
Partenaire 2	Scheme 1	Décès	518,4	0,537
Partenaire 2	Scheme 2	Décès	2432,7	0,845
Partenaire 1	Scheme 1	Décès	19631,0	0,978
Partenaire 2	Scheme 3	Décès	19868,2	0,978
Partenaire 2	Scheme 4	Décès	116593,3	0,996
Partenaire	Scheme	Cover	Weight	Credibility factor
Partenaire 1	Scheme 1	Perte d'emploi	518	0,537
Partenaire 1	Scheme 2	Perte d'emploi	3253	0,879
Partenaire 2	Scheme 1	Perte d'emploi	19631	0,978
Partenaire 1	Scheme 3	Perte d'emploi	19868	0,978
Partenaire 2	Scheme 2	Perte d'emploi	26794	0,984
Partenaire 2	Scheme 3	Perte d'emploi	44096	0,990
Partenaire	Scheme	Cover	Weight	Credibility factor
Partenaire 1	Scheme 1	Incapacité	518	0,537
Partenaire 2	Scheme 4	Incapacité	2433	0,845
Partenaire 1	Scheme 2	Incapacité	3253	0,879
Partenaire 2	Scheme 1	Incapacité	19631	0,978
Partenaire 1	Scheme 3	Incapacité	19868	0,978
Partenaire 2	Scheme 2	Incapacité	26794	0,984
Partenaire 2	Scheme 3	Incapacité	44096	0,990

Code et résultats crédibilité de Jewell - Italie

Call:

```
cm(formula = ~agent + agent:state + agent:state:Cover, data = base_freq_cover_all,
  ratios = ratio,20100101:ratio,20200101, weights = weight,20100101:weight,20200101,
  method = "iterative")
```

Partenaire	Scheme	Garantie	Weight	Credibility factor
Partenaire c	AX3,1	Incapacité	0,69	0,139
Partenaire h	SY2,1	Incapacité	2,35	0,354
Partenaire d	YO1,1	Incapacité	3,37	0,440
Partenaire d	YO2,1	Incapacité	6,62	0,607
Partenaire i	SL4,1	Incapacité	13,07	0,753
Partenaire f	IP2,1	Incapacité	19,16	0,817
Partenaire a	V04,1	Incapacité	30,16	0,876
Partenaire i	SB3,1	Incapacité	132,31	0,969
Partenaire 1	CAX,1	Incapacité	821,83	0,995
Partenaire 1	CAY,1	Incapacité	2086	0,998
Partenaire 1	CAB,1	Incapacité	3997,347	0,999
Partenaire k	IT2,1	Incapacité	5944,72	0,999
Partenaire 1	CAG,1	Incapacité	18640,236	1,000
Partenaire 1	CAG,2	Incapacité	27495,186	1,000
Partenaire 1	CAA,1	Incapacité	36485,058	1,000
Partenaire k	IT1,1	Incapacité	51075,6	1,000

$$Z_p = \quad (19)$$

Partenaire	Scheme	Garantie	Weight	Credibility factor
Partenaire e	SRP,2	Hospitalisation	6,64	0,608
Partenaire e	SRP,1	Hospitalisation	9,69	0,693
Partenaire 1	Z22,1	Hospitalisation	35,68	0,893
Partenaire e	SRB,2	Hospitalisation	53,03	0,925
Partenaire 1	Z14,1	Hospitalisation	65	0,938
Partenaire 1	Z18,1	Hospitalisation	69,9	0,942
Partenaire 1	Z21,1	Hospitalisation	109,2	0,962
Partenaire 1	Z10,1	Hospitalisation	128,88	0,968
Partenaire e	SRB,1	Hospitalisation	157,16	0,973
Partenaire 1	Z06,1	Hospitalisation	181,17	0,977
Partenaire 1	Z13,1	Hospitalisation	229,45	0,982
Partenaire 1	Z20,1	Hospitalisation	292,3	0,986
Partenaire 1	Z02,1	Hospitalisation	410,4	0,990
Partenaire 1	Z12,1	Hospitalisation	424,58	0,990
Partenaire 1	Z24,1	Hospitalisation	679,62	0,994
Partenaire 1	Z05,1	Hospitalisation	780,78	0,995
Partenaire 1	CAX,1	Hospitalisation	821,83	0,995
Partenaire 1	Z16,1	Hospitalisation	890,7	0,995
Partenaire 1	Z04,1	Hospitalisation	908,77	0,995
Partenaire 1	Z23,1	Hospitalisation	1195,78	0,996
Partenaire 1	Z17,1	Hospitalisation	1209,2	0,996
Partenaire 1	CAY,1	Hospitalisation	2086	0,998
Partenaire 1	Z15,1	Hospitalisation	2397,76	0,998
Partenaire 1	Z19,1	Hospitalisation	2408,39	0,998
Partenaire 1	Z08,1	Hospitalisation	2761,09	0,998
Partenaire 1	Z09,1	Hospitalisation	2812,87	0,998
Partenaire 1	Z11,1	Hospitalisation	4657,65	0,999
Partenaire 1	Z07,1	Hospitalisation	5723,07	0,999
Partenaire 1	Z01,1	Hospitalisation	11617,36	1,000
Partenaire 1	Z03,1	Hospitalisation	12306,74	1,000
Partenaire 1	CAB,1	Hospitalisation	13324,49	1,000
Partenaire 1	CAG,1	Hospitalisation	62134,12	1,000
Partenaire 1	CAG,2	Hospitalisation	91650,62	1,000
Partenaire 1	CAA,1	Hospitalisation	121616,86	1,000

Partenaire	Scheme	Garantie	Weight	Credibility factor
Partenaire a	V07,1	Perte d'emploi	1,39	0,245
Partenaire b	CH3,1	Perte d'emploi	1,46	0,254
Partenaire b	CH2,1	Perte d'emploi	1,72	0,286
Partenaire c	AX4,1	Perte d'emploi	1,93	0,310
Partenaire b	CH1,1	Perte d'emploi	2,98	0,410
Partenaire b	CH6,1	Perte d'emploi	3,27	0,433
Partenaire d	YO2,1	Perte d'emploi	6,62	0,607
Partenaire e	SRP,2	Perte d'emploi	6,64	0,608
Partenaire e	SRP,1	Perte d'emploi	9,69	0,693
Partenaire f	IP1,1	Perte d'emploi	9,69	0,693
Partenaire b	CH4,1	Perte d'emploi	15,24	0,780
Partenaire g	40,1	Perte d'emploi	17,64	0,805
Partenaire h	SY1,1	Perte d'emploi	22,86	0,842
Partenaire 1	Z22,1	Perte d'emploi	35,68	0,893
Partenaire e	SRB,2	Perte d'emploi	53,03	0,925
Partenaire a	V03,1	Perte d'emploi	56,06	0,929
Partenaire 1	Z14,1	Perte d'emploi	65	0,938
Partenaire 1	Z18,1	Perte d'emploi	69,9	0,942
Partenaire 1	Z21,1	Perte d'emploi	109,2	0,962
Partenaire i	SL3,1	Perte d'emploi	117,24	0,965
Partenaire 1	Z10,1	Perte d'emploi	128,88	0,968
Partenaire j	FAA,1	Perte d'emploi	138,95	0,970
Partenaire e	SRB,1	Perte d'emploi	157,16	0,973
Partenaire i	SB7,1	Perte d'emploi	176,14	0,976
Partenaire 1	Z06,1	Perte d'emploi	181,17	0,977
Partenaire 1	Z13,1	Perte d'emploi	229,45	0,982
Partenaire 1	Z20,1	Perte d'emploi	292,3	0,986
Partenaire i	SB2,1	Perte d'emploi	368,73	0,989
Partenaire 1	Z02,1	Perte d'emploi	410,4	0,990
Partenaire 1	Z12,1	Perte d'emploi	424,58	0,990
Partenaire 1	Z24,1	Perte d'emploi	679,62	0,994
Partenaire 1	Z05,1	Perte d'emploi	780,78	0,995

Partenaire 1	CAX,1	Perte d'emploi	821,83	0,995
Partenaire 1	Z16,1	Perte d'emploi	890,7	0,995
Partenaire 1	Z04,1	Perte d'emploi	908,77	0,995
Partenaire 1	Z23,1	Perte d'emploi	1195,78	0,996
Partenaire 1	Z17,1	Perte d'emploi	1209,2	0,996
Partenaire 1	CAY,1	Perte d'emploi	2086	0,998
Partenaire 1	Z15,1	Perte d'emploi	2397,76	0,998
Partenaire 1	Z19,1	Perte d'emploi	2408,39	0,998
Partenaire 1	Z08,1	Perte d'emploi	2761,09	0,998
Partenaire 1	Z09,1	Perte d'emploi	2812,87	0,998
Partenaire 1	Z11,1	Perte d'emploi	4657,65	0,999
Partenaire 1	Z07,1	Perte d'emploi	5723,07	0,999
Partenaire k	IT2,1	Perte d'emploi	5944,72	0,999
Partenaire 1	CAB,1	Perte d'emploi	8660,918	1,000
Partenaire 1	Z01,1	Perte d'emploi	11617,36	1,000
Partenaire 1	Z03,1	Perte d'emploi	12306,74	1,000
Partenaire 1	CAG,1	Perte d'emploi	40387,178	1,000
Partenaire k	IT1,1	Perte d'emploi	51075,6	1,000
Partenaire 1	CAG,2	Perte d'emploi	59572,903	1,000
Partenaire 1	CAA,1	Perte d'emploi	79050,959	1,000