

Mémoire présenté le : Mercredi 8 juillet 2015

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

Par : Michael Casalnuovo

Titre : METHODES DE PROVISIONNEMENT D'UN PRODUIT SANTE
MOBILITE

Confidentialité : NON OUI (Durée : 1 an 2 ans)

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

Membres présents du jury de l'IA

Brigitte ECARY

Frédéric PLANCHET

Membres présents du jury de l'ISFA

Signature

Entreprise

Nom : Axéria Prévoyance

Signature :

Directeur de mémoire en entreprise

Nom : Puthod Jerome

Signature :

Invité

Nom :

Signature :

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

Signature du responsable entreprise

Signature du candidat

Secrétariat :

Mme Christine DRIGUZZI

Bibliothèque :

Mme Patricia BARTOLO



Mémoire d'actuaire

**METHODES DE
PROVISIONNEMENT D'UN
PRODUIT SANTE MOBILITE**

Presenté par : Casalnuovo Michael

Tutrice : Anne Eyraud-Loisel

Résumé

En réponse à l'augmentation du nombre de français qui partent vivre à l'étranger, beaucoup d'organismes d'assurances commercialisent des produits d'assurance santé mobilité, c'est le cas d'April International Expat qui propose ce type de produits. Comme pour tous produits d'assurance, des provisions pour sinistres à payer doivent être constituées.

Il existe de nombreuses méthodes de provisionnement qui sont utilisées pour ce type de provisions en Assurance Non Vie. Les premières méthodes sont déterministes. Parmi elles, on retrouve les méthodes de Chain Ladder, des méthodes autorégressives, des méthodes factorielles et des méthodes basées sur des loss ratios. Ensuite sont apparues des méthodes stochastiques permettant de quantifier les erreurs de prévision. Certaines d'entre elles viennent compléter des méthodes déterministes, c'est le cas du modèle de Mack. D'autres utilisent les modèles linéaires généralisés, alors que les dernières utilisent des techniques de ré-échantillonnage comme le bootstrap.

Toutes ces méthodes dépendent entièrement des données sur lesquelles on souhaite les appliquer. Une étude du portefeuille est donc nécessaire afin de mettre en place le provisionnement. On peut alors segmenter les données selon différents périmètres afin d'optimiser le provisionnement. Pour vérifier la robustesse du provisionnement, des méthodes de Back-testing peuvent être mises en place. Celles-ci consistent à appliquer les méthodes de provisionnement sur des données arrêtées quelques exercices avant et de comparer les valeurs obtenues avec les valeurs réelles.

De plus, les méthodes de provisionnement classiques nécessitent d'avoir des données homogènes. On peut alors faire la distinction entre les sinistres attritionnels, qui sont récurrents et sur lesquels on peut donc appliquer les méthodes standards, et les sinistres de pointe qui devront être modélisés différemment.

Mots Clés : Provisionnement - Assurance santé – Modèle Linéaire Généralisé
– Assurance Mobilité - Chain Ladder - Mack- Bootstrap

In response of the increasing of the number of french people who move abroad, a lot of insurance companies sell health mobility service. It is the case of April International Expat which offer this kind of products. As insurance product, reserves for claim payable have to be settled. There are several reserving method which are usually used in non life insurance. First of them are deterministic, among them we can find Chain Ladder method, autoregressive methods, factorial method and methods based on loss ratios. Then appeared stochastic methods wich permit to estimate the forecast errors. Some of them fulfil deterministic methods, it is the case of Mack model. Others uses generalized linear model. While the latter use resampling techniques like bootstrap. All these methods depend of the kind of data we have. So a portfolio study is necessary in order to settle the reserving. We can also segment data in different perimeters in order to optimize the reserving. To check our reserving, Back-testing method can be settled. This method consist on the application of reserving method on the data stopped several exercices before in order to compare estimed values and actual values. Moreover, reserving method need to have consistent data. So we can distinct attritional claims and large claims.

Keywords : Reserving-Health insurance- Generalized Linear Model- Mobility Insurance- Chain Ladder- Mack- Bootstrap

Avant de commencer ce mémoire je tenais à remercier toutes les personnes qui m'ont apporté leur aide et leur soutien dans la rédaction de celui-ci.

Tout d'abord je remercie Jerome Puthod, Actuaire souscription au sein d'Axéria Prévoyance, mon tuteur en entreprise pour sa disponibilité, son expérience et toutes les connaissances qu'il a su me transmettre.

Je remercie également le reste du service souscription et plus particulièrement Rémi Astier et Mathieu Michel qui m'ont apporté leurs conseils lors de mes différents questionnements actuariels.

Je tiens également à remercier tout le personnel d'Axéria Prévoyance, et en particulier Catherine Pigeon, pour leur accueil au sein de leur quotidien.

Je remercie aussi ma compagne et ma famille pour m'avoir supporté lors de la rédaction de ce mémoire et pour leur relecture.

Enfin je remercie toute l'équipe professorale de l'ISFA pour leurs enseignements et plus particulièrement Anne Eyraud Loisel, ma tutrice académique, pour l'encadrement de ce mémoire.

Table des matières

1	Présentation de la protection sociale	5
1.1	La protection sociale en France	5
1.1.1	Régimes Obligatoires	6
1.1.2	Les Régimes complémentaires	8
1.2	Fonctionnement de la protection sociale pour les français à l'étranger	10
1.2.1	Différence entre le détachement et l'expatriation	11
1.2.2	La Caisse des Français à l'Etranger (CFE)	13
1.2.3	Les complémentaires	17
1.2.4	Les produits mobilités vendus par le Groupe April	18
2	Présentation du portefeuille et des méthodes classiques de provisionnement	20
2.1	Les Provisions	23
2.2	Les notations	24
2.3	Les méthodes déterministes	26
2.3.1	Chain Ladder	26
2.3.2	Les méthodes autorégressives	31
2.3.3	Les modèles factoriels	33
2.3.4	La méthode du Coût Moyen	36
2.3.5	Les méthodes basées sur les loss ratios	37
2.3.6	Les méthodes utilisant les cadences de règlement	41
2.3.7	La méthode Projected Case Estimate	42
2.3.8	Résultats des méthodes déterministes	43
2.3.9	Vérification des méthodes	44
2.3.10	Conclusion sur les méthodes déterministes	45
2.4	Les méthodes stochastiques	46
2.4.1	Le bootstrap	46
2.4.2	Méthode de Mack	48
2.4.3	Les Modèles Linéaires	50

2.4.4	Conclusion sur le provisionnement sur les trois périmètres	53
2.5	Le provisionnement sur les six sous périmètres	54
2.5.1	Chain Ladder	56
2.5.2	Les méthodes autorégressives	60
2.5.3	Les méthodes factorielles	62
2.5.4	La méthode des loss ratios	63
2.5.5	Résultats des méthodes déterministes avec la segmentation en six périmètres	64
2.5.6	Vérification des méthodes	64
2.5.7	Les méthodes stochastiques	68
2.5.8	Conclusion sur le provisionnement sur les six périmètres	69
3	Méthodes prenant en compte les particularités de l'assurance mobilité	70
3.1	Provisionnement des sinistres attritionnels	71
3.1.1	Résultats des méthodes déterministes sur les triangles écrêtés	72
3.1.2	Back-testing des méthodes déterministes	73
3.1.3	Méthode du bootstrap sur les triangles écrêtés	75
3.1.4	Méthode de Mack sur les triangles écrêtés	75
3.2	Modélisation des sinistres de pointe	76
3.2.1	Modélisation de la fréquence des sinistres de pointe	76
3.2.2	Modélisation de la sévérité des sinistres de pointe	77
3.2.3	Synthèse pour nos trois portefeuilles	83
3.2.4	Mise en place des simulations	83
3.2.5	Vérification du provisionnement des sinistres de pointe	84
3.3	Conclusion du provisionnement avec écrêtement	86
A	Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour la segmentation Direct/Reass/Asia	91
B	Résultats détaillés du Back-testing pour la segmentation Direct/Reass/Asia	93
C	Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour la segmentation en six périmètres	97

D Résultats détaillés du Back-testing pour la segmentation en six périmètres	101
E Graphes de validation de la méthode Chain Ladder pour les triangles écrêtés	108
F Estimations des facteurs de développement des méthodes de Chain Ladder standard et pondéré sur les triangles écrêtés	110
G Estimations des facteurs de développement pour la méthode autorégressive sur les triangles écrêtés	111
H Valeurs des loss ratios et estimations des paramètres dans la méthode de De Vylder appliquée sur les triangles écrêtés	113
I Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour les périmètres écrêtés	115
J Résultats détaillés du Back-testing appliqué aux périmètres écrêtés	117

Introduction

De plus en plus de français partent à l'étranger dans le cadre de leur travail, pour leurs études ou bien pour voyager et dans la plupart des cas, ils ne dépendent plus du système de santé français. Cependant les systèmes de santé étrangers diffèrent beaucoup de celui que nous avons en France. En effet, dans des pays comme les Etats-Unis, le montant d'une visite chez le médecin est très largement supérieur à celui pratiqué en France. Pour substituer l'absence de sécurité sociale, la "Caisse des Français à l'Etranger" a été créée. Cependant, tout comme la sécurité sociale en France, il ne suffit pas à couvrir toutes les dépenses. De ce fait, les organismes d'assurance ont mis en vente des produits de complémentaire à destination de cette catégorie de personnes. Il s'agit de l'assurance mobilité.

Ce type d'assurance fonctionne, comme tous les autres types, avec un cycle de production inversé. De ce fait, le poste des provisions a une importance primordiale dans son bilan. Dans ce mémoire, nous nous intéresserons plus particulièrement aux provisions pour sinistres à payer. Nous nous intéresserons à la recherche de la meilleure méthode de provisionnement à mettre en place sur un produit d'assurance Santé mobilité.

Dans une première partie, nous verrons le fonctionnement du système de santé en France. Puis nous parlerons de la protection sociale pour les français qui résident à l'étranger. Dans une seconde partie, nous détaillerons les méthodes de provisionnement qui sont fréquemment utilisées en Assurance Non Vie. Enfin, nous finirons par une étude préalable du portefeuille des produits commercialisés par April International Expat. Pour cela, nous appliquerons les méthodes de provisionnement vues dans la partie précédente en cherchant à segmenter le portefeuille afin d'optimiser les résultats.

Chapitre 1

Présentation de la protection sociale

La protection sociale peut être définie comme étant l'ensemble des différentes actions qui permettent aux personnes de faire face aux aléas financiers engendrés par les risques sociaux.

Pour ce qui est du domaine de l'assurance, on peut extraire deux grandes catégories : la Prévoyance et la Santé. La Prévoyance est en lien avec des risques longs tandis que la Santé concerne des risques courts. La gestion et l'appréhension de ces risques sont donc différentes.

Nous allons voir dans un premier temps son fonctionnement en France puis nous verrons les spécificités qui s'appliquent pour les français qui sont basés à l'étranger.

1.1 La protection sociale en France

En France on retrouve deux grands segments de la Protection Sociale :

- Les Régimes Obligatoires (avec essentiellement la Sécurité Sociale)
- Les Régimes Complémentaires (individuels ou collectifs)

1.1.1 Régimes Obligatoires

On peut distinguer plusieurs régimes :

- Le Régime Général des salariés (qui concerne 80% de la population)
- Le Régime Agricole
- Le Régime des travailleurs non-salariés et non agricoles (artisans, commerçants, libéraux...)
- La fonction publique

Sécurité sociale

La sécurité sociale telle que nous la connaissons date de 1945. Elle a été créée à la suite de la Seconde Guerre Mondiale s'inspirant des modèles Anglais et Prussiens. La sécurité sociale se voulait Universelle, Uniforme et Unique, c'est-à-dire couvrir l'ensemble de la population de manière équitable avec une gestion par une seule unité administrative.

Domaines d'intervention La Sécurité sociale intervient dans les Domaines suivant :

- Assurance Maladie (frais de santé et arrêt de travail)
- Assurance Maternité
- Assurance Invalidité (qui correspond à l'arrêt de travail consolidé)
- Assurance Vieillesse (pension retraite)
- Assurance Décès
- Assurance ATMP(Accidents de Travail, Maladies Professionnelles)

La plupart de ces domaines concerne des prestations en espèces mise à part l'Assurance Maladie pour laquelle les prestations sont en nature avec le remboursement des frais de santé.

En 1967, il a été décidé de réorganiser de manière fonctionnelle ces domaines d'interventions en quatre branches :

- Maladie (frais de soins, maternité/paternité, Décès, Arrêts de travail)
- Accidents de Travail et Maladies Professionnelles
- Vieillesse/Veuve
- Famille (Handicap, RSA...)

Remboursement en santé

Voici un peu de vocabulaire pour comprendre la méthode de remboursement des frais de santé :

- Les Frais Réels (FR) : il s'agit du montant que l'assuré a payé pour ses soins.
- La Base de Remboursement (BR) : elle correspond à l'assiette sur laquelle va reposer le calcul du remboursement de la Sécurité Sociale.
- Le dépassement qui correspond à la différence entre les Frais Réels et la Base de Remboursement.
- Le taux de remboursement sur la Base de Remboursement pour obtenir le Remboursement Sécurité Sociale (RSS).
- Le Ticket Modérateur (TM), c'est la différence entre la BR et le RSS.

Pour le calcul de la Base de Remboursement, il y a un codage avec 6 nomenclatures :

- Nomenclature Générale des Actes Professionnels (NGAP)
- Classification Commune des Actes Médicaux (CCAM)
- Tarification A l'Activité (T2A)
- Nomenclature des Actes de Biologie Médicale (NABM)
- Base des médicaments
- Listes des Produits et Prestations (LPP)

Pour ce qui est du taux de remboursement, chaque acte possède un taux spécifique. Par exemple :

- Honoraires : 70%
- Optique : 60%
- Dentaires : 70%
- Hospitalisation : 80%

1.1.2 Les Régimes complémentaires

Les différentes familles d'assureurs

Il existe trois grandes familles d'assureurs qui proposent des contrats complémentaires, avec chacune des structures juridiques différentes.

Les Mutuelles

Elles sont apparues juste après la fin de la Seconde Guerre Mondiale. Elles sont régies par l'article L111-1 du Code de la Mutualité. Elles sont à but non lucratif et sont financées essentiellement par les cotisations de leurs membres. Ce sont d'ailleurs leurs adhérents qui les contrôlent.

Leurs activités se situent essentiellement en santé collective. Dans les années 80, on estimait à 7 500 le nombre de mutuelles en France. En 2010, le nombre a été divisé par 10, et dans le futur il va encore diminuer avec le

contexte de Solvabilité II et l'ANI.

Les Institutions de Prévoyance

Elles sont régies par l'article L931-1 du Code de la Sécurité sociale. Tout comme les mutuelles, elles sont à but non lucratif. Ce sont des organismes paritaires.

Leurs activités se situent essentiellement en Prévoyance collective. En effet, elles sont souvent rattachées à une convention collective ou alors à un secteur d'activité.

Les Sociétés d'Assurance

Comme leur nom l'indique, elles sont régies par le Code des Assurances. On peut les retrouver soit sous la forme de sociétés anonymes avec un statut de société commerciale, soit sous la forme de sociétés d'assurances mutuelles. Ces dernières sont des sociétés à but non lucratif. Elles étaient plus présentes sur le marché de l'individuel mais se dirigent de plus en plus vers le collectif au vu de l'actualité.

Pour terminer cette partie, voici un graphique représentant la répartition en fréquence des organismes complémentaires santé selon les différents acteurs en 2012.

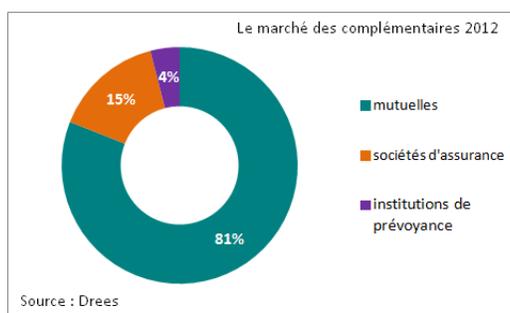


FIGURE 1.1 – Répartition des organismes complémentaires

Rôle des organismes complémentaires

En Prévoyance La complémentaire va venir en complément des prestations fournies par le Régime Obligatoire. Par exemple, elle garantira un montant plus élevé pour le Capital Décès, les indemnités journalières (incapacité) ou les rentes (invalidité). Elle proposera également des durées de franchise et des durées de prestations différentes.

En Santé Etant donné que le Régime Général ne rembourse qu'une partie des frais de santé dépensés par l'assuré, les complémentaires santés vont venir compléter le remboursement sans excéder les frais réels.

En effet, la complémentaire pourra prendre en charge tout ou partie du ticket modérateur et des dépassements d'honoraires, ceux-ci n'étant jamais pris en charge par le Régime Obligatoire. Ensuite, de manière générale, les complémentaires ne prennent pas en charge les frais qui ne sont pas remboursés par le Régime Obligatoire. Néanmoins, dans certains cas elles peuvent proposer des forfaits de remboursement pour ce type de dépenses.

Enfin, la plupart du temps, le montant que les complémentaires pourront rembourser sera exprimé en pourcentage de la Base de Remboursement.

1.2 Fonctionnement de la protection sociale pour les français à l'étranger

Le système de protection sociale que nous avons vu dans la partie précédente ne concerne que les citoyens qui résident sur le territoire français. Ainsi, si une personne doit quitter le pays pour une certaine durée, elle ne bénéficiera plus de ces droits.

On peut penser que ce cas ne concerne que très peu de personnes. Or, de plus en plus de français quittent le territoire. En effet, au 31 décembre 2013, il y avait 1,6 millions de français enregistrés à l'étranger. Ce nombre a subi

une augmentation de 15% en cinq ans.

La majeure partie de cette population qui s'exile est composée des catégories de personnes suivantes :

- Les étudiants
- Les jeunes diplômés
- Les cadres
- Les seniors
- Les exilés fiscaux

Ces personnes auront des possibilités différentes de s'assurer selon leur catégorie.

Avant d'aller plus loin, il est intéressant de préciser une notion qui peut paraître vague dans l'esprit des gens mais qui a son importance dans le milieu assurantiel. Il s'agit de la distinction entre les termes « expatriés » et « détachés », la première notion n'existe pas dans le code du travail mais uniquement dans le Code de la sécurité sociale. En effet, les personnes qui partent travailler à l'étranger ont l'un des deux statuts et leur couverture est alors différente.

1.2.1 Différence entre le détachement et l'expatriation

Le Détachement.

Pour pouvoir avoir le statut de détaché, les conditions sont les suivantes :

- Etre recruté et percevoir un salaire en France
- L'employeur doit avoir son siège social en France
- La durée du déplacement doit être déterminée
- L'employeur doit verser à la sécurité sociale des cotisations sur le salaire de la personne concernée

Une personne détachée reste dans le cadre administratif, juridique, fiscal et social français. Ainsi, comme la domiciliation fiscale est en France, la personne devra toujours payer des impôts à l'Etat français.

Cependant, les congés et les jours fériés dépendent des particularités locales.

Comme il a été dit précédemment, la durée de détachement est limitée dans le temps. Cette limite dépend de la destination de la personne :

- Si la personne part dans un pays membre de l’Union Européenne, la durée ne pourra excéder 24 mois sauf dérogation spéciale.
- Si la personne part pour la Suisse ou un pays membre de l’AELE (Norvège, Islande, Liechtenstein), la durée est limitée à 12 mois, mais celle-ci peut être renouvelée une fois.
- Si la personne part dans un pays qui a signé une convention avec la France, la durée de son détachement pourra varier entre 6 mois et 5 ans.
- Si la personne part dans un pays non signataire, la durée de détachement est fixée à 3 ans, renouvelable une fois.

Quant à la méthode du décompte de cette durée de détachement, les séjours en France n’interrompent pas le décompte, quel qu’en soit le motif. De plus, dans le cas où le détachement donne lieu à des missions dans d’autres pays, celles-ci seront considérées comme ayant lieu dans le pays d’affectation.

Les prestations, quant à elles, diffèrent selon leur type et le pays de destination.

Pour les prestations en nature, c’est-à-dire les soins maladies, la maternité et les arrêts de travail, si le pays de destination se situe dans l’union européenne ou un pays ayant une convention avec la France, alors les prestations seront allouées par la caisse du pays d’accueil. Dans le cas d’un autre pays, les prestations seront calculées sur les bases des tarifs plafonds utilisés en France.

Pour les allocations familiales, si la famille reste en France, et que le pays se situe dans l’union européenne ou lié à une convention alors la plupart des allocations sont maintenues. Par contre en cas de départ dans un autre pays toutes les allocations sont suspendues.

Enfin, pour l’assurance chômage, la protection reste la même qu’en France.

L'expatriation

Une personne est considérée comme expatriée si elle se situe dans un des cas suivants :

- l'employeur n'a pas voulu opter pour un statut de détachement.
- la durée du séjour est supérieure aux limites imposées par le détachement.
- l'employeur est étranger
- la société est une filiale étrangère d'une société française.
- la mission, qui était un détachement à la base, a dépassé les limites imposées.

Dans le cas d'une expatriation, la personne quitte le système administratif français. Elle est alors soumise au régime local de protection sociale, dans le cas où il en existe un. En effet, la protection sociale du pays d'expatriation s'applique de plein droit. L'expatrié devra payer les mêmes cotisations et aura les mêmes droits que les ressortissants du pays.

Par ailleurs, l'expatrié a aussi le droit d'adhérer à une assurance volontaire auprès de la Caisse des Français à l'Etranger, plus communément appelé CFE. Nous reviendrons plus en détails sur cette entité dans la partie suivante. Enfin, la personne aura également le choix de souscrire un contrat avec un autre régime privé d'assurance en complément ou en substitution de la CFE.

Ainsi, on peut déduire du paragraphe précédent que selon le choix pour lequel l'entreprise aura opté, l'expatrié percevra des prestations différentes, mais il n'aura plus aucun droit de la part de la sécurité sociale.

1.2.2 La Caisse des Français à l'Etranger (CFE)

Présentation

Dans cette partie, nous allons faire une petite présentation de la CFE qui a pour objectif d'assurer et de protéger les français qui partent à l'étranger afin de leur garantir une protection sociale identique à celle dont ils bénéficient en France.

En effet, dans certains pays il est nécessaire d'être attentif en termes

de prévention santé. Ainsi, la CFE rembourse certains vaccins et certains médicaments qui ne sont pas pris en charge en France mais qui sont indispensables pour les assurés.

Ce sont les autorités publiques qui définissent les règles que doit suivre la CFE. C'est dans le code de la sécurité sociale que sont établis, à travers des lois et des décrets, les niveaux de cotisations, le contenu des prestations, les conditions d'adhésion et de radiation ainsi que les droits des assurés.

Les personnes qui travaillent en France sont automatiquement intégrées dans un système de droits sociaux. Cependant, dès qu'une personne s'expatrie elle quitte les régimes sociaux et s'expose à des pertes de droits. C'est notamment le cas dans les pays qui n'ont pas signé de convention avec la France. Une adhésion à la CFE permettra alors d'éviter ce problème. En effet, la CFE possède un rôle de coordinatrice avec les régimes obligatoires français. La CFE assure une continuité des droits lors du départ mais également lors du retour en France.

Les risques couverts

La CFE couvre trois types de risques :

- Maternité/Maladie : cette couverture s'adresse aux étudiants, aux salariés, aux travailleurs non-salariés et aux retraités. Celle-ci peut se compléter par la couverture pour le risque invalidité pour les personnes salariées.
- Accidents de Travail et Maladies Professionnelles : elles concernent uniquement les salariés. Les prestations seront les mêmes que celles prévues dans le régime général en France.
- Vieillesse : il s'agit de la retraite de base de la sécurité sociale.

Les personnes concernées

Les personnes ayant un statut étudiant ou salarié à l'étranger peuvent souscrire un contrat à la CFE. Cependant, pour pouvoir adhérer, la personne doit remplir trois conditions :

- Il faut être de nationalité française ou d'un autre Etat membre de l'EEE

(y compris la Suisse)

- La personne doit avoir été affiliée à un régime français de sécurité sociale
- Il faut résider à l'étranger (ainsi les personnes habitant en France mais travaillant à l'étranger ne sont pas concernées)

Les ayants droit bénéficient automatiquement des mêmes droits qu'ils accompagnent l'assuré à l'étranger ou qu'ils restent en France. La notion d'ayant droit est la même que pour la sécurité sociale en France.

Précisions sur l'adhésion

La personne peut adhérer avant ou pendant son séjour. Cependant, il est plus intéressant de procéder à l'adhésion avant le départ car la couverture ne commencera qu'au début du mois suivant l'adhésion. De plus, un délai de carence est appliqué pour les prestations si la personne souscrit plus de trois mois après son arrivée à l'étranger.

Enfin, si une personne attend plus de 2 ans avant de souscrire un contrat auprès de la CFE, des droits d'entrée pourront lui être demandés si elle est âgée de plus de 35 ans.

Le montant de la cotisation dépendra du statut de la personne, de son âge et du nombre de risques souscrits.

Remboursement des prestations

Il existe deux modes de remboursement :

- Soit par virement sur un compte bancaire ou postal, en France ou à l'étranger.
- Soit par mandat international

Pour pouvoir être remboursé, la personne doit être à jour de ses cotisations au moment de la date des soins.

L'offre spéciale étudiants

La CFE a conclu un partenariat avec la mutuelle étudiante LMDE afin d'aider les étudiants dans leurs poursuites d'études à l'étranger. Elle a mis en place une offre qui s'appelle Etud'Expat qui inclut une assistance téléphonique et une assistance rapatriement. Ce contrat propose également des remboursements qui varient en fonction du pays d'accueil.

Ce produit propose des tarifs avantageux, ce qui peut être intéressant pour les étudiants. De plus, il n'y a pas de questionnaire médical à l'adhésion, ce qui facilite l'accès aux soins.

La CFE a également passé un partenariat avec les Compagnons du Devoir qui permet aux jeunes envoyés à l'étranger de bénéficier de la couverture santé de base aux mêmes conditions qu'en France.

Le retour en France

Comme il a été dit précédemment, la CFE a l'avantage de faciliter le retour en France en permettant une continuité des droits. En effet, en cas de retour sur le sol français avec reprise d'activité, la nouvelle caisse d'affiliation assure la continuité de la couverture sociale. Sinon, la CFE maintient pendant trois mois maximum les droits aux prestations d'assurance maladie.

Avantages et limites de la CFE

Tout d'abord, la CFE peut, en cas d'accord de tiers payant, faire l'avance des frais en cas d'hospitalisation. De plus, la CFE assure la coordination avec le régime général.

Cependant, le principal inconvénient de la CFE est qu'il s'agit d'une assurance de base qui s'appuie sur la limite des tarifs applicables en France. Or, le montant des prestations dans certains pays comme les Etats Unis est largement supérieur à ceux pratiqués en France. Ainsi, la CFE s'avérera alors insuffisante. De même, les garanties telles que le rapatriement ou la responsabilité civile ne sont pas couvertes par la CFE. Ce point nous amène à nous questionner sur l'utilité des assurances complémentaires qui semblent essentielles.

1.2.3 Les complémentaires

Comme nous l'avons vu précédemment, la sécurité sociale et la CFE ne couvrent pas tous les frais de santé des expatriés et des détachés lors de leurs séjours à l'étranger. Ainsi, une complémentaire peut s'avérer indispensable. Une couverture auprès d'une assurance complémentaire peut être conclue à l'initiative de l'employeur, ou bien de l'employé lui-même.

Deux catégories de personnes peuvent souscrire ce type de contrats complémentaires :

- Les Français ou ressortissants d'un pays membre de l'UE et résidant à l'étranger, hors de leur pays d'origine
- Les personnes résidant en France dans le cadre d'un séjour court ou long et qui ne sont pas assujettis à un régime obligatoire de sécurité sociale

Les personnes bénéficiaires du contrat seront les assurés ainsi que leur famille si l'assuré le souhaite et le choisit dans son contrat.

Pour être complet, un contrat d'assurance complémentaire doit être constitué des éléments suivants :

- Le remboursement des frais de santé
- Une couverture pour le risque décès ou invalidité
- Des garanties arrêts de travail
- Une couverture assistance en cas de rapatriement
- Un assistanat médical et juridique

Il existe un grand nombre de sociétés qui commercialisent des produits complémentaires mobilité. Nous nous intéresserons dans la partie suivante aux produits vendus par le Groupe April.

1.2.4 Les produits mobilités vendus par le Groupe April

Le Groupe APRIL

Le groupe April a été fondé en 1988 par Bruno Rousset et Xavier Coquard qui avaient pour objectif de changer l'image de l'assurance. Il s'agit d'une entreprise qui propose des produits dans tous les domaines de l'assurance (Vie, Prévoyance, Santé et Dommage) aussi bien en individuel qu'en collectif. Il est implanté dans 37 pays dans le monde. Son chiffre d'affaire 2013 s'élève à 778.6 M euros.

April est un courtier grossiste en assurance leader dans son secteur qui propose ses produits à un réseau de courtiers et d'agents généraux indépendants.

Le groupe se divise en quatre grands pôles :

- POLE PREVOYANCE SANTE
- POLE DOMMAGES
- POLE PROTECTION ET SERVICES JURIDIQUES
- POLE INTERNATIONAL (MOBILITE/ASSISTANCE)

C'est dans le dernier pôle qu'on retrouve la filiale « April International Expat » (AIE) qui propose plusieurs produits à destination des personnes qui doivent partir à l'étranger, chaque produit étant spécialisé pour un type de personne.

Les produits

Voici un descriptif des principaux produits commercialisés par AIE.

Ambassade , c'est un produit de prévoyance et de Santé destiné aux expatriés de moins de 71 ans.

Crystal Studies , il est destiné aux étudiants pour des séjours de moins de un an.

Magellan , il concerne les personnes de moins de 75 ans qui partent en séjour à l'étranger pour une durée inférieure à un an.

Ulysse ,pour les personnes qui partent en voyage à l'étranger moins d'un mois.

Rubelles + , c'est le produit destiné aux expatriés de moins de 71 ans qui sont affiliés à la CFE ou les détachés de la sécurité sociale.

Welcome Cover , il est destiné aux personnes impatriés en France pour moins d'un an.

Euro Cover + , ce produit est quant à lui élargi pour les impatriés en France et dans les pays méditerranéens.

VisitAssur , concerne les voyageurs qui viennent en France.

Asia Expat Cover , est destiné aux personnes qui sont expatriées dans un pays d'Asie.

Maintenant que nous avons une meilleure vision de la protection sociale des français à l'étranger, on va pouvoir rentrer dans un domaine un peu plus technique avec le calcul des provisions de ce type de produit.

Chapitre 2

Présentation du portefeuille et des méthodes classiques de provisionnement

Les produits commercialisés par AIE sont des produits de prévoyance et de santé. Dans notre étude, nous avons décidé de ne prendre en compte que les sinistres santé. Nous avons donc pris le fichier des sinistres santé qui ont une survenance entre le 1er Janvier 2008 et le 30 Juin 2014. Le fichier avait 1 424 418 lignes pour un montant de 103 878 739 Euros.(chaque ligne correspondant à un acte de prestation).

Nous avons réalisé des études sur ce fichier grâce au logiciel SAS. Tous les tableaux que nous verrons dans cette partie sont des sorties SAS. Dans les tableaux, l'intitulé "fréquence" représente le nombre de sinistres, alors que l'intitulé "somme" correspond au montant des sinistres.

Voici la répartition des sinistres par produit :

	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE
produit	Fréquence	% de la fréquence totale	Somme	% de la somme totale
APRIL Mission Global	30	0,00	28 394	0,03
APRIL Mission Initial	11	0,00	4 930	0,00
APRIL Mission Tempo	18	0,00	1 265	0,00
APRIL_Expat	10 551	0,74	748 536	0,72
Alizé	40 345	2,83	987 049	0,95
Ambassade	136 567	9,59	19 671 336	18,94
Ambassade AG	55 682	3,91	9 377 854	9,03
Ambassade NG	127 124	8,92	13 205 781	12,71
Asia_Expat	28 774	2,02	8 851 819	8,52
Asia_Expat_cover	20	0,00	2 464	0,00
Asia_Expat_plus	235	0,02	62 462	0,06
CSE	901	0,06	20 414	0,02
Cover+ AG	14 937	1,05	1 431 591	1,38
Crystal Studies	36	0,00	1 067	0,00
Crystal Studies expatrio	29 370	2,06	3 165 935	3,05
Crystal Studies impatrio	11 611	0,82	614 345	0,59
Eurocover	62 195	4,37	6 435 210	6,19
Expat_1er	19 666	1,38	2 435 390	2,34
Global Santé Mission	6	0,00	1 120	0,00
Magellan	42 343	2,97	3 779 605	3,64
Neds	264 121	18,54	4 747 278	4,57
Pack PVT	11 430	0,80	572 256	0,55
Rubelle	143 310	10,06	7 730 686	7,44
Rubelle AG	189 858	13,33	9 103 728	8,76
Rubelle NG	218 607	15,35	9 390 180	9,04
Santé Mission Internationale	9	0,00	5 645	0,01
VisitAssur	4 292	0,30	755 058	0,73
Welcome cover	12 369	0,87	747 342	0,72
Total	1 424 418	100	103 878 739	100

FIGURE 2.1 – Répartition des sinistres par produit

Les sinistres sont répartis inégalement entre les différents produits. On voit également que ce ne sont pas les produits avec le plus de sinistres en nombres qui engendrent les montants de sinistres les plus élevés et inversement.

Nous avons ensuite regardé la répartition des sinistres entre les produits assurés par Axéria Prévoyance (représentés par la catégorie que nous nommerons direct) et les produits réassurés par Axéria Prévoyance (représentés par la catégorie Réassurance) :

	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE
	Fréquence	% de la fréquence totale	Somme	% de la somme totale
Reass Direct				
Direct	669 767	47,02	51 441 305	49,52
Reassurance	754 651	52,98	52 437 434	50,48
Total	1 424 418	100	103 878 739	100

FIGURE 2.2 – Répartition des sinistres en deux périmètres

Même si on avait une répartition hétéroclite au niveau des produits, les sinistres semblent être répartis de manière homogène, en fréquence et en montant, lorsqu'on les regroupe par niveau d'assurance.

Cependant, il s'avère que c'est un autre centre de gestion qui s'occupe des produits Asia Expat, qui font partie de la catégorie Direct. Nous supposons donc que le traitement des sinistres sera donc également différent. Nous avons alors regardé le délai moyen(en jours) entre la survenance et le règlement selon la catégorie.

	délai
Categorie	
Asia	117.07
Direct	71.04
Reassurance	93.1
Total	83.67

FIGURE 2.3 – Délai moyen entre la survenance du sinistre et son règlement

On observe bien des délais différents selon la catégorie. Nous allons donc segmenter notre portefeuille selon ses 3 catégories pour appliquer les méthodes de provisionnement.

Nous avons enfin regardé la répartition des sinistres selon ces 3 catégories.

	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE
	Fréquence	% de la fréquence totale	Somme	% de la somme totale
Categorie				
Asia	29 029	2,04	8 916 745	8,58
Direct	640 738	44,98	42 524 560	40,94
Reassurance	754 651	52,98	52 437 434	50,48
Total	1 424 418	100	103 878 739	100

FIGURE 2.4 – Répartition des sinistres en trois périmètres

Les sinistres du périmètre Asia ne représentent que 2% du nombre total de sinistres. Cependant, leur coût représente 8% du montant total. On peut donc en déduire que les sinistres de ces produits ont des coûts très élevés.

Maintenant que nous avons un meilleur aperçu du fichier des sinistres, nous pouvons nous intéresser au provisionnement.

2.1 Les Provisions

Dans le domaine de l'assurance, les provisions jouent un rôle primordial, où elles peuvent représenter les 2/3 du bilan selon le type de produit. C'est pourquoi la manière de calculer les provisions est très importante. Il existe plusieurs types de provisions à constituer, ceux-ci peuvent différer selon qu'on soit en assurance vie ou en assurance non-vie. En effet, comme ces dernières ne sont pas gérées de la même manière, elles n'auront pas besoin des mêmes provisions.

Le type de provisions qui nous intéresse ici est celui qui concerne les sinistres à payer. Il s'agit d'un des postes de provisionnement les plus importants. Ce poste représente la moitié du bilan d'une compagnie d'assurance non vie. L'obligation de constituer ce type de provisions est réglementaire. En effet, ce point est retranscrit dans l'article R331 du code des assurances, qui affirme que les provisions doivent être suffisantes pour faire face au règlement total des engagements pris envers les personnes ayant souscrit un contrat d'assurance. Dans les lois, il est également stipulé que la compagnie doit constituer les provisions techniques pour chaque exercice et que ces provisions doivent être nettes de recours mais brutes de réassurances. Les provisions pour sinistres peuvent être séparées en deux catégories. La première concerne les sinistres qui ont été déclarés à la compagnie mais qui ne sont pas encore totalement payés au moment de l'inventaire. Ce type de sinistres concerne essentiellement les branches d'assurance dites « longues ». Dans cette catégorie, les sinistres sont provisionnés par la méthode « dossier-dossier », c'est-à-dire qu'on étudie les sinistres ligne à ligne pour savoir le montant qu'il reste encore à payer. Dans la seconde catégorie, on retrouve les sinistres qui sont survenus avant le moment de l'inventaire mais qui n'ont pas encore été déclarés à la compagnie. Etant donné le fait que pour être assurable, un risque doit être aléatoire, on ne peut pas prévoir à l'avance le montant exact

de ces sinistres.

Par conséquent, il est nécessaire de mettre en place des méthodes de provisionnement qui nous permettront d'approcher le plus possible la réalité. Au départ, on utilisait des méthodes prospectives. Depuis 1991, des méthodes statistiques reposant sur les données historiques de la sinistralité ont émergé. Cependant, un certain nombre de conditions doivent être remplies afin de pouvoir utiliser les méthodes statistiques. On reviendra en détails sur ces méthodes dans la suite de ce chapitre.

Nous avons décidé, dans un premier temps, de segmenter notre portefeuille en trois périmètres : Direct/Réassurance/Asia.

Nous avons également choisi de travailler sur des données trimestrielles pour des raisons d'optimalité. En effet, travailler avec un pas annuel nous donnerait des petits tableaux, donc un petit échantillon pour travailler. A l'inverse travailler avec des données mensuelles nous donnerait des grandes bases de données mais dans lesquels les méthodes sont moins stables.

2.2 Les notations

Afin de faciliter la compréhension de la suite du mémoire, nous allons définir ici les notations qui seront utilisées.

Les techniques de provisions font appel à des quantités de natures diverses.

En effet, on utilisera :

- Les montants de sinistres payés
- Les primes émises
- Le nombre de sinistres
- Les loss ratios

Dans la suite, ces quantités seront rattachées à des exercices qui peuvent être des mois, des trimestres ou bien des années.

On notera :

- n : le nombre d'exercices étudiés
- i : la période d'origine, $i=0 \dots n$
- j : le délai de développement, $j=0 \dots n$ (il s'agit du délai entre la surveillance et le paiement d'un sinistre)

La plupart des méthodes classiques de provisionnement s'appuie sur des triangles de développement. Un triangle de développement est un tableau à double entrée où seul le triangle supérieur est rempli. Les lignes du tableau correspondent aux périodes d'origine de nos sinistres et les colonnes aux périodes de développement. On notera $X_{i,j}$, l'élément qui se trouve à la ligne numéro i et à la colonne numéro j . Cette valeur correspond à la sinistralité survenue durant l'exercice i et payée j exercices après. Ce triangle sera appelé triangle des paiements incrémentaux.

On peut également construire le triangle des paiements cumulés à partir de ce premier triangle. Le terme général de ce triangle qu'on notera $C_{i,j}$ sera calculé par la formule $C_{i,j} = \sum_{k=0}^j (X_{i,k})$. Il représentera la sinistralité survenue pendant l'exercice i et payé pendant les j périodes suivantes. Dans ce triangle, les valeurs qui se trouvent sur la diagonale correspondent au montant total des paiements réalisés depuis la date de survenance.

C'est sur ces tableaux que sont basées les méthodes de provisionnement classiques. L'objectif des méthodes de provisionnement est d'estimer la dernière colonne du tableau. En effet, on appellera charge ultime de l'exercice i , la valeur située dans la dernière colonne. On la notera S_i , c'est-à-dire que nous avons $S_i = C_{i,n}$. Une fois la charge ultime estimée, on va pouvoir calculer la provision rattachée à l'exercice d'origine i en faisant la différence entre la charge ultime et le montant qui a déjà été payé à la date de l'étude (c'est-à-dire l'élément qui se trouve sur la diagonale et sur la ligne i).

On notera R_i le montant des provisions pour la période de survenance i . On aura alors la relation suivante : $R_i = S_i - C_{i,n-i}$. Enfin, on va pouvoir calculer le montant total des provisions, qu'on notera R , en sommant les provisions par chaque exercice de survenance :

$$R = \sum_{i=0}^n (R_i)$$

On appelle facteur de développement $f_{i,j}$, le facteur multiplicatif qui permet de passer du montant $C_{i,j}$ au montant $C_{i,j+1}$. On a donc $C_{i,j+1} = f_{i,j} \cdot C_{i,j}$.

A l'inverse, on appelle cadence de paiement $p_{i,j}$ la part de la charge totale qui a été payée au bout de j exercices :

$$p_{i,j} = C_{i,j} / S_i$$

Ces deux dernières valeurs sont reliées. En effet, nous avons les relations suivantes :

$$f_{i,j} = \frac{p_{i,j+1}}{p_{i,j}} \quad p_{i,j} = \frac{1}{\prod_{k=j}^{n-1} (f_{i,k})}$$

Enfin, on peut utiliser ces valeurs dans les formules de calcul de provisions, nous obtenons alors :

$$R_i = \frac{1-p_{i,n-i}}{p_{i,n-i}} * C_{i,n-i} = (\prod_{k=n-i}^{n-1} f_{i,k} - 1) * C_{i,n-i}$$

Maintenant que nous avons fixé les notations importantes, nous allons pouvoir commencer à parler des méthodes utilisées dans le provisionnement. Nous commencerons par parler des méthodes dites déterministes avant de parler de méthodes stochastiques.

2.3 Les méthodes déterministes

2.3.1 Chain Ladder

La méthode

La méthode de Chain Ladder est la plus ancienne mais la plus utilisée. Cette méthode est apparue dans les années 1930. On la retrouve pour la première fois dans un article scientifique en 1938, dans la thèse de doctorat d'Eugène Astesan. Cette méthode peut être utilisée sur le triangle des paiements incrémentaux mais également sur le triangle des paiements cumulés.

L'idée principale de cette méthode est l'hypothèse selon laquelle les facteurs de développement sont indépendants de l'exercice d'origine. C'est-à-dire que pour tout i il existe f_j tel que $C_{j+1} = f_j.C_j$. Ainsi la condition indispensable pour utiliser cette méthode est la nécessité d'avoir un portefeuille grand, homogène et sans valeurs extrêmes.

Dans la forme standard de la méthode Chain Ladder, les facteurs de développement $(f_j)_{j=0..n}$ sont estimés avec la formule suivante :

$$f_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j} (C_{i,j+1})}{\sum_{i=0}^{n-j} (C_{i,j})}$$

Ainsi, une fois que l'on a calculé les facteurs de développement, on calcule les charges ultimes puis les provisions avec les formules que l'on a vu dans la partie précédente.

Il existe des méthodes de vérification que l'on peut mettre en œuvre afin de valider l'utilisation de cette méthode. Tout d'abord, afin de vérifier qu'il existe une relation de proportionnalité entre les paiements cumulés d'une année et ceux de la suivante, on peut tracer, pour chaque exercice de déroulement, les points $(C_{i,j}; C_{i,j+1})_{i=0..n-j}$. Cela permet de vérifier que ceux-ci forment approximativement une ligne droite passant par l'origine.

Le deuxième test de validation s'effectue à partir du triangle des facteurs de développement $(f_{i,j})$ défini dans la partie précédente. Il faut vérifier que, pour chaque exercice de déroulement, les éléments de la j-ème colonne sont sensiblement constants et proches du facteur de développement estimé f_j . Si tel n'était pas le cas, il faudrait prendre d'autres valeurs pour les $(f_j)_{j=0..n-1}$

Ainsi, afin de pallier le problème que peut relever la deuxième vérification, il existe d'autres méthodes qui dérivent de la méthode de Chain Ladder standard et qui se nomment « méthode de Chain Ladder Pondéré ». Ces dernières déterminent les facteurs de développement $(f_j)_{j=0..n-1}$ à partir des éléments de la j-ème colonne du triangle des facteurs grâce à la formule suivante :

$$f_j = \frac{\sum_{k=0}^{n-1} w_{i,k} * f_{i,k}}{\sum_{k=0}^{n-1} w_{i,k}}$$

où les $w_{i,j}$ correspondent à une pondération choisie en fonction des spécificités des $f_{i,j}$.

Plusieurs pondérations sont fréquemment utilisées. En voici une liste non exhaustive :

- La moyenne : $w_{i,k} = 1$ d'où $f_j = (\sum_{k=0}^{n-1} f_{i,k}) / n - j$
- La moyenne des m derniers, (ie $w_{i,k} = 1$ si $k \geq n-m$ et $w_{i,k} = 0$ sinon)
- Le dernier $f_j = f_{n-j-1, j}$
- $w_{i,k} = i + j - 1$
- $w_{i,k} = (i + j - 1)^2$
- $w_{i,k} = C_{i,k}$ qui revient à faire la méthode standard

Application

Pour mettre en place ces méthodes, nous avons utilisé le logiciel Excel. Dans le fichier, nous entrons le triangle des paiements incrémentaux dans un onglet. Ensuite, nous obtenons le triangle des paiements cumulés qui est construit ainsi que les réserves calculées pour chaque trimestre d'origine et enfin les graphes de validation de la méthode. Enfin, les facteurs de développement sont calculés. Voici les trois premiers graphes des $(C_{i,j}; C_{i,j+1})$ des trois périmètres :

Pour le périmètre Direct :

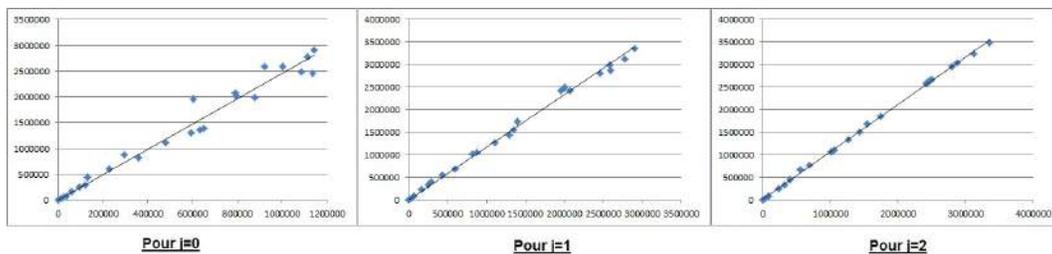


FIGURE 2.5 – Validation de l'hypothèse de proportionnalité (Direct)

Les points sont sensiblement alignés sur une droite passant par l'origine. On peut donc affirmer que l'hypothèse de proportionnalité est graphiquement vérifiée.

Pour le périmètre Réassurance :

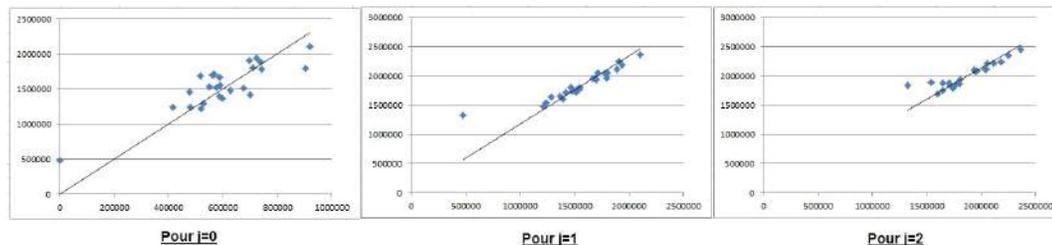


FIGURE 2.6 – Validation de l'hypothèse de proportionnalité (Réassurance)

Ici, pour $j=0$, les points ne sont pas alignés. Cependant à partir de $j=1$ les points commencent à s'aligner. On en déduit donc que l'hypothèse n'est pas totalement vérifiée.

Pour le périmètre Asia :

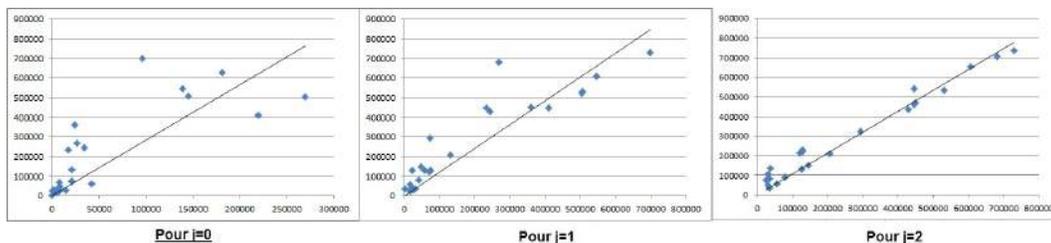


FIGURE 2.7 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité (Asia)

Sur ces graphes, pour $j=0$ et $j=1$, les points ne sont pas du tout alignés, on ne peut donc pas valider l’hypothèse de proportionnalité.

Afin de pouvoir comparer les résultats de toutes les méthodes, nous avons décidé d’afficher tous les résultats en même temps dans un tableau récapitulatif à la fin de la partie.

Nous avons ensuite appliqué les méthodes de Chain Ladder pondérées. Après avoir étudié le triangle des facteurs de développement $f_{i,j}$, nous avons décidé de prendre les pondérations suivantes :

- La moyenne : $w_{i,k} = 1$ d’où $f_j = (\sum_{k=0}^{n-1} f_{i,k})/n - j$
- Le dernier $f_j = f_{n-j-1,j}$
- $w_{i,k} = i + j - 1$
- $w_{i,k} = (i + j - 1)^2$

Ces pondérations ont l’avantage d’accorder plus d’importance aux dernières périodes.

Voici les tableaux qui récapitulent les valeurs des facteurs de développement pour chaque méthode et chaque périmètre :

DIRECT													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,471	1,177	1,060	1,027	1,016	1,004	1,007	1,002	1,002	1,001	1,001	1,000	1,000
moyenne	3,297	1,208	1,062	1,032	1,015	1,003	1,011	1,001	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000
pondere	2,560	1,190	1,063	1,029	1,015	1,004	1,009	1,001	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000
pondere^2	2,485	1,176	1,060	1,027	1,016	1,004	1,008	1,001	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000
dernier	2,286	1,155	1,054	1,018	1,039	1,003	1,001	1,000	1,000	1,003	1,000	1,000	1,000

REASSURANCE													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,582	1,186	1,073	1,031	1,018	1,009	1,005	1,003	1,002	1,004	1,001	1,000	1,000
moyenne	2,588	1,237	1,080	1,031	1,018	1,009	1,005	1,003	1,002	1,004	1,001	1,000	1,000
pondere	2,467	1,212	1,066	1,029	1,018	1,009	1,005	1,003	1,001	1,004	1,001	1,000	1,000
pondere^2	2,493	1,189	1,056	1,027	1,018	1,009	1,004	1,003	1,001	1,004	1,001	1,000	1,000
dernier	2,987	1,217	1,055	1,009	1,025	1,003	1,003	1,003	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

ASIA													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	3,816	1,428	1,145	1,050	1,023	1,040	1,014	1,012	1,007	1,004	1,002	1,001	1,000
moyenne	6,506	2,903	1,523	1,128	1,026	1,057	1,026	1,026	1,019	1,003	1,001	1,001	1,000
pondere	5,845	1,917	1,346	1,095	1,025	1,055	1,020	1,018	1,012	1,004	1,002	1,001	1,000
pondere^2	5,504	1,622	1,212	1,070	1,023	1,050	1,016	1,012	1,008	1,004	1,002	1,001	1,000
dernier	3,449	1,036	1,033	1,002	1,001	1,001	1,001	1,002	1,000	1,007	1,000	1,000	1,000

FIGURE 2.8 – Facteurs de développement pour les méthodes de Chain Ladder

Mis à part le périmètre Réassurance, les différentes méthodes donnent des facteurs assez volatiles. En effet pour le périmètre Direct, le premier facteur de développement varie de 2.2 à 3.2, tandis que pour le périmètre Asia, il varie de 3.4 à 6.5. Cela va donc engendrer des montants de réserves variables pour les périmètres Direct et Asia.

De plus, même si pour les périmètres Direct et Reass, les facteurs de développement se rapprochent de 1 à partir du 7eme exercice de développement, pour le périmètre Asia il faut attendre le 10eme exercice, cela reflète bien les différences de délai que nous avons pu observer dans l'étude préalable du fichier des sinistres.

Si lors de la première validation de la méthode de Chain Ladder, on obtient des lignes droites qui ne passent pas par l'origine, on pourrait poser l'hypothèse qu'il existe une relation affine entre $C_{i,j+1}$ et $C_{i,j}$. C'est le cas des méthodes autorégressives.

2.3.2 Les méthodes autorégressives

Les méthodes

La première de ces méthodes est la méthode London Chain. Elle a été créée par Benjamin et Eagles en 1986 pour le compte des Loyds. Cette méthode énonce la relation suivante :

$$C_{j+1} = f_j \cdot C_j + a_j$$

Les paramètres sont estimés par la méthode des moindres carrés, c'est-à-dire en minimisant le terme suivant :

$$\Delta_j = \sum_{i=0}^{n-j-1} (C_{i,j+1} - a_j - f_j \cdot C_j)^2$$

On peut obtenir ces valeurs directement en annulant les dérivés partielles : $\frac{\partial \Delta_j}{\partial f_j}$ et $\frac{\partial \Delta_j}{\partial a_j}$

Ainsi, si on note :

$$\overline{C}_j = \frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j} \text{ et } \overline{C}_{j+1} = \frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j+1}$$

Les estimations de f_j et a_j seront alors :

$$f_j^{LC} = \frac{\frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j} C_{i,j+1} - \overline{C}_{i,j} \overline{C}_{i,j+1}}{\frac{1}{n-j} \sum_{i=0}^{n-j-1} C_{i,j}^2 - \overline{C}_{i,j}^2}$$

$$a_j^{LC} = \overline{C}_{i,j} - f_j^{LC} \overline{C}_{i,j+1}$$

La seconde méthode autorégressive est la méthode London Pivot, elle a été proposée par E.Straub. Elle se situe entre les méthodes Chain Ladder et London Chain. Elle suppose qu'on ait la relation suivante :

$$C_{j+1} + a = f_j \cdot (C_j + a)$$

Si la méthode est validée, alors les points $(C_{i,j}; C_{i,j+1})_{i=0..n-j}$ sont alignés sur des droites concourantes dont le point d'intersection est $(-a, -a)$.

Comme dans la méthode London Chain, les paramètres sont estimés par moindres carrés, c'est à dire en minimisant :

$$\Delta = \sum_{j=0}^{n-i} \sum_{i=0}^{n-j-1} (C_{i,j+1} + a_j - f_j \cdot (C_j + a))^2$$

Même si cette méthode a moins de paramètres à estimer que la méthode précédente (n+1 contre 2n), elle est plus difficile à mettre en place. En effet, il n'existe pas de solution analytique. Il faut donc mettre en place l'algorithme des moindres carrés.

Application

La première méthode autorégressive qui a été mise en place est la méthode de London Chain.

Nous avons utilisé les formules dans le logiciel Excel pour estimer les paramètres du modèle :

DIRECT																								
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
f ₁	2.42	1.15	1.65	1.02	1.02	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
a ₁	26619.56	37013.48	16693.29	10054.09	-7712.69	-583.99	4213.38	-343.60	1222.18	-219.28	-204.70	-590.09	37.93	-5.74	0.00	0.00	-12.37	-23.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

REASSURANCE																								
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
f ₁	1.63	0.72	0.75	1.05	1.00	0.98	0.99	1.00	0.99	0.97	1.00	1.00	0.99	0.99	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	0.95	0.97	1.00	1.00	1.00
a ₁	571340.51	720587.91	610282.75	-47911.86	46660.26	61744.35	22363.55	3913.76	21269.88	77289.02	2413.02	-977.47	-4075.12	27210.67	21062.72	-14396.79	-9064.08	-370.20	1156.12	-1104.21	110931.32	77322.29	0.00	0.00

ASIA																								
0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
f ₁	2.34	1.03	0.98	0.97	1.01	0.99	0.99	0.99	1.00	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
a ₁	78249.74	74635.37	46161.56	23482.54	4121.32	13112.23	6386.93	4994.03	1414.47	-773.67	-237.63	-473.68	-37.82	-261.66	-10.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

FIGURE 2.9 – Facteurs de développement pour la méthode de London Chain

Ensuite, nous avons mis en place la méthode London Pivot qui est une méthode qui se situe entre Chain Ladder et London Chain. Dans ce modèle-là, il n'existe pas de formule exacte pour les paramètres. En effet, les paramètres sont estimés par les moindres carrés. Dans le cas présenté, nous avons utilisé le solveur du logiciel Excel pour les obtenir :

DIRECT																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fi	2.415	1.164	1.055	1.024	1.018	1.004	1.005	1.002	1.002	1.001	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	21984.08																								

REASSURANCE																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fi	1.424	1.087	1.038	1.017	1.010	1.005	1.003	1.002	1.001	1.002	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	1640953.64																								

ASIA																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fi	2.220	1.198	1.063	1.019	1.016	1.021	1.006	1.005	1.005	1.004	1.002	1.001	1.000	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	73637.53																								

FIGURE 2.10 – Facteurs de développement pour la méthode de London Pivot

2.3.3 Les modèles factoriels

Les méthodes

Ces méthodes, contrairement à la plupart des méthodes vues précédemment, se basent sur le triangle des paiements incrémentaux. Elles posent l'hypothèse que les $X_{i,j}$ se décomposent de la manière suivante : $X_{i,j} = x_i y_j \lambda_{i+j}$ où :

- x_i représente le facteur année d'origine
- y_j représente le facteur année de développement
- λ_{i+j} représente le facteur année calendaire

Cette méthode nécessite donc l'estimation de $3(n+1)$ paramètres. Cependant, les facteurs ne sont pas identifiables car les vecteurs $[(x_i), (y_j), (\lambda_{i+j})]$ et $[(a \cdot x_i), (\frac{y_j}{a}), (\lambda_{i+j})]$ donneront les mêmes valeurs de $X_{i,j}$.

La première méthode factorielle que nous allons utiliser est celle de De Vylder. Dans celle-ci, le paramètre d'année calendaire peut être intégré dans les deux autres, c'est-à-dire poser l'hypothèse que l'inflation est constante. Le modèle devient donc : $X_{i,j} = x_i y_j$.

Afin de rendre les paramètres interprétables, il y a introduction de la contrainte $\sum_{j=0}^n y_j = 1$. En effet, il n'y a pas unicité de la solution, il faut donc fixer un paramètre.

Ainsi, la charge ultime de l'année i vaut :

$$\sum_{j=0}^n X_{i,j} = x_i \sum_{j=0}^n y_j = x_i$$

et donc y_j est la part de la charge ultime payée au cours de la j -ème année de développement.

Les paramètres sont estimés grâce à la méthode des moindres carrés, c'est-à-dire en minimisant

$$\Delta = \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^{n-i} w_{i,j} (x_{i,j} - x_i y_j)^2.$$

Une fois que les paramètres sont estimés, il faut également les rendre identifiables en les normalisant pour garantir l'unicité. Si on note (x_i) et (y_j) les solutions issues de la méthode des moindres carrés alors les solutions interprétables seront

$$(\hat{x}_i) = (\sum_j y_j) x_i \text{ et } (\hat{y}_j) = \frac{x_j}{(\sum_j y_j)}$$

On déduit alors le montant des provisions rattachées à l'exercice i par la relation suivante : $\hat{R}_i = \sum_{h=n-i+1}^n \hat{x}_{i,h}$ et donc les provisions totales seront $\hat{R} = \sum_{i=0}^n \hat{R}_i$.

Une validation empirique de ce modèle consiste à comparer les valeurs de notre triangle supérieur avec les $(X_{i,j})$ pour $i + j \leq n$.

La deuxième méthode factorielle la plus connue est celle de Verbeek Taylor. Celle-ci s'applique au cas où l'inflation est inconnue et non constante.

Il existe deux catégories de méthodes de Verbeek Taylor. D'un côté le modèle arithmétique et de l'autre le modèle géométrique.

Dans le modèle arithmétique, la relation sous-jacente est $X_{i,j} = y_j \lambda_{i+j}$ avec toujours comme contrainte $\sum_{j=0}^n y_j = 1$. Les paramètres de ce modèle sont estimés grâce aux sommes des diagonales et aux sommes des colonnes du triangle des paiements incrémentaux. Les formules étant les suivantes :

$$d_k = \sum_{i=0}^k x_{i,k-i} = \lambda_k \sum_{j=0}^k y_j$$

$$v_j = \sum_{i=0}^{n-j} x_{i,j} = y_j \sum_{k=j}^n \lambda_k$$

Ainsi, de proche en proche, on pourra estimer les paramètres :

$$\begin{aligned} \lambda_n &= d_n, y_n = \frac{v_n}{\lambda_n} \\ \lambda_{n-1} &= \frac{d_{n-1}}{1 - y_n}, y_n = \frac{v_{n-1}}{\lambda_n + \lambda_{n-1}} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ \lambda_h &= \frac{d_h}{1 - \sum_{j=h+1}^n y_j}, y_h = \frac{v_h}{\sum_{k=h}^n \lambda_k} \\ &\vdots \\ &\vdots \\ \lambda_0 &= \frac{d_0}{1 - \sum_{j=1}^n y_j}, y_0 = \frac{v_0}{\sum_{k=0}^n \lambda_k} \end{aligned}$$

Comme dans la méthode précédente, on obtient la solution interprétable en normalisant. Pour les $(\lambda_k)_{k>n}$ on extrapole les paramètres précédents. La méthode d'extrapolation n'est pas imposée et reste au choix de l'actuaire.

Pour ce qui est du modèle géométrique, il est presque similaire à la méthode précédente. La contrainte devient $\prod_{j=0}^n y_j = 1$. On utilise les produits des diagonales et des colonnes, les formules deviennent donc :

$$\begin{aligned} e_k &= \prod_{i=0}^k x_{i,k-i} = \lambda_k \prod_{j=0}^k y_j \\ w_j &= \prod_{i=0}^{n-j} x_{i,j} = y_j \prod_{k=j}^n \lambda_k \end{aligned}$$

Application

Dans un premier temps, nous nous intéressons à la méthode de De Vylder. Dans cette méthode, on suppose que les paiements se calculent comme le produit d'un facteur correspondant aux trimestres d'origine et d'un facteur correspondant aux trimestres de développement. Comme dans la méthode précédente, nous avons estimé les paramètres avec le solveur d'Excel, puis nous les avons normalisés afin de satisfaire la contrainte d'identifiabilité.

Voici un tableau qui récapitule les paramètres que nous avons obtenus.

	DIRECT		REASSURANCE		ASIA	
	x_i	y_i	x_i	y_i	x_i	y_i
0	0	0.31	1745679	0.29	21474	0.16
1	25471	0.46	2024083	0.46	5745	0.49
2	76195	0.13	2311815	0.13	17449	0.19
3	81976	0.05	2307806	0.06	18636	0.05
4	238809	0.01	2045200	0.03	50084	0.01
5	359809	0.02	2062657	0.02	73314	0.02
6	396727	0.01	1864164	0.01	73826	0.02
7	618492	0.00	1791215	0.00	76044	0.02
8	753080	0.00	1154959	0.00	104151	0.01
9	1167935	0.00	2365092	0.00	81448	0.01
10	1042012	0.00	2251918	0.00	79379	0.01
11	1413636	0.00	2315730	0.00	127151	0.00
12	1609113	0.00	2224488	0.00	159675	0.00
13	1698739	0.00	2710592	0.00	253704	0.00
14	1801554	0.00	1809508	0.00	483486	0.00
15	2656343	0.00	2060143	0.00	652834	0.00
16	2669930	0.00	2470166	0.00	455110	0.00
17	2601356	0.00	2573061	0.00	260681	0.00
18	2691866	0.00	1953133	0.00	616359	0.00
19	3339870	0.00	2550810	0.00	783419	0.00
20	3745740	0.00	1939046	0.00	677150	0.00
21	3532121	0.00	2359427	0.00	1065781	0.00
22	3069596	0.00	1825468	0.00	434141	0.00
23	3350773	0.00	1621829	0.00	530107	0.00
24	3159965	0.00	1694718	0.00	929434	0.00
25	3200197	7.2E-07	1778048	5.6E-07	1787425	3.8E-06

FIGURE 2.11 – Estimation des paramètres de la méthode de De Vylder

Afin de valider empiriquement la méthode de De Vylder, nous avons reconstruit la partie supérieure des triangles grâce aux paramètres puis nous avons comparé ce triangle avec nos triangles incrémentaux. Nous avons obtenu des triangles (un pour chaque périmètre) contenant les erreurs en pourcentage. Ces triangles se trouvent en annexe A.

Ensuite, nous avons mis en place le modèle additif de Verbeek Taylor. Pour cela, nous avons calculé les paramètres avec les formules vues dans la partie précédente. Pour l'étape d'extrapolation des paramètres, nous avons choisi de réaliser une extrapolation polynomiale. En effet il s'agit de la méthode la plus utilisée pour ce modèle.

2.3.4 La méthode du Coût Moyen

La méthode

Dans cette méthode, on a besoin du triangle des nombres cumulés de sinistres qui ont été payés. Ainsi, on construit un triangle de liquidation des

coûts moyens dont le terme général sera $M_{i,j}$. Ce dernier vérifie la relation $M_{i,j} = \frac{C_{i,j}}{n_{i,j}}$ avec $n_{i,j}$ qui représente le nombre de sinistres survenus la période i et payés dans les j périodes qui ont suivies.

Ensuite, on applique la méthode de Chain Ladder sur le triangle des coûts moyens ainsi que sur celui des nombres de sinistres payés. On obtient alors pour chaque exercice d'origine un nombre de sinistres ultime n_i et un coût moyen ultime M_i . On calcule alors les charges ultimes par la formule $C_i = n_i.M_i$.

Une fois qu'on a les charges ultimes, on calcule les réserves avec les formules vues précédemment.

Application

Pour cette méthode, comme expliqué dans la partie précédente, on a appliqué la méthode de Chain Ladder aux triangles de liquidation du nombre de sinistres payés et aux triangles des coûts moyens que nous avons construits au préalable. Ainsi, on a obtenu les charges ultimes en multipliant les valeurs ultimes calculées à l'étape précédente. On a ensuite pu procéder aux calculs des montants des réserves par trimestre d'origine.

2.3.5 Les méthodes basées sur les loss ratios

Les méthodes

Dans certains cas, en plus des triangles de développement de sinistres, on possède des données exogènes qui peuvent avoir un impact sur le montant des sinistres. Si celles-ci peuvent se répartir par exercice d'origine, on les appellera alors indicateurs d'exposition et on les notera E_i .

Ces indicateurs peuvent être vus à la fin de la première période de développement ou alors vu à l'ultime (donc estimés de manières statistiques). Les indicateurs peuvent être :

- Un nombre de contrats
- Un nombre de sinistres (déclarés ou payés)
- Un montant de primes (émises ou acquises)

On appellera loss ratio, qu'on notera $L_{i,j}$, le rapport entre le montant des sinistres et la valeur de l'indicateur associé à la période d'origine. On aura

donc la relation suivante :

$$L_{i,j} = \frac{C_{i,j}}{E_i} (i, j = 1..n)$$

On notera aussi loss ratio Ultime, associé à la dernière période de développement :

$$L_{i,j} = \frac{C_{i,n}}{E_i} = \frac{S_i}{E_i} (i = 1..n)$$

On remarque que dans le cas où on prend comme indicateur d'exposition le montant des primes, le loss ratio ultime sera alors le ratio sinistres à primes, plus communément noté ratio S/P de l'exercice i. Celui-ci est un élément technique très important en assurance.

De plus, on note également que les facteurs de développement associés au triangle des loss ratios seront identiques à ceux du triangle des paiements cumulés.

En effet :

$$f_{i,j}^L = \frac{L_{i,j+1}}{L_{i,j}} = \frac{\frac{C_{i,j+1}}{E_i}}{\frac{C_{i,j}}{E_i}} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} = f_{i,j}$$

Par conséquent, on en déduit que l'application de la méthode de Chain Ladder sur le triangle des loss ratios donnera le même montant de provisions que la méthode de Chain Ladder appliquée sur le triangle des paiements cumulés.

Nous allons parler maintenant des méthodes de provisionnement utilisant les loss ratios.

La première méthode s'intitule "loss ratio Simple". Elle émet l'hypothèse que les loss ratios ultimes sont indépendants de l'exercice d'origine. Autrement dit, tous les $(L_i)_{i=1..n}$ sont constants. Or, nous connaissons le loss ratio du premier exercice, qui vaut $L_0 = \frac{S_0}{E_0}$. Ainsi, connaissant les indicateurs d'exposition pour chaque exercice on pourra calculer les charges ultimes avec la formule suivante $S_i = L_0.E_i$. Ensuite, comme dans les méthodes précédentes on utilise la formule $R_i = S_i - C_{i,n-i}$ pour obtenir les provisions de chaque exercice d'origine.

La méthode suivante est la méthode des loss ratios Complémentaires. Dans celle-ci, on suppose que les loss ratios Ultimes sont sensiblement constants. La valeur du loss ratio devra être estimée.

Sous cette hypothèse on a :

$$\frac{C_{i,n}}{E_i} \sim L$$

c'est à dire :

$$\frac{\sum_{i=0}^n C_{i,n}}{\sum_{i=0}^n E_i} \sim L$$

Cependant, au préalable on a besoin de calculer :

$$L^j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j} C_{i,j}}{\sum_{i=0}^{n-j} E_i}$$

Ensuite, il faut extrapoler la suite précédente afin d'obtenir le loss ratio commun.

Une fois que l'on a calculé le loss ratio commun, on part de l'égalité :

$$L = L_{i,n-i} + (L - L_{i,n-i})$$

pour en déduire l'égalité :

$$S_i = C_{i,n-i} + (L - L_{i,n-i})E_i$$

en multipliant l'équation de chaque côté par l'indicateur d'exposition. Le terme $(L - L_{i,n-i})$ est appelé loss ratio complémentaire, d'où le nom de la méthode.

La méthode qui suit a été imaginée lors d'un colloque qui se tenait au Cap Code par Bühlmann et Stanard. Dans leur méthode, ils ont supposé une segmentation a priori des exercices d'origine en exercices semblables pour lesquelles ils ont appliqué les mêmes loss ratios.

Cette méthode utilise les cadences de règlement vues précédemment :

$$p_{i,n-i} = \frac{C_{i,n-i}}{C_{i,n}}$$

Si on remplace dans la formule des loss ratios, on obtient alors :

$$L_i = \frac{C_{i,n-i}}{p_{i,n-i}E_i}$$

Ensuite, si on note A l'ensemble des exercices semblables et on note L_A le loss ratio associé à cet ensemble, on le calcule avec la formule suivante :

$$L_A = \frac{\sum_{k \in A} C_{k,n-k}}{\sum_{k \in A} p_{k,n-j} E_k}$$

On calcule alors le montant de provisions avec la formule suivante :

$$R_i = (1 - p_{n-i}) L_{A_i} E_i$$

La problématique de cette méthode repose sur le choix de la segmentation des années semblables. Ce choix peut se baser sur des données exogènes ou sur l'expérience de l'actuaire.

Application

Pour appliquer ces méthodes, nous avons choisi de prendre deux indicateurs différents. Dans un premier temps, on a utilisé, comme dans la méthode des coûts moyens, le nombre de sinistres payés. Ensuite, nous avons choisi de prendre comme indicateurs les montants des primes émises. Nous avons ensuite calculé trois types de loss ratios :

- loss ratio simple
- loss ratio moyen
- loss ratio complémentaire

Voici les valeurs de ces loss ratios pour nos trois périmètres :

		Direct	Asia	Reassurance
Primes	Loss Ratio Simple	0,04	0,30	0,62
	Loss Ratio Moyen	0,61	16,82	0,67
	Loss Ratio Complémentaire	0,57	1,08	0,62
Sinistres payés	Loss Ratio Simple	30,08	186,56	63,68
	Loss Ratio Moyen	63,00	321,66	71,78
	Loss Ratio Complémentaire	68,61	357,02	70,51

FIGURE 2.12 – Valeurs des loss ratios pour les trois périmètres

Les loss ratios Simples sont très bas par rapport aux autres. Ainsi ils vont probablement engendrer des réserves basses voire négatives donc non exploitables.

2.3.6 Les méthodes utilisant les cadences de règlement

Les méthodes que nous voyons dans cette partie consistent à estimer les p_i et les S_i dans la relation $R_i = (1 - p_{n-i})S_i$.

La méthode des cadences pures (CP)

Dans un premier temps, on estime le vecteur des cadences de règlement (\hat{p}_j) (grâce à la méthode Chain Ladder par exemple). Ensuite, on obtient une estimation de la charge ultime et du montant de provisions :

$$S_i^{CP} = \frac{C_{i,n-i}}{\hat{p}_{n-i}} \text{ et } R_i^{CP} = (1 - \hat{p}_{n-i})S_i^{CP}$$

La méthode de Bornhuetter-Ferguson (BF)

Dans celle-ci, on commence par se donner des estimations des cadences de règlement et des Charges Ultimes a priori, qu'on notera respectivement \hat{p}_{n-i} et \hat{S}_i .

Les estimations de Bornhuetter-Ferguson sont données par les relations suivantes :

$$S_i^{BF} = C_{i,n-i} + (1 - \hat{p}_{n-i})\hat{S}_i \text{ et } R_i^{BF} = (1 - \hat{p}_{n-i})\hat{S}_i$$

La méthode Bektander (BE)

Il s'agit d'une extension de la méthode précédente. En effet, elle se base sur les estimations de Bornhuetter-Ferguson.

Ainsi, dans cette méthode les provisions sont estimées par la formule suivante :

$$R_i^{BE} = (1 - \hat{p}_{n-i})S_i^{BF} \text{ où } S_i^{BF} \text{ correspond à la charge ultime issue de}$$

Bornhuetter-Ferguson

Et les charges ultimes sont données par la formule :

$$S_i^{BE} = \hat{p}_{n-i}S_i^{CP} + (1 - \hat{p}_{n-i})S_i^{BF} \text{ où } S_i^{CP} \text{ correspond à la charge ultime issue}$$

de la méthode des cadences pures

Autrement dit, les charges ultimes issues de la méthode Bektander sont des barycentres des charges ultimes issues des méthodes de cadences pures et de Bornhuetter-Ferguson.

Application

Comme nous venons de le voir, ces méthodes nécessitent de fixer certaines valeurs a priori. Cependant, nous ne disposons pas d'éléments qui nous permettraient de les estimer. Afin d'éviter de fausser les résultats en prenant des estimations arbitraires, nous n'avons pas pu mettre en place ces méthodes.

2.3.7 La méthode Projected Case Estimate

La méthode

Cette méthode a été développée par Taylor. Elle se base sur le triangle des paiements et sur celui des réserves. En effet, cette hypothèse suppose qu'il existe une relation entre l'évolution des paiements et des réserves.

Si on note $R_{i,j}$ le montant des réserves attachées aux sinistres survenus durant l'exercice i et inscrites au bilan de l'exercice $i+j$, le modèle utilisé pour l'évolution des réserves est donné par la formule :

$$R_{i,j+1} = k_j R_{i,j} - X_{i,j+1}$$

Où $X_{i,j+1}$ représente le montant des sinistres survenus durant l'exercice i et payés $j+1$ exercices plus tard, et k_j la variation de réserves entre les exercices j et $j+1$.

On estime ce paramètre par la formule suivante :

$$\hat{k}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} (R_{i,j+1} + X_{i,j+1})}{\sum_{i=0}^{n-j-1} (R_{i,j})}$$

En ce qui concerne le modèle pour les paiements, on utilise le modèle :

$$X_{i,j+1} = h_j R_{i,j}$$

où le paramètre h est estimé grâce à la formule :

$$\hat{h}_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} (X_{i,j+1})}{\sum_{i=0}^{n-j-1} (R_{i,j})}$$

Ensuite, les triangles de paiements et de réserves sont remplis simultanément, diagonale par diagonale en utilisant les formules ci-dessus.

Application

Nous n'avons pas pu mettre en place cette méthode de provisionnement car elle nécessite d'avoir un triangle de paiements et un triangle de réserves séparément ce que nous n'avions pas.

2.3.8 Résultats des méthodes déterministes

Voici un tableau récapitulatif des montants de réserves selon les méthodes vues précédemment :

		Direct	Reass	Asia	Total
Chain Ladder	Standard	3 875 446.22	2 479 827.65	2 776 050.96	9 131 324.83
	pondéré moyen	5 281 866.70	2 688 074.40	14 506 537.43	22 476 478.53
	pondéré $W_{i,j}=i+j-1$	4 135 581.89	2 415 427.78	7 204 314.19	13 755 323.86
	pondéré $W_{i,j}=(i+j-1)^2$	3 893 774.62	2 286 701.43	4 785 208.40	10 965 684.45
	pondéré $f_j=fn-j,j$	3 534 415.14	2 477 770.16	900 859.96	6 913 045.26
Auto-régressives	London Chain	3 685 124.34	3 137 139.91	909 118.53	7 731 382.78
	London Pivot	3 717 915.49	2 525 327.43	1 254 520.28	7 497 763.20
Loss Ratio	Primes, LR simple	-39 236 194.94	2 791 326.88	- 5 713 071.24	- 42 157 939.31
	Primes, LR complémentaire	3 875 446.22	2 479 827.65	2 776 050.96	9 131 324.83
	Primes, LR moyen	7 195 229.23	6 590 178.60	173 516 457.50	187 301 865.32
	NB, LR simple	-22 180 072.87	-2 835 273.53	- 2 806 866.33	- 27 822 212.73
	NB, LR complémentaire	3 875 446.22	2 479 827.65	2 776 050.96	9 131 324.83
	NB, LR moyen	85 688.66	3 474 513.94	1 617 832.73	5 178 035.32
	Cout Moyen	3 433 182.09	2 468 791.64	4 218 232.03	10 120 205.75
Factorielles	De vylder	3 643 620.67	2 198 338.59	2 216 112.78	8 058 072.03
	Verbeek taylor	4 334 672.51	3 228 916.57	1 383 422.16	8 947 011.23

FIGURE 2.13 – Tableau récapitulatif des montants de réserves pour les trois périmètres

Tout d'abord, on voit que les méthodes de loss ratios simples et de loss ratios moyens donnent des résultats improbables qui sont soit trop élevés soit négatifs. On peut donc écarter ces méthodes. Ensuite, si on regarde les montants de réserves totaux, c'est-à-dire la somme des montants des réserves des trois périmètres, les autres méthodes donnent des résultats différents. En effet, les réserves varient de 6 millions à 22 millions. On se rend compte que cette volatilité vient du périmètre Asia, où les réserves varient de 1 à 14 millions. On peut donc affirmer que les méthodes déterministes ne pourront être appliquées sur le périmètre Asia. Pour les deux autres périmètres, la méthode de London Chain donne des montants de réserves prudents. Il est cependant intéressant de trouver un moyen de vérifier si les montants de réserves sont correctes. C'est l'objet de la partie suivante.

2.3.9 Vérification des méthodes

Afin de vérifier la robustesse des méthodes déterministes, nous avons mis en place un processus de Back-testing. Ainsi nous avons pris les données arrêtées à la fin du dernier trimestre de 2013 et nous avons appliqué les méthodes précédentes afin de prédire les montants des paiements des deux premiers trimestres de 2014. Un back testing sur 2 trimestres nous permet de comparer les méthodes entre elles, ce qui est l'objectif de ce mémoire. Dans un second temps il faudrait mettre en place un back testing sur une plus longue durée pour réaliser une vérification à long terme.

Nous avons ensuite comparé ces valeurs avec les paiements réels des deux trimestres de 2014, qui se trouvent sur les deux dernières diagonales de nos triangles initiaux. Cependant, nous n'avons pas pu faire de Back-testing avec les méthodes de Coûts Moyens et de loss ratios. En effet, ces deux méthodes ne donnent que les montants de réserves à l'ultime, ce qui ne permet pas de comparaisons.

Pour plus de clarté nous verrons, dans la suite, les résultats du Back-testing sur le montant total des réserves. Le détail par trimestre de survenance se trouve en annexe B.

Pour le périmètre Direct :

	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
Reel	2222766,91		772920,08	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
standard	2 313 192,72	4,07%	827 775,39	7,10%
moyenne	3 307 203,32	48,79%	1 122 712,64	45,26%
pondere	2 474 285,36	11,32%	907 242,84	17,38%
pondere^2	2 342 832,43	5,40%	839 400,64	8,60%
dernier	1 702 263,66	-23,42%	491 954,49	-36,35%
London Chain	2 207 693,46	-0,68%	745 814,32	-3,51%
London Pivot	2 228 727,38	0,27%	764 972,63	-1,03%
De vylder	2 273 606,90	2,29%	775 619,38	0,35%
Verbeek Taylor	2 701 249,30	21,53%	909 064,06	17,61%

FIGURE 2.14 – Back-testing sur le périmètre Direct

Avec un écart entre les valeurs prédites et les valeurs observées, inférieur à 10%, la méthode de Chain Ladder et les méthodes autorégressives sont fiables pour provisionner le périmètre Direct. Néanmoins, c'est la méthode London pivot qui doit être utilisée car les écarts valent presque 1%.

Pour le périmètre Réassurance :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	1084792,45		449457,19	
standard	1 398 796,22	28,95%	545 021,06	21,26%
moyenne	1 435 220,80	32,30%	625 451,64	39,16%
pondere	1 348 514,25	24,31%	557 477,29	24,03%
pondere^2	1 291 334,31	19,04%	499 340,59	11,10%
dernier	1 112 597,14	2,56%	364 485,88	-18,91%
London Chain	1 094 808,12	0,92%	280 994,72	-37,48%
London Pivot	1 511 579,06	39,34%	571 524,34	27,16%
De vylder	1 283 635,34	18,33%	432 587,73	-3,75%
Verbeek Taylor	1 758 731,62	62,13%	683 040,21	51,97%

FIGURE 2.15 – Back-testing sur le périmètre Reass

On n’observe aucune méthode avec un écart inférieur à 10% pour les deux trimestres. Cependant, hormis pour la méthode de Verbeek Taylor qui a des écarts supérieurs à 50% et qu’on peut donc écarter, il faut estimer un intervalle d’erreur autour des réserves prédites.

Pour le périmètre Asia :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	325192,81		41874,52	
standard	1 379 252,61	324,13%	865 311,77	1966,44%
moyenne	3 003 837,54	823,71%	4 795 206,59	11351,37%
pondere	2 329 668,18	616,40%	2 392 906,95	5614,47%
pondere^2	2 053 696,19	531,53%	1 671 494,92	3891,68%
dernier	283 775,96	-12,74%	55 139,86	31,68%
London Chain	697 570,54	114,51%	182 518,36	335,87%
London Pivot	736 517,84	126,49%	311 053,25	642,82%
De vylder	1 246 992,60	283,46%	522 068,90	1146,75%
Verbeek Taylor	714 516,55	119,72%	413 590,84	887,69%

FIGURE 2.16 – Back-testing sur le périmètre Asia

En dépit d’une des méthodes de Chain Ladder pondérées, pour aucune autre méthode on observe un écart inférieur à 100%. Cela confirme donc que les méthodes déterministes ne sont pas applicables sur le périmètre Asia.

2.3.10 Conclusion sur les méthodes déterministes

Les méthodes déterministes ont l’avantage d’être très simples à mettre en œuvre. Cependant, le principal inconvénient repose sur le fait que l’on

estime uniquement une valeur ponctuelle et que l'on n'a pas d'intervalles de confiance. Estimer un intervalle de confiance permettrait de quantifier l'erreur attachée à la prédiction et ainsi de juger de la fiabilité des méthodes.

2.4 Les méthodes stochastiques

Pour faire face aux défauts des méthodes déterministes, des méthodes stochastiques ont été créées. Ces méthodes supposent que les données utilisées sont considérées comme des variables aléatoires. Les méthodes stochastiques peuvent être séparées en deux catégories : des méthodes paramétriques (c'est-à-dire des méthodes basées sur des paramètres estimés) et des méthodes non paramétriques. L'inconvénient de ces méthodes est qu'on ne peut pas appliquer de back testing car elles ne donnent que les provisions à l'ultime.

2.4.1 Le bootstrap

La méthode

Il s'agit de la méthode non paramétrique la plus connue. Elle a été introduite par Efron en 1979. Elle a pour objectif d'étudier la variabilité d'un estimateur dans un contexte non paramétrique. Elle consiste à simuler un grand nombre d'échantillonnages de taille T , en tirant de manière aléatoire avec remise T observations à partir de l'échantillon initial. La condition d'utilisation est la nécessité d'avoir des variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées. Cette méthode est également appelée méthode de ré-échantillonnage.

Dans le cas du provisionnement, les paiements ne sont pas indépendants. Ainsi les conditions ne sont pas rassemblées pour pouvoir utiliser la méthode du bootstrap sur le triangle des paiements. Par conséquent, il faudra utiliser la méthode du bootstrap sur le triangle des résidus de Pearson issus du triangle des paiements incrémentaux. En effet, ils ont l'avantage de remplir les conditions d'utilisation.

L'application de la méthode du bootstrap se décompose en plusieurs étapes :

- Dans un premier temps, on applique la méthode de Chain Ladder standard sur le triangle de paiements cumulés (dont les termes seront notés

$C_{i,j}$) pour obtenir les facteurs de développement

- A partir des facteurs de développement et de la diagonale de notre triangle de paiements, on reconstruit la partie supérieure du triangle, pour obtenir un triangle de paiements cumulés prédits dont nous noterons les termes $\hat{C}_{i,j}$.
- On décumule le triangle initial et le triangle prédit
- On construit le triangle des résidus de Pearson dont les termes $r_{i,j}$ seront calculés avec la formule $r_{i,j} = \frac{X_{i,j} - \hat{X}_{i,j}}{\sqrt{\hat{X}_{i,j}}}$
- On réalise T ré-échantillonnage du triangle des résidus. On obtient alors T nouveaux triangles.
- A partir de ces nouveaux triangles, on reconstruit les triangles incrémentaux avec la formule : $X_{i,j}^{(k)} = r_{i,j}^{(k)} \sqrt{\hat{X}_{i,j}} + \hat{X}_{i,j}$ puis on reconstruit les triangles cumulés.
- On applique la méthode Chain Ladder sur les T nouveaux triangles.
- On obtient alors un échantillon de T valeurs de réserves.

On peut alors étudier les caractéristiques de la distribution (moyenne, variance, VaR.....) et réaliser des intervalles de confiance.

Application

Nous avons commencé par mettre en place cette méthode sur Excel. Pour cela, nous avons créé un fichier Excel dans lequel on met dans un onglet le triangle des paiements incrémentaux. Ensuite, nous avons créé une macro en VBA qui réalise toutes les étapes du bootstrap.

A la fin, nous obtenons un onglet dans lequel se trouve la distribution des montants de provisions, puis un résumé statistique de celle-ci. L'inconvénient de la mise en place de cette méthode sous Excel a été le temps de calcul. En effet, lorsque le nombre d'itérations était élevé, l'implémentation de la méthode prenait beaucoup de temps. Ainsi, nous avons décidé d'utiliser le logiciel R qui donnait des résultats similaires avec des temps de calculs beaucoup moins longs. Pour cela, nous avons utilisé la fonction `BootChainLadder` du package "Chain Ladder".

Voici les résumés statistiques des distributions des montants de réserves issues de la méthode du bootstrap avec un nombre d'itérations $N=10000$, pour nos trois périmètres.

	IBNR	SE	Intervalle	VaR 95%
DIRECT	3 972 256	323 273	[3338641;4605871]	4 509 326
ASIA	2 914 289	845 559	[1256993;4571585]	4 548 406
REASS	2 558 109	361 034	[1850482;3265736]	3 133 289

FIGURE 2.17 – Résultats de la méthode du bootstrap appliquée aux trois périmètres

L'erreur issue de la méthode du bootstrap appliquée au périmètre Asia est plus élevée que pour les deux autres périmètres alors que le montant moyen de provisions est plus bas. En effet, le rapport SE/IBNR du périmètre Asia vaut 30% alors que ceux des périmètres Direct et Réass valent respectivement 10% et 15%. Cela implique que l'intervalle de confiance est plus grand. Le périmètre Asia ne permet pas le calcul de provisions optimales.

2.4.2 Méthode de Mack

La méthode paramétrique la plus connue est celle de Mack. Cette méthode introduite en 1993 se base sur la méthode de Chain Ladder. Elle permet d'estimer en plus les erreurs commises.

La méthode de Mack repose sur trois hypothèses :

- Les exercices d'origine sont indépendants, c'est-à-dire que pour $i \neq k$ les variables aléatoires $(C_{i,j})_{j=0..n}$ et $(C_{i,j})_{j=0..n}$ sont indépendantes.
- Pour $j=0..n-1$, il existe un paramètre f_j tel que $E(C_{i,j+1}|C_{i,0}..C_{i,j}) = f_j C_{i,j}$
- Pour $j=0..n-1$, il existe un paramètre σ_j^2 tel que $V(C_{i,j+1}|C_{i,0}..C_{i,j}) = \sigma_j^2 C_{i,j}$

Sous les deux premières hypothèses, on peut affirmer que les estimateurs \hat{f}_j sont sans biais et non corrélés. On écrit alors :

$$E(\hat{f}_j \hat{f}_{j+1} \dots \hat{f}_{k-1} \hat{f}_k) = f_j f_{j+1} \dots f_{k-1} f_k$$

On en déduit alors que :

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,n-i+1} \hat{f}_{n-i+1} \dots \hat{f}_{j-1}$$

est également un estimateur sans biais.

Dans la troisième hypothèse, le paramètre σ_j est estimé avec la formule :

$$\sigma_j^2 = \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=1}^{n-k} X_{i,j} \left(\frac{X_{i,j+1}}{X_{i,j}} - f_j \right)^2 \text{ pour } 0 < j < n - 1$$

Et

$$\hat{\sigma}_j^2 = \text{Min} \left[\frac{\sigma_{j-1}^4}{\sigma_{j-2}^2}, \min(\sigma_{j-2}^2, \sigma_{j-1}^2) \right] \text{ pour } k=n-1.$$

Cet estimateur est également sans biais.

Le modèle de Mack permet d'obtenir une formule qui donne la variance de la Charge Ultime. Cette dernière, permet de quantifier l'erreur de prédiction. On la note MSEP (qui signifie Mean Square Error Prediction) :

$$MSEP(\hat{R}_i) = \hat{C}_{i,n}^2 \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \frac{\sigma_j^2}{\hat{f}_j^2} \left(\frac{1}{\hat{C}_{i,j}} - \frac{1}{\sum_{k=1}^{n-j} C_{k,j}} \right)$$

On définit également la relation suivante : $se(R_i) = \sqrt{MSEP(\hat{R}_i)}$

Grâce à la relation $R = \sum_{i=0}^n (R_i)$, on en déduit l'erreur de prédiction totale qui vaut :

$$MSEP(\hat{R}) = \sum_{i=0}^n [MSEP(R_i) + 2\hat{C}_{i,n} \left(\sum_{i+1}^n \hat{C}_{k,n} \right) \sum_{n-i}^{n-1} \frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{f}_j^2 \sum_{k=1}^{n-1} C_{k,j}}]$$

Une fois que l'erreur a été calculée, on peut créer des intervalles de confiance pour le montant de provisions. La formule qui donne l'intervalle de confiance à 95% est

$$[\hat{R}_i - 1.96se(\hat{R}_i); \hat{R}_i + 1.96se(\hat{R}_i)]$$

dans le cas normal. Cependant, dans la plupart des cas, c'est une loi log-normal de paramètre μ_i et σ_i^2 qui est utilisée. L'intervalle de confiance sera alors :

$$[\hat{R}_i \exp\left(\frac{-\sigma_i^2}{2} - 1.96\sigma_i^2\right); \hat{R}_i \exp\left(\frac{-\sigma_i^2}{2} + 1.96\sigma_i^2\right)]$$

Application

Comme pour la méthode précédente, nous avons commencé par utiliser Excel pour réaliser les calculs. Cependant, par soucis de rapidité nous avons utilisé un package du logiciel R.

Voici un tableau récapitulatif des résultats de la méthode de Mack appliquée sur nos trois périmètres.

	IBNR	SE	Intervalle	Deviance
DIRECT	3 875 446	402 509	[3086528;4664364]	0.92
ASIA	2 479 827	1 553 435	[-564905;5524559]	0.76
REASS	2 776 050	984 172 272	[-1926201603;1931753703]	0.95

FIGURE 2.18 – Résultats de la méthode de Mack appliquée aux trois périmètres

L'intervalle de confiance pour le périmètre Asia est inutilisable. Sa déviance, qui vaut 0.76, est loin de 1 qui est la déviance du cas optimale. De plus, pour le périmètre Réassurance, malgré une déviance proche de 1, l'erreur d'estimation est très grande. Elle vaut presque 500 fois le montant des réserves. Cela implique que la borne inférieure de l'intervalle de confiance est négative. On peut donc en déduire que l'estimation est mauvaise pour les périmètres Asia et Reass.

2.4.3 Les Modèles Linéaires

La méthode

Dans un premier temps, il y a la régression LogNormale. Dans celle-ci on suppose que $X_{i,j}$ suit une loi $LogN(m_{i,j}, \sigma^2)$. Ainsi, si on pose $Y_{i,j} = \ln(X_{i,j})$, on peut dire que $Y_{i,j}$ suit une loi $N(m_{i,j}, \sigma^2)$. On écrit alors le modèle suivant

$$Y_{i,j} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \epsilon_{i,j} \text{ avec } \epsilon_{i,j}$$

qui suit une loi centrée de variance σ^2 . On estime ce modèle par régression linéaire classique, grâce aux éléments de la partie supérieure du triangle. On écrit le modèle sous la forme $Y = M\theta + \epsilon$ avec :

– $Y' = (Y_{0,0}, Y_{0,1}, \dots, Y_{n,0})$ qui correspond au triangle mis ligne à ligne

- $\epsilon' = (\epsilon_{0,0}, \epsilon_{0,1}, \dots, \epsilon_{n,0})$ qui est le triangle des erreurs
- $\theta' = (\mu, \alpha_1, \dots, \alpha_n, \beta_1, \dots, \beta_n)$ qui est le vecteur des paramètres à estimer.
- M qui est la matrice de régression

Le résultat de la régression est $\hat{\theta} = (M'M)^{-1}M'Y$ et un estimateur sans biais de σ sera :

$$\sigma^2 = \frac{\epsilon'\epsilon}{n-p-1}$$

Une fois que les paramètres ont été estimés on va pouvoir en déduire une estimation de

$$E(X_{i,j}) = \exp(\hat{\mu} + \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_j + \frac{\hat{\sigma}^2}{2})$$

Et comme dans un premier temps on a $R_i = \sum_{k=n-i+1}^n X_{i,j}$ et qu'on a également $R = \sum_{i=0}^n R_i$ on en déduit que :

$$E(\hat{R}) = \sum_{i=0}^n \sum_{k=n-i+1}^n \mu_{i,j}$$

Ensuite, les modèles linéaires généralisés ont été introduits en 1972 par Nelder et Wedderburn et sont très utilisés en Assurance pour modéliser des phénomènes complexes. En effet, les modèles linéaires classiques supposent la normalité de la variable à expliquer, ainsi qu'une variance constante. Or ce n'est pas le cas dans la réalité, les modèles linéaires généralisés n'ont pas cette contrainte.

Principe L'objectif d'un MLG n'est pas de modéliser simplement une variable mais de modéliser l'espérance de cette variable. Le MLG est un modèle de type "Expliqué/Explicative" , il est composé de 3 éléments :

- Une composante aléatoire, représentée par les variables à expliquer, $Y = (Y_1; \dots; Y_n)$.
- Une composante déterministe, représentée par les vecteurs $X_1 = (X_{1,1}; \dots; X_{1,n}), \dots, X_p = (X_{p,1}; \dots; X_{p,n})$. Ils sont appelés vecteurs explicatifs.

- Une fonction lien g déterministe, qui doit être strictement monotone et définie sur \mathbb{R} tel que $g_n(E[Y]) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i$ où g_n est la fonction définie de \mathbb{R}^n sur \mathbb{R} par $g_n(x_1; \dots, x_n) = (g(x_1); \dots; g(x_n))$. Cette fonction est appelée fonction Score et les $(\beta_1; \dots; \beta_p)$ sont les coefficients de régression. Ainsi, dans ce modèle Y suivra une loi de paramètre μ qui correspond à la moyenne de la variable aléatoire à expliquer, d'où $\mu = g^{-1}(X_0\beta)$.

Famille exponentielle Dans les modèles linéaires généralisés, la variable aléatoire Y doit appartenir à la famille exponentielle, c'est-à-dire que sa densité doit se mettre sous la forme :

$$f(y; \theta; \phi) = \exp\left(\frac{y\theta - b(\theta)}{a(\phi)} + c(y, \phi)\right)$$

Avec :

- y qui est une observation de Y , et qui appartient à un sous ensemble de \mathbb{N} ou \mathbb{R} .
- $\theta \in \mathbb{R}$ qui est le paramètre canonique.
- $\phi \in \mathbb{R}$ qui est le paramètre de dispersion.
- a : une fonction définie sur les réelles et non nulle.
- b : une fonction définie sur les réelles et deux fois dérivable.
- c : une fonction définie sur \mathbb{R}^2 et deux fois dérivable.

Dans ce cas-là on a :

$$E[Y] = b'(\theta) \text{ et } \text{Var}(Y) = b''(\theta)a(\phi)$$

Exemple de loi usuelle Voici une liste des lois qui sont les plus souvent utilisées :

- Normale
- Poisson
- Gamma
- Log-Normale
- Tweedie

Application

Nous avons décidé deux types lois de distribution pour nos GLM :

- Loi Normale
- Loi de Poisson

Nous n'avons pas pu appliquer la loi Gamma car celle-ci nécessite d'avoir des données positives. Or nos données possèdent des recours. Ainsi, dans le cadre de certains exercices de survenance, pour des trimestres de développement lointains, les éléments du triangle sont négatifs.

Pour réaliser ces méthodes nous avons utilisé la fonction `glmReserve` issue du package `ChainLadder` dans le logiciel R.

Voici un tableau présentant les résultats que nous avons obtenus :

	NORMALE		POISSON	
	IBNR	SE	IBNR	SE
DIRECT	3 822 888	120 960 709	3 940 678	304 968
ASIA	1 974 637	7 412 432	2 776 051	773 266
REASS	2 469 632	2 208 004	2 583 896	436 211

FIGURE 2.19 – Résultats de la méthode utilisant les MLG appliquée aux trois périmètres

L'utilisation de la loi Normale donne des grosses erreurs. En effet si on fait le rapport de l'erreur sur le montant des réserves, on obtient des ratios proches de 100%. On suppose que cette loi n'est pas adaptée pour nos données. La loi de Poisson donne des résultats plus exploitables. Pour les périmètres Direct et Reass, l'erreur de prédiction représente moins de 20% du montant de réserves estimées. En ce qui concerne le périmètre Asia, elle atteint les 30%.

En conclusion, on peut affirmer que cette méthode est celle qui donne les résultats les moins exploitables parmi les méthodes stochastiques étudiées.

2.4.4 Conclusion sur le provisionnement sur les trois périmètres

Nous nous sommes rendu compte que les méthodes de provisionnement standards ne sont applicables qu'à nos segments Direct et Réassurance. Si on garde cette segmentation, on doit utiliser les méthodes autorégressives comme London Chain et London Pivot. Ces dernières donnent des montants de réserves prudents qui sont vérifiés par méthodes de Back-testing. Cependant, le périmètre Asia nécessite une segmentation plus approfondie afin d'optimiser le provisionnement. En effet, aucune des méthodes ne donnent des montants de réserves fiables.

Nous avons donc décidé de segmenter à nouveaux nos trois périmètres initiaux dans le but d'essayer d'optimiser le provisionnement.

2.5 Le provisionnement sur les six sous périmètres

Afin de trouver un autre axe de segmentation, nous avons réalisé d'autres études sur le fichier des sinistres. Nous avons d'abord regardé la répartition des sinistres selon leur poste :

	REVERS CIE	REVERS CIE	REVERS CIE	REVERS CIE
POSTE	Fréquence	% de la fréquence totale	Somme	% de la somme totale
F01 NAISSANCES	3 869	0,27	443 237	0,43
F02 CURES THERMALES	71	0,00	9 268	0,01
F03 DIVERS	7 591	0,53	101 046	0,10
F04 BILAN DE SANTE	292	0,02	53 254	0,05
F05 ACCIDENT	2	0,00	28	0,00
F05 FRAIS MEDICAL ADHESION	198	0,01	27 525	0,03
F06 MALADIE LONGUE DUREE	5 841	0,41	106 368	0,10
F10 CONSULTATIONS/VISITES	376 883	26,46	12 604 181	12,13
F11 INDEMNITE JOURNALIERE	20	0,00	30 525	0,03
F20 AUXILIAIRES MEDICAU	84 412	5,93	2 032 328	1,96
F21 MEDECINE DOUCE	10 346	0,73	559 463	0,54
F30 ANALYSES	147 415	10,35	6 415 737	6,18
F40 APPAREILLAGES	15 425	1,08	754 191	0,73
F50 PHARMACIE	450 007	31,59	10 340 690	9,95
F51 PREVENTION	8 616	0,60	232 708	0,22
F60 ACTES EN K/RADIOS	139 226	9,77	9 708 909	9,35
F70 DENTAIRE	94 614	6,64	7 524 612	7,24
F80 OPTIQUE	25 066	1,76	2 543 747	2,45
F90 HOSPITALISATION	51 845	3,64	45 445 416	43,75
F91 ACCOUCHEMENT	2 679	0,19	4 945 509	4,76
Total	1 424 418	100	103 878 739	100

FIGURE 2.20 – Répartition des sinistres par poste

C'est le poste Pharmacie, avec 31% de la fréquence totale, qui représente le poste le plus présent en fréquence. Cependant, il ne représente que 10% du montant total des sinistres. C'est le poste hospitalisation qui a la plus grosse part des sinistres en montant. En effet, à lui seul, il englobe 43% du montant total.

Nous nous sommes ensuite intéressés au délai des sinistres du poste hospitalisation et des autres :

	delai
hospi	
non	81.58
oui	132.08
Total	83.67

FIGURE 2.21 – Délai moyen par poste

Les actes d’hospitalisation engendrent un plus long délai entre la surveillance et le paiement. Il apparaît donc nécessaire de séparer ces deux types de sinistres lors de l’étape de provisionnement.

Nous avons alors regardé la répartition entre les postes rattachés à l’hospitalisation ou non.

	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE	REVERS_CIE
	Fréquence	% de la fréquence totale	Somme	% de la somme totale
hospi				
non	1 365 704	95,88	52 497 085	50,54
oui	58 714	4,12	51 381 654	49,46
Total	1 424 418	100	103 878 739	100

FIGURE 2.22 – Répartition des sinistres du poste hospitalisation

Les actes d’hospitalisation sont moins fréquents que les autres. Cependant, ils engendrent des coûts plus importants. La segmentation est donc justifiée

Ainsi, nous avons segmenté nos trois périmètres initiaux avec d’un côté les sinistres rattachés au poste Hospitalisation et de l’autre les autres sinistres. Nous avons utilisé les mêmes méthodes que précédemment sur cette segmentation.

2.5.1 Chain Ladder

Voici les nouveaux graphes de vérification de l'hypothèse de proportionnalité pour nos 6 périmètres.

Direct Hospi :

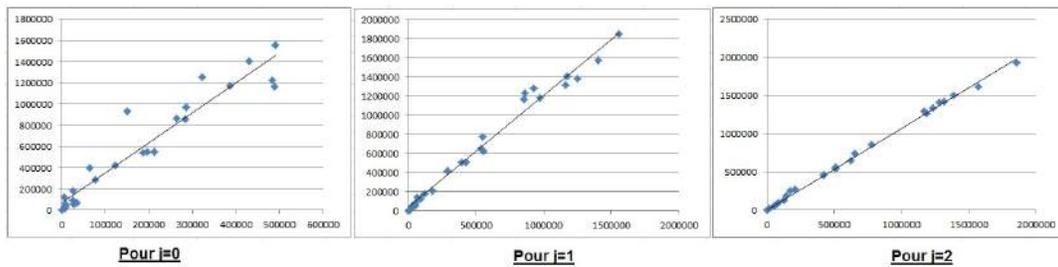


FIGURE 2.23 – Validation de l'hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Direct Hospi

Direct Non Hospi :

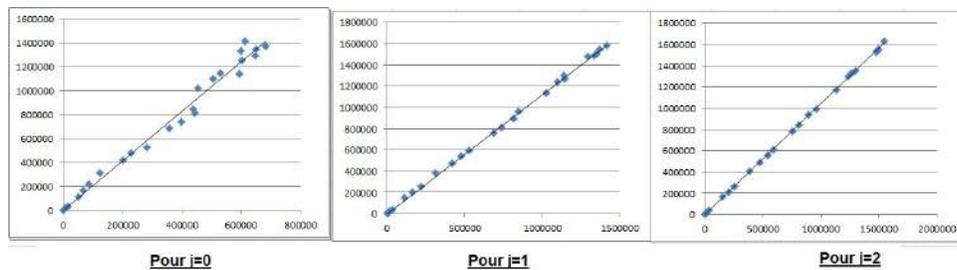


FIGURE 2.24 – Validation de l'hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Direct Non Hospi

Pour ces 2 périmètres, les points sont alignés. L'hypothèse de proportionnalité est donc vérifiée.

Reassurance :

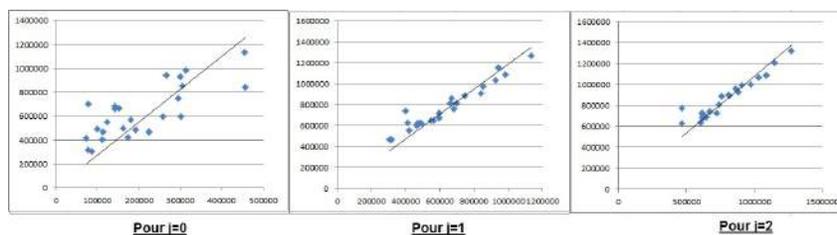


FIGURE 2.25 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Réassurance Hospi

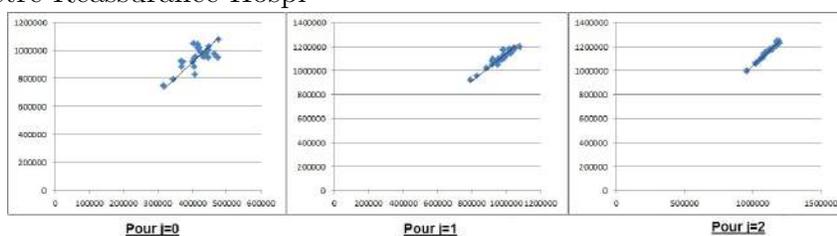


FIGURE 2.26 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Réassurance Non Hospi

Ici, les points sont alignés à partir de $j=1$. L’hypothèse de proportionnalité n’est donc pas encore totalement vérifiée.

Asia Hospi :

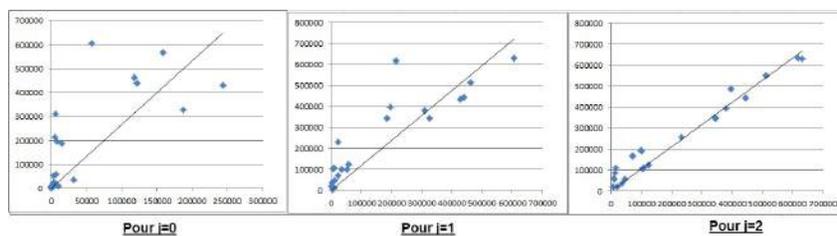


FIGURE 2.27 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Asia Hospi

Asia Non Hospi :

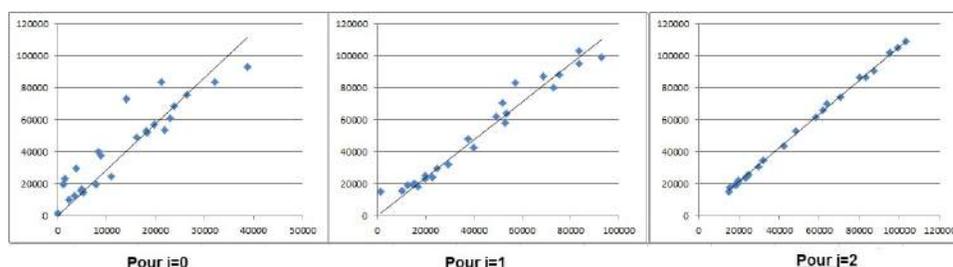


FIGURE 2.28 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité pour le périmètre Asia Non Hospi

Ici, les points sont alignés pour le périmètre Non Hospi, mais pas pour le périmètre Hospi. On peut donc supposer que Chain Ladder ne va donner des résultats fiables que pour le périmètre Asia Non Hospi.

Pour les méthodes de Chain Ladder pondérées, nous avons pris les mêmes pondérations que précédemment. Voici le tableau récapitulatif des facteurs de développement pour nos six périmètres :

DIRECT HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	3,210	1,241	1,083	1,037	1,025	1,004	1,011	1,002	1,006	1,002	1,001	1,000	1,000
moyenne	4,035	1,317	1,101	1,047	1,021	1,003	1,024	1,001	1,005	1,002	1,000	0,999	1,000
pondere	3,813	1,286	1,098	1,044	1,022	1,003	1,019	1,001	1,006	1,002	1,001	0,999	1,000
pondere^2	3,482	1,252	1,088	1,039	1,024	1,004	1,015	1,002	1,006	1,002	1,001	0,999	1,000
dernier	2,538	1,200	1,075	1,021	1,061	1,002	1,001	0,998	1,001	1,006	1,001	1,000	1,000

REASSURANCE HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	3,085	1,222	1,097	1,049	1,028	1,015	1,006	1,005	1,002	1,007	1,001	1,000	1,000
moyenne	3,598	1,263	1,117	1,048	1,028	1,016	1,007	1,005	1,002	1,009	1,001	1,000	1,000
pondere	3,246	1,228	1,081	1,042	1,028	1,016	1,006	1,004	1,001	1,008	1,001	1,000	1,000
pondere^2	3,152	1,208	1,064	1,038	1,028	1,014	1,005	1,004	1,001	1,007	1,001	1,000	1,000
dernier	4,890	1,322	1,070	1,004	1,041	1,002	1,004	1,001	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

ASIA HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	4,031	1,491	1,166	1,057	1,026	1,047	1,017	1,014	1,009	1,004	1,002	1,001	1,000
moyenne	###	3,628	2,255	1,178	1,030	1,079	1,033	1,034	1,033	1,004	1,002	1,001	1,000
pondere	###	3,050	1,747	1,131	1,029	1,072	1,025	1,023	1,020	1,004	1,002	1,001	1,000
pondere^2	###	2,490	1,408	1,096	1,026	1,064	1,019	1,015	1,012	1,005	1,003	1,001	1,000
dernier	3,562	1,012	1,025	1,001	1,000	1,000	1,001	1,001	1,000	1,008	1,000	1,000	1,001

FIGURE 2.29 – Facteurs de développement de la méthode de Chain Ladder pour les périmètres du poste Hospi

Pour les périmètres Hospi, on a de la volatilité entre les facteurs développement. En effet, pour le périmètre Direct, les coefficients du premier exercice de développement varient entre 2.5 et 4. Pour le périmètre Reass, ils varient de 3 à 4.8. La variation la plus grande est sur le périmètre Asia où les coefficients sont compris entre 3.5 et 14, ce qui fait un écart de 400%. Cela va engendrer des montants de réserves assez dispersés pour ces méthodes.

DIRECT NON HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,077	1,124	1,040	1,017	1,008	1,004	1,003	1,001	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
moyenne	2,952	1,145	1,040	1,018	1,008	1,004	1,002	1,001	1,000	1,001	1,000	1,000	1,000
pondere	2,165	1,131	1,040	1,017	1,008	1,004	1,003	1,001	1,000	1,001	1,000	1,000	1,000
pondere^2	2,097	1,125	1,040	1,017	1,008	1,004	1,003	1,001	0,999	1,001	1,000	1,000	1,000
dernier	2,084	1,118	1,035	1,015	1,010	1,004	1,002	1,003	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

REASSURANCE NON HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,297	1,141	1,039	1,017	1,007	1,004	1,003	1,002	1,002	1,000	1,000	1,000	1,000
moyenne	2,304	1,142	1,039	1,017	1,007	1,004	1,003	1,002	1,002	1,000	1,000	1,000	1,000
pondere	2,291	1,141	1,040	1,017	1,008	1,004	1,003	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000	1,000
pondere^2	2,290	1,142	1,041	1,018	1,008	1,004	1,003	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000	1,000
dernier	2,384	1,160	1,046	1,014	1,014	1,004	1,002	1,005	1,001	1,000	1,000	1,000	1,000

ASIA NON HOSPI													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	3,181	1,214	1,060	1,022	1,009	1,005	1,002	1,003	1,000	1,000	1,000	1,000	0,998
moyenne	4,470	1,615	1,059	1,020	1,007	1,003	1,001	1,002	1,000	1,000	1,000	1,000	0,997
pondere	3,570	1,274	1,063	1,022	1,009	1,004	1,002	1,002	1,000	1,000	1,000	1,000	0,997
pondere^2	3,244	1,217	1,063	1,023	1,010	1,005	1,002	1,003	1,000	1,000	1,000	1,000	0,998
dernier	2,666	1,170	1,057	1,010	1,007	1,004	1,002	1,004	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

FIGURE 2.30 – Facteurs de développement de la méthode de Chain Ladder pour les périmètres du poste Non Hospi

Ici, pour les périmètres Direct Non Hospi et Reass Non Hospi, les différentes méthodes donnent des facteurs stables. En effet, l'écart entre le plus petit et le plus grand coefficient est inférieur à 1 pour Direct Non Hospi et inférieur à 0.1 pour l'autre. On aura donc des montants de réserves du même ordre de grandeur.

Cependant, pour le périmètre Asia Non Hospi, on observe des écarts légèrement plus grand. Les coefficients du premier exercice de développement varient entre 2.6 et 4. On en déduit donc que ces méthodes vont donner des montants de réserves plus dispersés sur ce périmètre.

2.5.2 Les méthodes autorégressives

London Chain

Nous avons tout d'abord calculé les facteurs de développement pour l'application de la méthode de London Chain pour les six périmètres.

	DIRECT HOSPI		REASS HOSPI		ASIA HOSPI		DIRECT NON HOSPI		REASS NON HOSPI		ASIA NON HOSPI	
	f _i	a _j	f _i	a _j	f _i	a _j	f _i	a _j	f _i	a _j	f _i	a _j
<u>0</u>	2.82	71499.25	1.54	314587.61	2.19	72942.97	2.06	4752.41	1.48	339989.45	2.35	11167.17
<u>1</u>	1.17	38909.55	0.93	187586.30	1.00	69489.98	1.11	6944.45	0.99	144065.99	1.12	3986.29
<u>2</u>	1.05	20687.15	0.85	189665.61	0.95	43441.89	1.04	-998.97	1.02	20773.56	1.06	-110.58
<u>3</u>	1.02	11023.85	1.07	-14553.03	0.96	22611.60	1.02	-47.72	1.00	23543.02	1.02	-104.58
<u>4</u>	1.04	-7114.50	1.01	13567.07	1.01	4008.62	1.01	-495.07	1.00	6580.10	1.01	-186.76
<u>5</u>	1.00	-522.98	0.98	32619.62	0.99	13486.27	1.00	13.66	1.00	1887.84	1.01	-125.93
<u>6</u>	1.00	4268.63	0.99	11917.73	0.99	5869.14	1.00	-61.23	1.00	1548.37	1.00	-64.96
<u>7</u>	1.00	20.97	1.00	4718.94	0.99	4634.55	1.00	-360.17	1.00	8100.20	1.01	-195.91
<u>8</u>	1.00	1405.02	1.00	5330.88	1.00	1423.51	1.00	331.50	0.97	42718.25	1.00	0.00
<u>9</u>	1.00	-504.19	0.97	31363.27	1.01	-639.28	1.00	215.44	1.00	-1142.05	1.00	-8.43
<u>10</u>	1.00	-220.72	1.00	1854.88	1.00	-53.65	1.00	7.75	1.00	-83.67	1.00	0.00
<u>11</u>	1.00	-599.81	1.00	-2215.07	1.00	-369.67	1.00	26.29	1.00	-3376.71	1.00	0.00
<u>12</u>	1.00	-7.81	1.00	-1728.27	1.00	-33.86	1.00	49.30	0.99	8538.55	1.00	-117.05
<u>13</u>	1.00	-10.88	1.00	2639.45	1.00	-220.11	1.00	3.55	1.00	2677.40	1.00	0.00
<u>14</u>	1.00	0.00	0.99	6783.31	1.00	-7.99	1.00	0.00	1.00	637.59	1.00	0.00
<u>15</u>	1.00	0.00	1.00	-68.25	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	1594.78	1.00	0.00
<u>16</u>	1.00	0.00	1.00	-1930.87	1.00	0.00	1.00	-11.34	1.00	-242.87	1.00	0.00
<u>17</u>	1.00	0.00	1.00	201.69	1.00	0.00	1.00	-22.28	1.00	0.00	1.00	0.00
<u>18</u>	1.00	0.00	1.00	220.34	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	-137.05	1.00	0.00
<u>19</u>	1.00	0.00	1.00	-242.09	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	-10.55	1.00	0.00
<u>20</u>	1.00	0.00	0.96	43674.08	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
<u>21</u>	1.00	0.00	0.97	30791.34	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
<u>22</u>	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
<u>23</u>	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00
<u>24</u>	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00	1.00	0.00

FIGURE 2.31 – Facteurs de développement de la méthode de London Chain

Les estimations des valeurs des ordonnées à l'origine sont non nulles pour les six périmètres. L'hypothèse d'une relation affine entre les exercices de développement est donc fondée. La méthode va donner des résultats utilisables.

London Pivot

Voici le tableau récapitulatif des estimations des paramètres de la méthode de London Pivot pour la segmentation en 6 périmètres. Nous avons utilisé le logiciel Excel comme nous l'avons fait pour la segmentation précédente.

	DIRECT HOSPI		REASS HOSPI		ASIA HOSPI		DIRECT NON HOSPI		REASS NON HOSPI		ASIA NON HOSPI	
	f _i	a	f _i	a	f _i	a	f _i	a	f _i	a	f _i	a _j
<u>0</u>	2.808	41761.10	1.396	873370.76	2.029	82780.55644	2.061	5109.03	1.447	790766.68	2.336	8556.32
<u>1</u>	1.204		1.090		1.189		1.120		1.077		1.165	
<u>2</u>	1.068		1.043		1.062		1.041		1.023		1.054	
<u>3</u>	1.029		1.025		1.018		1.017		1.010		1.019	
<u>4</u>	1.028		1.014		1.017		1.008		1.004		1.009	
<u>5</u>	1.004		1.007		1.022		1.004		1.002		1.005	
<u>6</u>	1.008		1.003		1.007		1.003		1.002		1.002	
<u>7</u>	1.002		1.003		1.006		1.002		1.001		1.003	
<u>8</u>	1.005		1.001		1.005		0.999		1.001		1.000	
<u>9</u>	1.003		1.003		1.004		1.000		1.000		1.000	
<u>10</u>	1.001		1.001		1.002		1.000		1.000		1.000	
<u>11</u>	1.000		1.000		1.001		1.000		1.000		1.000	
<u>12</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		0.999	
<u>13</u>	1.000		1.000		1.001		1.000		1.000		1.000	
<u>14</u>	1.000		0.999		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>15</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>16</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>17</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>18</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>19</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>20</u>	1.000		1.003		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>21</u>	1.000		1.002		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>22</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>23</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	
<u>24</u>	1.000		1.000		1.000		1.000		1.000		1.000	

FIGURE 2.32 – Facteurs de développement de la méthode de London Pivot

2.5.3 Les méthodes factorielles

En ce qui concerne les méthodes factorielles, on a réalisé le même travail en prenant en compte cette fois-ci de la segmentation Hospi/Non Hospi.

Voici la valeur des paramètres pour le modèle de De Vylder :

	DIRECT HOSPI		DIRECT NON HOSPI		REASS HOSPI		REASS NON HOSPI		ASIA HOSPI		ASIA NON HOSPI	
	\bar{x}_i	\bar{y}_i	\bar{x}_i	\bar{y}_i	\bar{x}_i	\bar{y}_i	\bar{x}_i	\bar{y}_i	\bar{x}_i	\bar{y}_i	\bar{x}_i	\bar{y}_i
0	0	0.22	579278	0.23	8911	0.14	4324	0.39	1120257	0.36	43	0.19
1	13269	0.48	713592	0.48	5530	0.50	16009	0.42	1236545	0.47	1800	0.39
2	40505	0.15	1099370	0.14	16647	0.19	45495	0.10	1187872	0.12	5389	0.11
3	43140	0.06	1018219	0.07	17933	0.05	50657	0.04	1243019	0.03	5819	0.06
4	110174	0.03	701229	0.04	48681	0.02	150514	0.02	1280758	0.01	16870	0.03
5	146942	0.03	710629	0.03	65508	0.02	211338	0.01	1292838	0.01	25261	0.00
6	133596	0.01	672516	0.01	84059	0.02	288993	0.01	1132684	0.00	27605	0.06
7	211946	0.01	520050	0.00	66501	0.02	400045	0.01	1204828	0.00	40980	0.05
8	286153	0.00	716348	0.00	140430	0.01	514684	0.00	1140343	0.00	48689	0.03
9	627643	0.00	1033259	0.00	16549	0.01	586967	0.00	1275097	0.00	68888	0.02
10	472162	0.01	998446	0.00	65315	0.01	647012	0.00	1210603	0.00	62112	0.04
11	605274	0.00	994911	0.00	58937	0.00	838208	0.00	1238878	0.00	78713	0.01
12	743524	0.00	990300	0.00	95871	0.00	902761	0.00	1131502	0.00	87723	0.00
13	760734	0.00	1484254	0.00	174604	0.00	988975	0.00	1158074	0.00	88813	0.00
14	802485	0.00	677584	0.00	445184	0.00	1039015	0.00	1068389	0.00	80138	0.00
15	1522932	0.00	811628	0.00	590297	0.00	1258007	0.00	1192274	0.00	65483	0.00
16	1336175	0.00	1256051	0.00	383166	0.00	1405414	0.00	1153590	0.00	84402	0.00
17	1277300	0.00	1373351	0.00	128201	0.00	1401477	0.00	1161170	0.00	109580	0.00
18	1397455	0.00	737446	0.00	534147	0.00	1356056	0.00	1119718	0.00	73446	0.00
19	1772266	0.00	1327414	0.00	627533	0.00	1642887	0.00	1159264	0.00	121388	0.00
20	2187343	0.00	777871	0.00	568526	0.00	1653882	0.00	1078628	0.00	90911	0.00
21	1926914	0.00	1143026	0.00	924178	0.00	1690454	0.00	1144473	0.00	152245	0.01
22	1506761	0.00	783469	0.00	322347	0.00	1596727	0.00	994137	0.00	165628	0.00
23	1641730	0.00	590050	0.00	408206	0.00	1744675	0.00	963575	0.00	146778	0.00
24	1650768	0.00	743376	0.00	825666	0.00	1545470	0.00	909910	0.00	118834	0.00
25	1537349.68	1.4E-06	721426.65	3.87E-07	1823713.48	3.8E-06	1686254.38	1.1E-06	973600.99	2.7E-07	211687.58	1.5E-05

FIGURE 2.33 – Estimations des paramètres pour les six périmètres

Nous avons construit les triangles de validation empirique de la méthode. Ces triangles se situent en annexe C.

2.5.4 La méthode des loss ratios

Dans cette méthode, nous n'avons pas pu réaliser les mêmes calculs que pour les périmètres Direct/Asia/Réassurance. En effet, dans le fichier des assurés dans lequel nous avons extrait nos triangles de primes, nous n'avons pas la répartition de ces primes entre le poste Hospitalisation et les postes Non Hospitalisation. De ce fait, nous n'avons pas pu appliquer la méthode des loss ratios avec les primes émises comme indicateurs. Nous nous sommes restreint à la méthode qui s'appuie sur les nombres de sinistres payés.

		Direct Hospi	Asia Hospi	Reassurance Hospi
Sinistres payés	Loss Ratio Simple	758,44	762,15	966,72
	Loss Ratio Moyen	778,77	1 354,45	893,36
	Loss Ratio Complémentaire	724,52	1 292,84	898,90

FIGURE 2.34 – Valeurs des loss ratios pour les périmètres Hospi

Ici, pour le périmètre Asia Hospi, le loss ratio simple est deux fois moins élevé que les autres loss ratios. Cette méthode ne va donc pas donner des résultats pertinents. Pour le périmètre Reass Hospi, le loss ratio simple est plus élevé que les deux autres. Cette méthode ne sera pas non plus fiable.

		Direct Non Hospi	Asia Non Hospi	Reassurance Non Hospi
Sinistres payés	Loss Ratio Simple	30,08	60,15	37,60
	Loss Ratio Moyen	35,89	62,27	40,34
	Loss Ratio Complémentaire	32,78	59,86	40,93

FIGURE 2.35 – Valeurs des loss ratios pour les périmètres Non Hospi

A première vue, les différents loss ratios semblent moins variables que dans les périmètres Hospi. Cependant les valeurs étant plus petites, nous avons calculé les écarts en pourcentages. On s'est aperçu que pour le périmètre Direct, le loss ratio simple est 15% moins élevé que le loss ratio complémentaire. Pour le périmètre Reass, l'écart était de 8%. Le loss ratio simple n'est donc pas applicable sur ces données.

2.5.5 Résultats des méthodes déterministes avec la segmentation en six périmètres

Voici le tableau qui récapitule les résultats obtenus selon les différentes méthodes :

		Direct		Reass		Asia		Total
		Hospi	Non Hospi	Hospi	Non Hospi	Hospi	Non Hospi	
Chain Ladder	Standard	2 430 090.82	1 474 492.40	1 362 205.18	976 854.89	2 854 327.34	149 172.14	9 247 142.78
	pondéré moyen	3 290 623.91	2 267 134.36	1 638 419.97	982 352.56	49 588 379.56	298 885.81	58 065 796.17
	pondéré $W_{i,j}=i+j-1$	3 024 723.84	1 575 048.02	1 381 453.00	975 527.68	29 506 557.11	178 657.84	36 641 967.49
	pondéré $W_{i,j}=(i+j-1)^2$	2 650 193.99	1 498 398.36	1 264 736.62	975 166.66	16 266 394.65	153 926.55	22 808 816.82
	pondéré $f_j=fn-j,j$	1 919 389.84	1 477 786.53	1 625 096.68	1 083 167.40	758 633.78	114 438.87	6 978 513.09
Auto-régressives	London Chain	2 142 066.79	1 458 301.95	1 549 071.13	1 179 524.00	742 899.33	127 007.41	7 198 870.62
	London Pivot	2 157 672.45	1 459 085.62	1 509 010.96	1 086 563.07	1 060 420.95	121 459.28	7 394 212.35
Loss Ratio	Primes, LR simple							-
	Primes, LR complémentaire							-
	Primes, LR moyen							-
	NB, LR simple	1823976.245	-2282513.017	3370070.927	-1082435.712	-1669345.393	95730.13006	255 483.18
	NB, LR complémentaire	2430090.82	1474492.404	1362205.184	976854.8922	2854327.34	149172.1386	9 247 142.78
	NB, LR moyen	812482.0143	-537951.3751	1513744.593	1420568.322	2383741.553	88368.11314	5 680 953.22
	Cout Moyen	2 594 171.20	1 375 089.55	1 388 257.03	978 918.62	6 141 017.50	165 128.47	12 642 582.39
Factorielles	De vyllder	2 340 610.05	1 731 433.36	1 010 491.68	889 227.80	2 176 352.15	414 783.37	8 562 898.41
	Verbeek taylor	5 340 454.91	3 369 273.86	8 531 594.27	5 320 165.69	7 586 570.47	4 515 163.17	34 663 222.36

FIGURE 2.36 – Tableau récapitulatif des montants de réserves pour les six périmètres

Tout d'abord, en plus des méthodes de loss ratios simples et loss ratios moyens, avec cette segmentation, la méthode de Verbeek Taylor donne des résultats très élevés par rapport aux autres méthodes. On peut donc écarter ces méthodes. Ensuite, on s'aperçoit que le montant total des réserves n'est toujours pas stable malgré une segmentation approfondie. Les montants de réserves varient entre 7 millions et 58 millions. Cette fois-ci, c'est dans le périmètre Asia Hospi que se trouve la source de volatilité.

2.5.6 Vérification des méthodes

Nous avons également réalisé un Back-testing sur deux trimestres pour valider les méthodes. De même que pour la segmentation en trois périmètres, nous analysons uniquement les résultats du Back-testing sur le montant total par trimestre de survenance. Le détail par exercice de survenance se trouve en annexe D.

Pour le périmètre Direct Hospi :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	1092506,67		499454,69	
standard	1 487 554,28	36,16%	614 139,66	22,96%
moyenne	1 943 810,62	77,92%	869 768,24	74,14%
pondere	1 854 965,98	69,79%	808 121,83	61,80%
pondere^2	1 669 917,63	52,85%	697 342,87	39,62%
dernier	821 547,11	-24,80%	251 881,28	-49,57%
London Chain	1 300 860,81	19,07%	494 868,98	-0,92%
London Pivot	1 320 955,52	20,91%	511 442,62	2,40%
De vylde	1 399 688,76	28,12%	538 773,12	7,87%
Verbeek Taylor	1 664 442,16	52,35%	650 423,67	30,23%

FIGURE 2.37 – Back-testing sur le périmètre Direct Hospi

Contrairement au périmètre Direct, dans la segmentation Hospi de celui-ci, on n'observe aucune méthode avec un écart inférieur à 10%.

Pour le périmètre Direct Non Hospi :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	1130260,24		273465,39	
standard	915 848,69	-18,97%	261 258,74	-4,46%
moyenne	1 541 078,69	36,35%	384 236,37	40,51%
pondere	991 780,29	-12,25%	282 687,11	3,37%
pondere^2	926 056,44	-18,07%	263 811,99	-3,53%
dernier	868 859,08	-23,13%	244 129,68	-10,73%
London Chain	897 035,26	-20,63%	249 463,83	-8,78%
London Pivot	899 425,10	-20,42%	252 229,04	-7,77%
De vylde	935 871,36	-17,20%	286 764,76	4,86%
Verbeek Taylor	1 073 175,95	-5,05%	287 267,00	5,05%

FIGURE 2.38 – Back-testing sur le périmètre Direct non Hospi

En ce qui concerne ce périmètre, pour le second trimestre de 2014, presque toutes les méthodes ont des écarts inférieurs à 10%. Pour le premier semestre 2014, il y a qu'une seule méthode en dessous des 10 %. Mais les autres méthodes ont des écarts plus petits que pour le périmètre Direct. Sur ce périmètre, on doit donc utiliser la méthode de Verbeek Taylor.

Pour le périmètre Réassurance Hospi :

	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
Reel	438488,05		233988,82	
standard	704 483,45	60,66%	315 769,26	34,95%
moyenne	845 903,35	92,91%	387 310,25	65,53%
pondere	707 855,72	61,43%	307 781,47	31,54%
pondere^2	638 235,91	45,55%	264 356,01	12,98%
dernier	572 219,68	30,50%	192 959,74	-17,53%
London Chain	773 421,78	76,38%	421 540,52	80,15%
London Pivot	753 061,48	71,74%	324 994,28	38,89%
De vyllder	592 955,84	35,23%	214 540,44	-8,31%
Verbeek Taylor	1 066 777,41	143,29%	477 482,68	104,06%

FIGURE 2.39 – Back-testing sur le périmètre Reass Hospi

Comme pour le périmètre Reass non segmenté, il n'y a aucune méthode avec un écart inférieur à 10%. Cependant, contrairement au périmètre Reass, les écarts sont presque tous supérieurs à 30%. Cela confirme donc que les méthodes déterministes ne sont pas applicables sur ce périmètre.

Pour le périmètre Réassurance Non Hospi :

	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
Reel	646304,4		215468,37	
standard	646 045,71	-0,04%	189 266,35	-12,16%
moyenne	648 985,49	0,41%	190 247,50	-11,71%
pondere	642 350,07	-0,61%	189 125,52	-12,23%
pondere^2	640 047,41	-0,97%	188 965,58	-12,30%
dernier	547 432,71	-15,30%	166 050,92	-22,93%
London Chain	782 528,81	21,08%	225 777,59	4,78%
London Pivot	759 677,96	17,54%	219 310,78	1,78%
De vyllder	978 988,74	51,47%	-141 995,94	-165,90%
Verbeek Taylor	764 437,25	18,28%	222 309,73	3,18%

FIGURE 2.40 – Back-testing sur le périmètre Reass non Hospi

Avec des écarts inférieurs à 1% pour le premier trimestre et proches de 10% pour le second trimestre, les méthodes de Chain Ladder standard et pondérées sont adéquates pour ce périmètre.

Pour le périmètre Asia Hospi :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	242597,16		20470,66	
standard	1 420 759,83	485,65%	1 000 834,45	4789,12%
moyenne	5 445 886,82	2144,83%	12 732 146,77	62097,05%
pondere	5 188 349,35	2038,67%	10 744 688,54	52388,24%
pondere^2	4 563 261,27	1781,00%	7 766 477,03	37839,55%
dernier	219 576,34	-9,49%	47 517,50	132,12%
London Chain	574 904,32	136,98%	149 571,69	630,66%
London Pivot	588 079,66	142,41%	260 652,26	1173,30%
De vylder	1 081 305,32	345,72%	462 516,21	2159,41%
Verbeek Taylor	610 235,33	151,54%	370 745,92	1711,11%

FIGURE 2.41 – Back-testing sur le périmètre Asia Hospi

Comme nous l'avons supposé, les écarts sont très élevés. Cela confirme donc que l'on ne peut pas utiliser les méthodes standards sur ce périmètre.

Pour le périmètre Asia Non Hospi :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	82595,65		21403,86	
standard	86 718,80	4,99%	28 071,56	31,15%
moyenne	158 777,87	92,24%	90 646,31	323,50%
pondere	105 116,70	27,27%	38 312,62	79,00%
pondere^2	91 152,54	10,36%	29 954,95	39,95%
dernier	56 335,84	-31,79%	12 432,17	-41,92%
London Chain	69 967,76	-15,29%	22 192,10	3,68%
London Pivot	70 564,49	-14,57%	22 242,46	3,92%
De vylder	162 541,69	96,79%	98 926,03	362,19%
Verbeek Taylor	88 801,48	7,51%	27 875,65	30,24%

FIGURE 2.42 – Back-testing sur le périmètre Asia non Hospi

Avec des écarts à 15% pour le premier trimestre 2014 et à 3% pour le second trimestre, on doit utiliser les méthodes autorégressives (London Pivot et London Chain) pour le périmètre Asia Non Hospi

2.5.7 Les méthodes stochastiques

La méthode du bootstrap

Pour la mise en place des méthodes de bootstrap pour nos six périmètres, nous avons utilisé directement le package du logiciel R. Nous avons réalisé 10 000 simulations.

Voici les résumés statistiques pour les six périmètres :

	IBNR	SE	Intervalle	VaR 95%
DIRECT HOSPI	2 536 389	342 617	[1864860;3207918]	3 132 716
DIRECT NON HOSPI	1 503 092	7 366	[1488655;1517529]	1 627 043
ASIA HOSPI	3 039 392	1 041 743	[997576;5081208]	5 022 764
ASIA NON HOSPI	150 651	24 629	[102378;198924]	192 427
REASS HOSPI	1 491 745	354 851	[796237;2187253]	2 123 652
REASS NON HOSPI	980 324	72 546	[838134;1122514]	109 692

FIGURE 2.43 – Résultats de la méthode du bootstrap appliquée aux six périmètres

D'après ce tableau, le rapport IBNR moyen/erreur est plus élevé pour les postes hospitalisations que pour les autres. On peut donc affirmer que la segmentation ne nous permet toujours pas d'avoir des données assez homogènes pour utiliser les méthodes standards.

La méthode de Mack

De même que pour la segmentation en trois périmètres, nous avons utilisé le logiciel R pour le calcul des erreurs. Voici le tableau récapitulatif.

	IBNR	SE	Intervalle	Deviance
DIRECT HOSPI	2 430 090	498 893	[1452259;3407921]	0.89
DIRECT NON HOSPI	1 474 492	124 287	[1230889;1718095]	0.94
ASIA HOSPI	2 854 327	29 420 364	[-54809586;60518240]	0.72
ASIA NON HOSPI	149 172	250 082	[-340988;639332]	0.9
REASS HOSPI	1 362 205	459 321	[461936;2262474]	0.94
REASS NON HOSPI	976 854	84 579	[811080;1142628]	0.97

FIGURE 2.44 – Résultats de la méthode de Mack appliquée aux six périmètres

Tout d'abord, on remarque que la segmentation du périmètre Réassurance en 2 sous périmètres a diminué considérablement l'erreur que nous avons trouvée avec la segmentation précédente. Cependant, on retrouve toujours le problème pour le périmètre Asia, même si la déviance pour le périmètre Asia Non Hospitalisation a augmenté. Pour finir, on s'aperçoit que les périmètres Hospitalisation ont des déviances plus petites que les périmètres Non Hospitalisation. Cela nous conforte dans le fait de dire que cette segmentation n'est pas adéquate.

Les modèles linéaires généralisés

Nous n'avons pas pu appliquer cette méthode sur la segmentation en six périmètres car elle n'était pas applicable sur nos triangles. En effet, dans nos triangles incrémentaux, nous avons des colonnes où il n'y avait que des 0. Or les modèles linéaires généralisés nécessitent d'avoir au moins une valeur non nulle par colonne pour être appliquées.

2.5.8 Conclusion sur le provisionnement sur les six périmètres

D'après cette segmentation en six périmètres, on a observé que les méthodes de provisionnement appliquées aux sinistres rattachés au poste hospitalisation n'étaient pas concluantes et que l'on ne pouvait donc pas appliquer ces méthodes sur ce type de données.

Nous avons réalisé une étude sur ce type de sinistres pour identifier la source du problème. On s'est aperçu qu'en assurance mobilité, les sinistres du poste hospitalisation pouvaient avoir des coûts très élevés. De plus, ces derniers ne sont pas récurrents dans le temps. Or, l'homogénéité est un des éléments requis pour l'application des méthodes de provisionnement. Ainsi, il est compréhensible que les méthodes standards appliquées sur ce type de données ne donnent pas des résultats stables.

Cependant, tous les sinistres du poste hospitalisation n'ont pas cette caractéristique. Ainsi, la segmentation Hospitalisation/Non Hospitalisation n'est pas adéquate. Il faut donc réaliser une segmentation selon les coûts des sinistres. C'est l'objet de la partie suivante.

Chapitre 3

Méthodes prenant en compte les particularités de l'assurance mobilité

Dans la partie précédente, nous avons vu qu'en appliquant les méthodes standards sur notre portefeuille résultaient des montants de réserves instables. En effet, lors de la mise en place des processus de Back-testing, les montants de réserves prédits étaient éloignés des réserves qui étaient réellement observées. De plus, nous avons supposé que ce qui empêchait le bon fonctionnement des méthodes était la présence de sinistres ayant des montants extrêmes. En effet, dans l'assurance mobilité, il est courant que des sinistres atteignent des montants très élevés. C'est cette particularité qui justifie l'existence de ce type d'assurance. En effet, dans certains pays comme aux Etats-Unis, l'accès aux soins à un coût beaucoup plus important qu'en France. Ainsi, la population est obligée de souscrire une assurance complémentaire. Il est alors primordial de traiter différemment ce genre de sinistres durant l'étape de provisionnement

Dans ce chapitre, nous avons décidé de faire la distinction entre deux types de sinistres. D'un côté, il y a les sinistres qui sont dits "attritionnels", qui sont les sinistres qui ont des montants qui ne sont pas très élevés et dont la fréquence est périodique. De l'autre côté, il y a les sinistres de pointe, qui sont des sinistres dont le montant est très élevé et qui sont moins récurrents.

Nous avons décidé d'appliquer cette séparation de sinistres à nos trois périmètres de départ : Direct/Réassurance/Asia. Il nous a fallu fixer un seuil qui nous sert de frontière entre les sinistres attritionnels et les sinistres de pointe. Pour cela, nous avons utilisé le quantile à 99% de la distribution des montants de sinistres positifs. Nous avons alors obtenu la frontière à 1 000 euros. Ainsi, pour chaque périmètre, nous avons obtenu deux triangles de liquidation : le premier correspondant aux sinistres attritionnels et le second aux sinistres de pointe.

3.1 Provisionnement des sinistres attritionnels

La segmentation nous permet de supposer que les triangles correspondant aux sinistres attritionnels sont homogènes. Ainsi, nous avons appliqué les méthodes standards de provisionnement sur ces triangles.

La mise en place de ces méthodes étant faite de la même manière que précédemment, nous n'allons pas nous y attarder dans cette partie. Cependant, les graphes de validation de la méthode de Chain Ladder et les estimations des facteurs de développement des méthodes déterministes se trouvent en annexes E,F,G,H et I.

3.1.1 Résultats des méthodes déterministes sur les triangles écrêtés

		Direct Attritionnel	Reass Attritionnel	Asia Attritionnel	Total Attritionnel
Chain Ladder	Standard	1 106 996.88	615 585.77	160 058.83	1 882 641.48
	pondéré moyen	1 682 630.15	623 802.58	328 261.95	2 634 694.67
	pondéré $W_{i,j}=i+j-1$	1 168 635.34	640 168.88	184 564.90	1 993 369.12
	pondéré $W_{i,j}=(i+j-1)^2$	1 117 422.67	664 167.18	159 581.33	1 941 171.17
	pondéré $f_j=fn-j,j$	1 137 493.31	853 307.45	81 734.03	2 072 534.79
Auto-régressives	London Chain	1 133 322.30	961 289.06	191 435.36	2 286 046.71
	London Pivot	1 113 674.77	664 637.52	144 469.55	1 922 781.85
Loss Ratio	Primes, LR simple	-	-	-	-
	Primes, LR complémentaire	-	-	-	-
	Primes, LR moyen	-	-	-	-
	NB, LR simple	- 4 414 136.75	- 1 002 113.08	48 686.60	- 5 367 563.24
	NB, LR complémentaire	1 106 996.88	615 585.77	160 058.83	1 882 641.48
	NB, LR moyen	- 459 135.49	820 503.21	121 755.19	483 122.91
	Coût Moyen	1 096 674.95	623 533.27	177 957.64	1 898 165.85
Factorielles	De vylder	1 149 805.71	691 858.65	166 720.97	2 008 385.33
	Verbeek taylor	1 220 925.28	740 206.84	156 038.75	2 117 170.88

FIGURE 3.1 – Tableau récapitulatif des montants de réserves pour les trois périmètres écrêtés

Tout d'abord, tout comme pour les segmentations précédentes, les méthodes de loss ratios simples et loss ratios moyens donnent des montants improbables. On peut donc mettre de côté ces méthodes, car elles ne seront pas applicables sur nos données. Ensuite, pour cette segmentation, on a obtenu des résultats stables. En effet, le montant total des réserves varie entre 1.8 millions et 2.6 millions. Cette stabilité est dû à l'écrêtement des données qui a rendu nos données homogènes et donc des données sur lesquelles sont applicables les méthodes de provisionnement standards. Nous allons maintenant regarder laquelle de ces méthodes aurait donné les meilleurs résultats pour les deux derniers trimestres. Nous avons encore utilisé un back-testing sur les deux derniers trimestres.

3.1.2 Back-testing des méthodes déterministes

Pour le périmètre Direct Attritionnel :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	843475,55		223692,88	
standard	706 795,37	-16,20%	210 983,07	-5,68%
moyenne	1 211 867,99	43,68%	305 396,18	36,52%
pondere	768 304,15	-8,91%	226 024,75	1,04%
pondere^2	713 930,09	-15,36%	212 426,84	-5,04%
dernier	657 431,17	-22,06%	216 990,83	-3,00%
London Chain	691 379,42	-18,03%	205 650,40	-8,07%
London Pivot	688 867,78	-18,33%	204 550,10	-8,56%
De vylder	729 075,19	-13,56%	239 252,34	6,96%
Verbeek Taylor	791 948,83	-6,11%	223 362,95	-0,15%

FIGURE 3.2 – Back-testing sur le périmètre Direct écrité

La méthode de Chain Ladder, avec la moyenne des facteurs de développement, a sur-provisionné de 43 et 36% les deux premiers trimestres de 2014. En revanche, toutes les autres méthodes ont des écart inférieurs à 20% pour le premier trimestre 2014, et inférieurs à 10% pour le second. On peut préconiser la méthode de Chain Ladder pondérée ou la méthode de Verbeek Taylor qui ont des écarts inférieurs à 10% pour le premier trimestre et inférieur ou égale à 1% pour le second.

Pour le périmètre Réassurance Attritionnel :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	508368,73		185955,61	
standard	470 391,87	-7,47%	127 657,62	-31,35%
moyenne	472 796,23	-7,00%	128 677,47	-30,80%
pondere	467 906,52	-7,96%	129 730,77	-30,24%
pondere^2	467 662,60	-8,01%	131 900,16	-29,07%
dernier	432 047,42	-15,01%	145 067,67	-21,99%
London Chain	548 105,54	7,82%	163 853,32	-11,89%
London Pivot	527 447,06	3,75%	142 755,91	-23,23%
De vylder	473 043,07	-6,95%	130 113,43	-30,03%
Verbeek Taylor	559 653,35	10,09%	152 681,24	-17,89%

FIGURE 3.3 – Back-testing sur le périmètre Reass écrité

Toutes les méthodes ont sur-provisionné le second semestre par rapport à ce qu'on a réellement observé. Cependant, pour le premier semestre, presque toutes les méthodes ont des écarts qui sont inférieurs à 10%. La méthode de London Pivot qui est la méthode la plus adéquate pour provisionner le

périmètre réassurance attritionnel sur le premier trimestre de 2014 avec un écart de 3%. Pour le second semestre, c'est la méthode de London Chain qui donne les meilleurs résultats avec un écart de 11%.

Pour le périmètre Asia Attritionnel :

Reel	1er Trimestre 2014		2nd Trimestre 2014	
	Estimation	Ecart	Estimation	Ecart
	89441,26		18535,51	
standard	73 023,04	-18,36%	30 314,18	63,55%
moyenne	158 730,46	77,47%	131 088,18	607,23%
pondere	90 257,75	0,91%	45 660,99	146,34%
pondere^2	74 711,30	-16,47%	30 839,25	66,38%
dernier	44 362,40	-50,40%	17 686,04	-4,58%
London Chain	55 787,95	-37,63%	20 728,21	11,83%
London Pivot	58 173,85	-34,96%	22 792,74	22,97%
De vylder	125 592,34	40,42%	68 779,77	271,07%
Verbeek Taylor	73 211,41	-18,15%	29 196,80	57,52%

FIGURE 3.4 – Back-testing sur le périmètre Asia écrité

La méthode de Chain Ladder pondérée à un écart inférieur à 1% pour le premier trimestre. Or, pour le second trimestre l'écart approche les 150%.

Ainsi, ces résultats nous permettent de dire que la survenance des sinistres étant aléatoire, on peut provisionner correctement un exercice et réaliser une mauvaise estimation à l'exercice suivant. Ainsi, la méthode de back testing sur deux exercices possède des limites.

3.1.3 Méthode du bootstrap sur les triangles écrêtés

Nous avons appliqué la méthode du bootstrap sur nos triangles écrêtés. De même que pour les segmentations précédentes, nous avons réalisé 10 000 simulations. Voici le tableau récapitulatif des résultats :

	IBNR	SE	Intervalle	VaR 95%
DIRECT Attr	1 103 790	123 863	[861019;1346561]	1 289 515
ASIA Attr	159 873	28 404	[104201;215545]	211 471
REASS Attr	618 807	146 347	[331967;905647]	839 458

FIGURE 3.5 – Méthode du bootstrap sur les triangles écrêtés

Ici, les ratios SE/IBNR sont inférieurs à 20% pour nos trois périmètres. Cela nous conforte dans le fait de dire que les données sont stables pour les méthodes de provisionnement.

3.1.4 Méthode de Mack sur les triangles écrêtés

Nous avons également appliqué la méthode de Mack sur nos triangles écrêtés afin de quantifier les erreurs autour des estimations de Chain Ladder.

	IBNR	SE	Intervalle	Deviance
DIRECT écrêté	1 106 996	108 234	[894857;1319135]	0.94
ASIA écrêté	160 058	1 386 013	[-2556527;2876643]	0.89
REASS écrêté	615 585	79 973	[458838;772332]	0.97

FIGURE 3.6 – Méthode du bootstrap sur les triangles écrêtés

Pour les périmètres Direct et Réassurance, le rapport SE/IBNR est inférieur à 10%. Leurs déviations valant respectivement 0.94 et 0.97 les estimations sont bonnes. Par contre, sur le périmètre Asia, même si la déviance vaut 0.89, l'erreur vaut 10 fois le montant des IBNR. Ainsi, la méthode n'est pas applicable sur les sinistres attritionnels du périmètre Asia.

3.2 Modélisation des sinistres de pointe

Les sinistres de pointe ne sont pas homogènes dans le temps. Ainsi, les méthodes de provisionnement standards ne donneraient pas de résultats optimaux. Il a donc fallu trouver d'autres moyens de calculer ces provisions. Nous avons choisi d'utiliser le modèle fréquence/coût.

Nous avons décidé de garder notre segmentation en trois périmètres : Direct/Réassurance/Asia.

Dans un premier temps, nous avons réalisé une petite étude sur ces sinistres. Nous avons observé que, dans nos trois périmètres, pour les 16 premiers trimestres de survenance, les sinistres de pointe étaient réglés quasiment totalement au bout de 10 trimestres. En effet, au bout de 10 trimestres, sur le périmètre Direct, les sinistres de pointe sont réglés à 99,92% sur le périmètre Asia à 99,96% et sur le périmètre Réassurance à 99,47%. Nous avons émis l'hypothèse qu'il fallait uniquement calculer les provisions des sinistres de pointe qui sont survenus lors des dix derniers trimestres.

Le modèle fréquence/coût nécessite deux types de modélisation :

- La modélisation du nombre de sinistres
- La modélisation des montants de sinistres

3.2.1 Modélisation de la fréquence des sinistres de pointe

Nous avons décidé de modéliser le nombre de sinistres de pointe par une loi de poisson de paramètre λ . Nous nous sommes d'abord posés la question de l'estimation de λ prendre. Dans un premier temps, nous avons décidé de prendre la moyenne des sinistres de pointe survenus lors des dix premiers trimestres. Cependant, nous nous sommes rendus compte que le paramètre était trop bas car la fréquence des sinistres de pointe augmente avec le temps.

Nous nous sommes basés sur le triangle des nombres de sinistres cumulés pour les dix derniers trimestres de survenance. Nous avons appliqué la méthode de Chain Ladder pour obtenir un nombre de sinistres ultimes par

trimestre de survenance. Enfin, nous avons pris la moyenne des nombres de sinistres ultimes.

On a obtenu les paramètres suivants :

- Pour le périmètre Direct $\lambda = 252.61$
- Pour le périmètre Asia $\lambda = 48.80$
- Pour le périmètre Réassurance $\lambda = 286.11$

3.2.2 Modélisation de la sévérité des sinistres de pointe

Pour la modélisation du coût des sinistres, nous nous sommes basés sur le fichier des sinistres de pointe de chaque portefeuille et nous avons cherché quelle distribution se rapprochait le plus de nos sinistres. Nous détaillerons ci-après les différentes étapes que nous avons réalisées afin de trouver la distribution des sinistres de pointe pour le portefeuille Direct. Pour les portefeuilles Asia et Réassurance, nous donnerons juste le résultat.

Dans un premier temps, nous avons construit la fonction de répartition empirique des sinistres de pointe. Pour cela, nous avons préalablement rangé les sinistres issus du fichier du plus petit au plus grand montant. La fonction de répartition empirique est donnée par la formule :

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}(x_i < x)$$

Nous avons décidé de tester les adéquations avec les lois suivantes :

- La loi Exponentielle
- La loi Gamma
- La loi de Weibull
- La loi Log-normale
- La loi de Pareto

Adéquation avec la loi Exponentielle

Dans cette partie, nous avons supposé que les montants des sinistres de pointe suivaient une loi exponentielle de paramètre θ . Ensuite, nous avons estimé ce paramètre avec la formule : $\theta = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i}$. Enfin, nous avons obtenu $\theta = 2.58x10^{-4}$. Voici le QQ-plot :

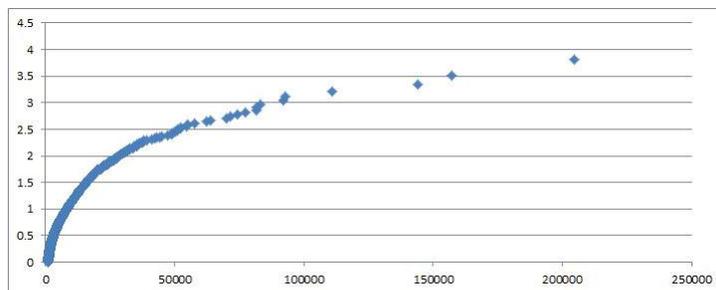


FIGURE 3.7 – QQplot-Loi exponentielle

On s’aperçoit que les points ne sont pas alignés. Ainsi, une distribution exponentielle ne semble pas adaptée à nos données. Nous avons ensuite tracé la fonction de répartition empirique et la fonction de répartition d’une loi exponentielle de paramètre θ sur un même graphique. Pour rappel, la fonction de répartition d’une loi exponentielle vaut : $f(x) = 1 - e^{-\theta x}$.

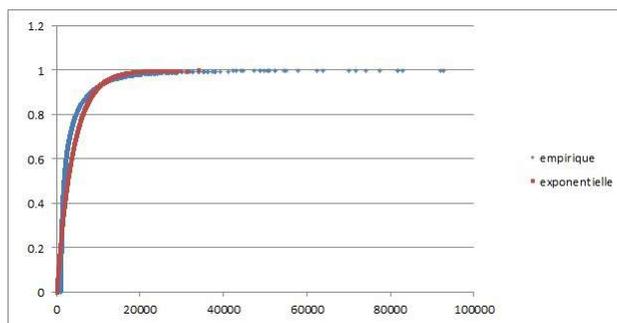


FIGURE 3.8 – Comparaison avec la loi exponentielle

Cela confirme que la distribution exponentielle n’est pas adaptée. En effet, même si les deux courbes sont proches au départ, on voit que la distribution exponentielle explique mal les valeurs extrêmes.

Adéquation avec la loi Gamma

Dans cette partie, nous avons supposé que les montants des sinistres de pointe suivaient une loi Gamma de paramètre α et r . Nous avons estimé

les paramètres avec les formules $\alpha = \frac{E[X]}{Var(X)}$ et $r = \frac{E[X]^2}{Var(X)}$. On a obtenu $\alpha = 8.12x10^{-5}$ et $r=0.31$. Voici le QQ-plot :

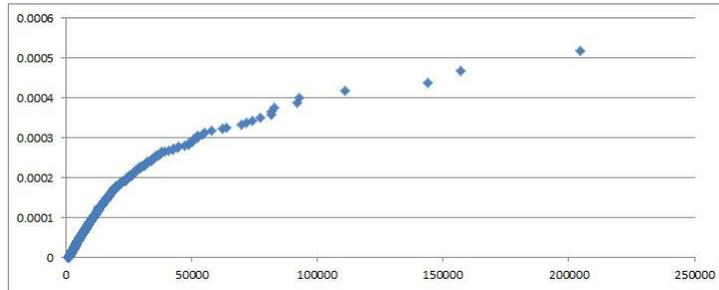


FIGURE 3.9 – QQplot-Loi gamma

Les points ne sont toujours pas alignés. La distribution n'est donc pas adaptée non plus. On a ensuite tracé le graphique représentant la comparaison entre notre distribution et la distribution Gamma :

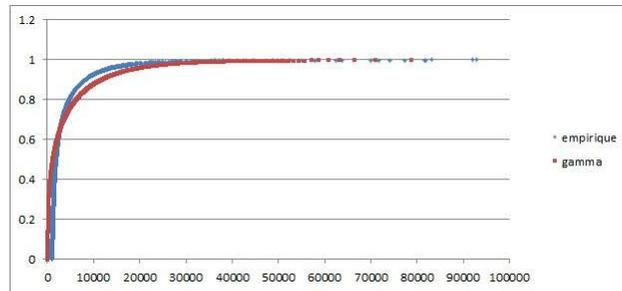


FIGURE 3.10 – Comparaison avec la loi gamma

On s'aperçoit que la distribution explique bien les sinistres extrêmes. Cependant, les distributions sont trop éloignées au départ. On peut donc confirmer que la distribution Gamma n'est pas adaptée pour nos données.

Adéquation avec la loi Weibull

Dans cette partie nous avons supposé que les montants des sinistres de pointe suivaient une loi de Weibull de paramètre a et b . Les paramètres

sont estimables par la méthode du maximum de vraisemblance, on a obtenu $a=3556.43$ et $b=0.8523$. On a ensuite tracé le QQ-plot :

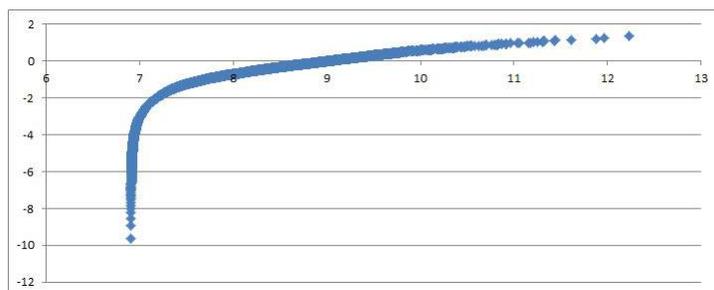


FIGURE 3.11 – QQplot-Loi weibull

On voit qu'à partir d'un certain moment, les points sont alignés. La distribution pourrait donc être appliquée à nos données. Regardons maintenant le graphe comparatif des distributions :

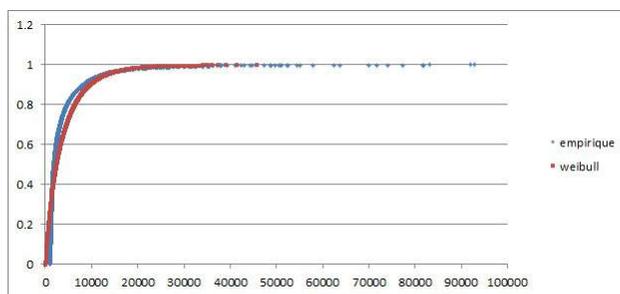


FIGURE 3.12 – Comparaison avec la loi de Weibull

On voit qu'au départ les courbes ne sont pas proches et que la distribution de Weibull n'explique pas les sinistres extrêmes. On ne peut donc pas l'utiliser pour modéliser nos données.

Adéquation avec la loi Log-normale

Dans cette partie, nous avons supposé que les montants des sinistres de pointe suivaient une loi Log-normale de paramètre μ et σ^2 . Nous avons estimé

ces paramètres avec les formules : $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(xi)$ et $\sigma^2 = \sum_{i=1}^n (\ln(xi) - \mu)^2$. Voici le QQ-plot :

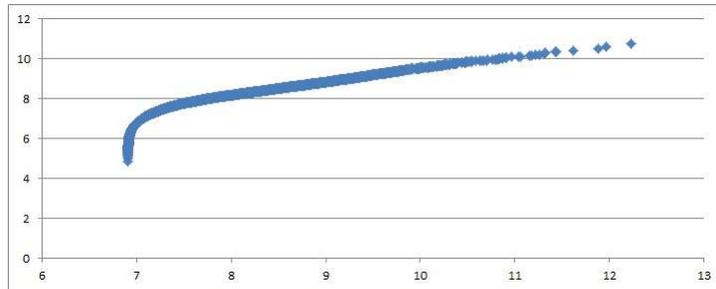


FIGURE 3.13 – QQplot-Loi LogNormale

Tout comme la distribution de Weibull, les points s’alignent à partir d’un moment. On peut donc supposer que la distribution est applicable à nos données.

Nous avons ensuite tracé la fonction de répartition empirique et la fonction de répartition d’une loi Log-normale de paramètre μ et σ^2 sur un même graphique. Voici ce graphique :

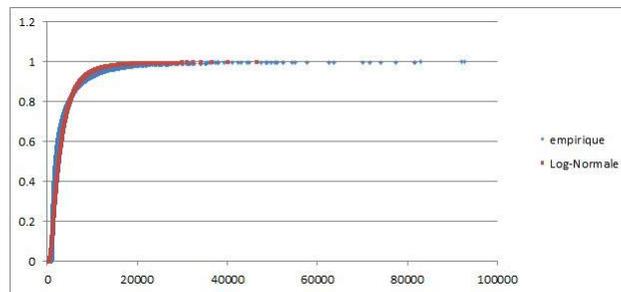


FIGURE 3.14 – Comparaison avec la loi lognormale

Tout comme la distribution exponentielle, cette distribution explique mal les sinistres avec un montant élevé. On doit donc mettre de côté cette distribution.

Adéquation avec la loi de Pareto

Dans cette partie nous avons supposé que les montants des sinistres de pointe suivaient une loi de Pareto de paramètres α et a . Nous avons estimé les paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance. On a ainsi obtenu : $\alpha = 2.73$ et $a=7034.83$. Nous avons ensuite tracé le QQ-plot :

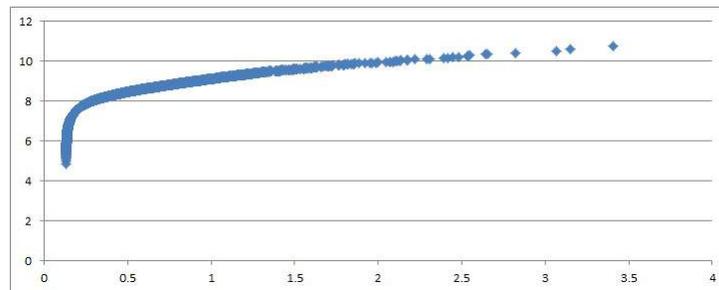


FIGURE 3.15 – QQplot-Loi Pareto

Les points sont bien alignés comme pour les distributions précédentes. La distribution de Pareto semble donc plutôt bien adaptée à nos données. Voici maintenant le graphe comparatif des fonctions de répartition.

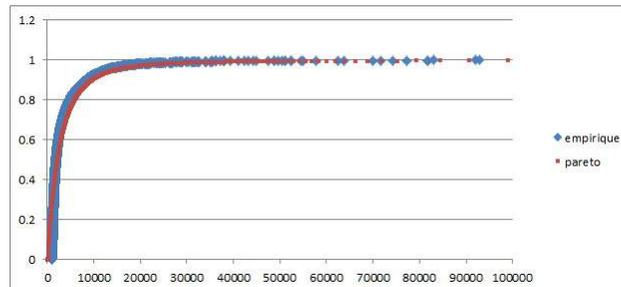


FIGURE 3.16 – Comparaison avec la loi de Pareto

La distribution de Pareto est proche de notre distribution aussi bien au départ que pour les sinistres extrêmes. Ainsi, on peut en déduire que c'est la distribution de Pareto qui est la plus adaptée pour modéliser notre distribution.

3.2.3 Synthèse pour nos trois portefeuilles

Grâce aux tests réalisés dans le paragraphe précédent, nous avons décidé de modéliser les sinistres de pointe du périmètre Direct par une loi de Pareto de paramètres $\alpha = 2.73$ et $a=7034.83$. L'étude pour les deux autres périmètres nous a conduit à utiliser également des lois de Pareto pour modéliser les sinistres de pointe. Cela semble logique car la distribution de Pareto est couramment utilisée en statistiques pour estimer ce genre de phénomènes.

Pour le périmètre Réassurance, les paramètres sont : $\alpha = 2.69$ et $a=6920.26$. Pour le périmètre Asia , nous avons obtenu : $\alpha = 2.10$ et $a=7106.04$.

3.2.4 Mise en place des simulations

Pour chaque trimestre de survenance nous avons simulé 10 000 fréquences de sinistres de pointe en utilisant la loi de poisson estimée précédemment. Nous avons ensuite soustrait à ces fréquences le nombre de sinistres de pointe qui avaient déjà été payés pour obtenir alors le nombre de sinistres de pointe à provisionner.

Nous avons ensuite simulé le coût de ces sinistres de pointe avec la loi que nous avons trouvée plus tôt. Nous avons alors obtenu une distribution de 10 000 montants de réserve pour les sinistres de pointe. Nous en avons retiré un montant de provision moyen, ainsi qu'un intervalle de confiance. Voici un tableau récapitulatif des résultats pour nos trois périmètres.

	<u>Moyenne</u>	<u>Borne inf</u>	<u>Borne Sup</u>
Direct	<u>1 348 589.96</u>	<u>963 673.88</u>	<u>1 891 953.43</u>
Asia	<u>754 424.47</u>	<u>368 472.58</u>	<u>1 388 012.01</u>
Réassurance	<u>1 555 799.31</u>	<u>1 128 895.82</u>	<u>2 152 870.42</u>

FIGURE 3.17 – Récapitulatif des méthodes déterministes pour les périmètres attritionnels

3.2.5 Vérification du provisionnement des sinistres de pointe

Comme pour les méthodes précédentes, nous avons mis en place un processus de back-testing sur les deux derniers trimestres.

Pour le périmètre Direct :

	2014_q1				2014_q2			
	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup
2011_Q3	-	-	-	-	-	-	-	-
2011_Q4	-	4 044.32	127.85	12 767.23	7 287.72	-	-	-
2012_Q1	1 805.48	1 437.02	55.39	5 114.32	-	2 793.60	88.25	10 068.23
2012_Q2	31 155.10	6 624.85	829.35	19 268.44	2 748.52	1 644.58	206.32	4 864.14
2012_Q3	5 555.85	7 569.09	1 484.59	20 625.23	-	6 551.25	1 131.05	18 757.37
2012_Q4	11 599.36	20 572.73	7 091.52	41 181.74	6 324.02	7 323.92	2 650.48	15 676.53
2013_Q1	59 183.32	41 899.71	20 474.90	73 625.60	126 968.08	20 420.67	9 910.08	36 347.23
2013_Q2	60 227.68	96 606.53	58 938.06	148 961.52	33 854.87	42 104.56	25 292.15	62 362.07
2013_Q3	213 408.89	255 232.18	181 179.85	335 767.44	101 633.22	96 744.51	71 076.04	128 386.36
2013_Q4	996 355.68	824 203.77	672 702.33	988 316.71	270 410.77	254 006.98	211 177.00	310 218.84
	1 379 291.36	1 258 190.19	942 883.86	1 645 628.22	549 227.20	431 590.07	321 531.38	586 680.75

FIGURE 3.18 – Back-testing pour le périmètre Direct attritionnel

Au global, le montant de réserves observés se situe dans l'intervalle de confiance estimé pour les deux premiers trimestres 2014. L'estimation est donc correcte.

Pour le périmètre Réassurance :

	2014_q1				2014_q2			
	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup
2011_Q3	25 452.33	-	-	-	-	-	-	-
2011_Q4	-	0.00	0	0.00	-	-	-	-
2012_Q1	19 705.41	2 906.10	0	12 738.41	-	-	-	-
2012_Q2	-	5 093.51	434.91	15 041.31	4 825.53	2 442.41	189.40	7 638.59
2012_Q3	19 463.31	7 707.96	1 477.27	20 971.25	2 608.14	4 364.02	781.11	11 905.67
2012_Q4	3 958.49	16 061.31	5 074.59	36 698.93	1 164.28	8 648.10	2 525.71	18 439.76
2013_Q1	1 118.79	27 695.69	12 126.98	51 547.71	30 887.27	15 592.58	6 813.60	29 402.73
2013_Q2	31 794.14	58 175.68	31 258.63	99 737.86	1 901.80	28 436.83	15 126.46	50 257.55
2013_Q3	114 469.12	139 621.75	93 407.21	207 371.02	52 913.50	57 331.26	37 846.34	84 358.78
2013_Q4	360 585.75	512 639.01	406 443.90	645 854.56	158 248.90	138 492.89	108 849.32	174 689.92
	576 547.34	769 901.01	550 223.47	1 089 961.04	252 549.42	255 308.08	172 131.95	376 693.00

FIGURE 3.19 – Back-testing pour le périmètre Reass attritionnel

Tout comme pour le périmètre précédent, les réserves se situent dans l'intervalle de confiance prédit. Nous pouvons donc utiliser ces estimations pour les sinistres de pointe du périmètre Reass.

Pour le périmètre Asia :

	2014_q1				2014_q2			
	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup	Reel	Moyenne	intervalle inf	Intervalle Sup
2011_Q3	-	-	-	-	-	-	-	-
2011_Q4	1 319.42	-	-	-	5 292.75	-	-	-
2012_Q1	1 178.78	-	-	-	-	-	-	-
2012_Q2	2 732.67	-	-	-	-	-	-	-
2012_Q3	2 250.00	-	-	-	-	-	-	-
2012_Q4	11 280.74	5 477.01	134.17	20 343.44	-	1 828.21	57.22	6 460.95
2013_Q1	-	3 774.56	136.72	11 946.63	-	7 025.32	270.96	24 791.98
2013_Q2	2 273.13	15 924.64	2 857.81	45 958.32	-	3 271.89	513.49	9 114.83
2013_Q3	19 394.75	63 461.90	25 034.64	130 245.74	8 893.08	16 990.51	6 470.74	33 451.21
2013_Q4	195 322.06	157 653.24	86 036.81	269 120.75	9 153.18	67 579.65	35 877.06	116 202.64
	235 751.55	246 291.36	114 200.16	477 614.88	23 339.01	96 695.58	43 189.47	190 021.60

FIGURE 3.20 – Back-testing pour le périmètre Asia attritionnel

Pour ce périmètre, on observe que le montant des réserves observé pour le second semestre 2014 est bien en dessous des valeurs prédites. On peut donc supposer que la méthode n'est pas applicable. Cependant pour le premier trimestre de 2014, le montant observé est proche de la moyenne des montants prédits, cela témoigne de l'efficacité de la méthode employée. De plus, si on regarde les sinistres payés lors du second trimestre 2014, on s'aperçoit que des sinistres rattachés à seulement trois exercices de survenance ont été payés. Ainsi, c'est donc cette particularité qui est la cause du sur-provisionnement.

3.3 Conclusion du provisionnement avec écrêtement

L'écrêtement des données a permis d'optimiser le provisionnement. En effet, dans un premier temps, les sinistres attritionnels forment des triangles réguliers. Ainsi nous avons pu appliquer les méthodes usuelles de provisionnement et cela nous a donné des montants de réserves pertinents. Ensuite, pour les sinistres de pointe, l'historique nous a permis de trouver une loi de distribution pour la fréquence ainsi qu'une loi de distribution pour le coût de ceux-ci. Le Back-testing nous a permis, lui, de confirmer que les estimations étaient bonnes.

Enfin, dans le cas de l'assurance mobilité, réaliser ce genre d'écrêtement est indispensable car cela permet de prendre en compte les sinistres qui ont des coûts forts élevés. En effet, c'est ce genre de sinistres qui fait la particularité de l'assurance mobilité et qui en justifie son existence.

Cette segmentation avec écrêtement s'avère la meilleure dans le cadre d'un provisionnement d'un produit santé mobilité.

Cependant, la méthode pourrait être affinée. En effet, dans le cadre de notre étude, nous avons fixé la frontière des sinistres de pointe en utilisant la méthode des quantiles sur le fichier global des sinistres. On pourrait, par exemple, fixer une frontière pour chaque périmètre et non plus une seule frontière pour les trois périmètres. De plus, il existe des méthodes plus précises pour trouver la frontière. Ainsi, utiliser les méthodes de Gertensgarbe, l'Estimateur de Hill ou la mean excess function peut optimiser le provisionnement.

Conclusion

La protection sociale des français qui partent à l'étranger ne fonctionne pas de la même manière que la protection sociale en France. Cependant, demeurant une activité d'assurance, elle nécessite toujours un calcul de provisions afin de faire face aux engagements futurs.

En ce qui concerne les méthodes de provisionnement des sinistres à payer, la plupart des méthodes qui sont usuellement utilisées en Assurance restent utilisables sur des données santé mobilité. En effet, nous avons mis en place plusieurs méthodes déterministes et stochastiques sur nos données que nous avons ensuite évaluées en mettant en place des processus de Back-testing. Cependant, nous avons réalisé uniquement un back testing sur les deux derniers semestres afin de comparer les différentes méthodes entre elles. Il faudrait cependant approfondir ce processus à l'avenir. En effet, dans ce mémoire nous avons juste utilisé les résultats du back testing par trimestre calendaire. Or le détail par exercice d'origine est très important car il permet de bien affecter les provisions à leur période de référence pour réaliser les comptes. De plus, réaliser le back testing sur deux trimestres permet de faire une vérification à court terme. Il serait donc intéressant de mettre en place un back testing sur une durée plus longue afin d'évaluer la robustesse des méthodes à long terme.

Ensuite, on a pu observer qu'une bonne segmentation était nécessaire afin d'optimiser l'efficacité des méthodes. Après avoir testé plusieurs segmentations possibles, nous nous sommes rendus compte que les méthodes de provisionnement usuelles n'étaient pas utilisables sur les sinistres de pointe. Or, c'est ce genre de sinistres qui fait la particularité de l'assurance mobilité. Nous avons donc séparé les sinistres attritionnels des sinistres de pointe. Dans un premier temps, nous avons appliqué les méthodes standards sur les

sinistres attritionnels. Nos résultats nous ont permis de proposer la méthode de Chain Ladder pondérée pour calculer les provisions sur les périmètres Direct et Réass. Pour le périmètre Asia, c'est la méthode London Pivot qu'il faut utiliser. Dans un deuxième temps, sur les sinistres de pointe, nous avons mis en place une modélisation de type fréquence/coût moyen en utilisant une loi de poisson pour modéliser la fréquence et une distribution de Pareto pour modéliser les coûts des sinistres.

Pour conclure, nous pouvons dire qu'au vu du contexte réglementaire, mis en place actuellement avec l'arrivée de Solvabilité II, d'autres types de provisions devront être calculés. En effet, le premier pilier de la réforme requiert le calcul du SCR. Ce dernier est le capital à mettre de côté pour faire face au risque de ruine à horizon un an. Ainsi, les sociétés devront calculer le risque de réserve à horizon un an. Or, toutes les méthodes de provisionnement actuelles donnent le montant des provisions à l'ultime. Il faudra donc utiliser d'autres méthodes. Merz et Wüthrich se sont penchés sur le problème et ont proposé un modèle d'estimation qui mesure l'incertitude des réserves à horizon un an. Ainsi, il serait intéressant de mettre en place ces méthodes sur notre portefeuille afin d'observer les résultats.

Bibliographie

- [1] Birmann Vincent et Godet Paul. *Provision pour sinistres en assurance de personnes (prévoyance et santé) : vers une modélisation robuste ?* PhD thesis, ENSAE, 2007.
- [2] Boisseau Jean-Philippe. *Solvabilité 2 et mesure de volatilité dans les provisions pour sinistres à payer.* PhD thesis, Dauphine, 2006.
- [3] Chaillot Fabien. *Modélisation et provisionnement des sinistres de pointe en Assurance Santé.* PhD thesis, ISFA, 2010.
- [4] Compain Hélène. *Analyse du risque de provisionnement non-vie dans le cadre de la réforme Solvabilité II.* PhD thesis, Dauphine, 2010.
- [5] Herrero M. *Calcul spécifique du Best Estimate et du risque de provision : une application par les modèles linéaires généralisés.* PhD thesis, CNAM, 2010.
- [6] In Kim Chae. *Méthodes stochastiques du calcul des provisions techniques en prévoyance.* PhD thesis, Dauphine, 2012.
- [7] Marie Louis. *Estimation des provisions techniques non-vie dans le contexte Solvabilité II.* PhD thesis, FSEG, 2010.
- [8] Nguyen Anh Tuan. *Conception des méthodes d'évaluation en assurance mobilité.* PhD thesis, Dauphine, 2009.
- [9] Pham Quang Hung. *Provisionnement en assurance non-vie.* PhD thesis, ISFA, 2006.
- [10] Vacher Marie-Catherine. *Estimation de la volatilité à un an des provisions en assurance non-vie en utilisant la technique du bootstrap.* PhD thesis, ENSAE, 2011.

Webographie

- <http://perso.univ-rennes1.fr/arthur.charpentier/slides-tarif-charpentier.pdf>
- <http://perso.univ-rennes1.fr/arthur.charpentier/arnaud-sepia.pdf>
- http://cran.r-project.org/doc/contrib/Charpentier_Dutang_actuariat_avec_R.pdf
- <http://france-expatries.com/guides/la-protection-sociale>
- <http://www.acs-ami.com/fr/expatriation/cfe.html>
- <http://www.lesechos.fr/idees-debats/cercle/cercle-84946-etat-des-lieux-de-la-couverture-sante-des-expatries-1001358.php>
- <http://www.radiancehumanis.com/conseils-sante/choisir-sa-mutuelle-sante/quelle-mutuelle-expatries>
- <http://www.acs-ami.com/fr/expatriation/protection-sociale-expatries.html>
- <http://www.cfe.fr/pages/cfe/notremetier.php>
- <http://perso.univ-rennes1.fr/arthur.charpentier/stat-assurance-partiel-2010.pdf>
- <http://www.archipel.uqam.ca/2471/1/M11126.pdf>
- http://rug.mnhn.fr/semin-r/PDF/semin-R_bootstrap_LPonger_060508.pdf
- <https://cel.archives-ouvertes.fr/cel-00550583/document>
- http://aaiard.com/11_2012/Les_reserves_stochastiques.pdf?bcsi_scan_fe44668c67f0334b=0&bcsi_scan_filename=Les_reserves_stochastiques.pdf
- [http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/IA/sitebfa.nsf/0/F87330EE92892CD8C12572BA004C9DF9/\\$FILE/SANDER1.pdf?OpenElement](http://www.ressources-actuarielles.net/EXT/IA/sitebfa.nsf/0/F87330EE92892CD8C12572BA004C9DF9/$FILE/SANDER1.pdf?OpenElement)
- http://www.ica2006.com/Papiers/3022/3022.pdf?bcsi_scan_fe44668c67f0334b=0&bcsi_scan_filename=3022.pdf

Annexe A

Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour la segmentation Direct/Reass/Asia

Pour le périmètre Direct

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008 1	100%	100%	100%	100%	100%	100%																				
2008 2	37%	25%	-59%	-104%	48%		-209%		-24%																	
2008 3	33%	-7%	1%	-63%	81%	-3966%					11%															
2008 4	-7%	10%	59%	-267%	-170%	-2820%	-131%			63%						100%										
2009 1	-23%	-6%	59%	28%	47%	68%	24%	97%	-82%	-4852%																
2009 2	-21%	-2%	36%	-84%	51%	-368%	-21%	-61%	-171%	18%				15%	101%											
2009 3	-1%	-12%	55%	63%	87%	42%	-211%	92%	3574%	23%	79%	118%	100%													
2009 4	-48%	5%	36%	69%	63%	-33%	43%	-3424%	-386%	86%	48%	-11%														100%
2010 1	-3%	6%	-12%	52%	82%	44%	-64%	-9%	-82%	87%	470%	117%		75%												100%
2010 2	-24%	7%	15%	-22%	69%	-456%	224%	-511%	-108%	51%	493%															
2010 3	9%	-5%	31%	-2%	68%	-15%	580%	79%	-5%	75%				92%												100%
2010 4	8%	-4%	-14%	-8%	44%	-182%	-107%	-162%	163%	40%				-623%		34%										
2011 1	15%	-7%	-44%	-44%	42%	-21%	28%	1070%	1%	-45310%	-3659%	55%	98%	62%												
2011 2	16%	-9%	-14%	38%	51%	-347%	-63%	-10%	-277%	114%	-20%	2%	57%													
2011 3	13%	-12%	33%	15%	49%	-58%	46%	3%	77%	91%	-1216%	-26%														
2011 4	-37%	9%	26%	19%	44%	-35%	8%	-69%	-94%	-555%	12%															
2012 1	-5%	-2%	30%	17%	46%	58%	3%	25%	-16%	-156%																
2012 2	7%	-8%	30%	25%	60%	15%	-213%	72%	-331%																	
2012 3	-6%	3%	2%	2%	53%	-146%	-3%	-239%																		
2012 4	-13%	7%	-49%	-2%	-58%	-105%	-88%																			
2013 1	-3%	2%	-6%	-55%	50%	59%																				
2013 2	1%	2%	-31%	-51%	23%																					
2013 3	16%	-7%	-17%	-5%																						
2013 4	-5%	2%	-7%																							
2014 1	9%	-5%																								
2014 2	0%																									

FIGURE A.1 – Validation de la méthode de De Vylder (périmètre Direct)

Pour le périmètre Reass

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2009_1	-6%	-5%	26%	71%	50%	-125%	1110%	-42%	-54%	94%	-315%	66%	35%	93%	100%	97%	100%	100%	95%							97%
2009_2	-2%	2%	4%	-86%	-26%	1880%	85%	-80%	-152%	86%	90%	69%	98%	97%	100%	100%	101%	100%	100%			97%	-210%			
2009_3	-90%	10%	-15%	-6%	-199%	46%	-53%	-646%	84%	88%	-23927%	59%	66%			100%	100%	100%			99%					
2009_4	19%	7%	-26%	16%	22%	-111%	9%	-60%	13%	-572%	-1028%	-758%	78%	-41%	100%	100%					71%	99%				
2009_1	-24%	5%	23%	9%	-124%	28%	-220%	-109%	37%	-124%	423%	-904%	-412%	105%	100%	100%										
2009_2	-1%	2%	6%	-76%	-8%	36%	-87%	36%	78%	192%	216%			101%	103%											
2009_3	23%	-18%	17%	36%	72%	68%	23%	75%	42%	166%	-2402%	93%	102%	93%	100%											
2009_4	1%	-7%	45%	54%	99%	-17%	79%	79%	40%		80%	94%	98%													
2010_1		-10%	82%	87%	71%	81%	78%	79%	-148%	90%	86%	111%	101%	205%	100%											
2010_2	-21%	6%	10%	13%	12%	1401%	401%	-325%	123%	34%	-274%					100%										
2010_3	-11%	5%	-3%	1%	-381%	-856%	-37%	-47%	-124%	116%		-5045%	94%													
2010_4	10%	-2%	-16%	-63%	-267%	-217%	54%	-68%	152%	253%	-1726%		81%	100%												
2011_1	28%	-14%	-70%	-5%	-90%	41%	32%	-20%	-244%	-632%	-207%	56%	98%	86%												
2011_2	14%	4%	-37%	-75%	52%	-97%	-173%	-54%	46%	-91%	-58%	-87%	55%													
2011_3	12%	-7%	17%	-3%	-105%	-40%	-47%	-137%	13%	4%	80%	-1167%														
2011_4	-9%	5%	-20%	-41%	8%	-78%	-40%	-18%	-9%		-4436%															
2012_1	3%	2%	-37%	-50%	-46%	-30%	-15%	-52%	74%	-270%																
2012_2	-7%	3%	4%	-56%	28%	49%	-33%	-167%	-2%																	
2012_3	16%	6%	-22%	-7%	-2%	31%	28%	-49%																		
2012_4	-2%	4%	-33%	-208%	1%	-215%	-207%																			
2013_1	10%	4%	5%	-151%	-206%	31%																				
2013_2	4%	1%	-25%	-97%	-235%																					
2013_3	10%	-3%	-14%	-19%																						
2013_4	9%	-6%	20%																							
2014_1	19%	6%																								
2014_2	0%																									

FIGURE A.2 – Validation de la méthode de De Vylder (périmètre Reass)

Pour le périmètre Asia

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008_1		-639%	88%	-123504%	97%			-151%	96%																	
2008_2	12%	88%	84%	98%	58%		98%	98%		100%																
2008_3	16%	23%	92%	-81%	90%	91%																				
2008_4	-107%	69%	24%	98%	99%		-819%	69%																		
2009_1	45%	-102%	-105%	97%	98%									41%												
2009_2	-49%	-138%	10%	96%	-85%	-1048%				68%	23%	-247%														100%
2009_3	-56%	-125%	87%	-23%	97%		-1922%	87%	96%					-96285%												100%
2009_4	-170%	-281%	-75%	93%	98%	-568%	96%	97%																		
2010_1	-116%	17%	62%	94%	72%	96%				-845%																100%
2010_2	-78%	-17%	59%	70%	97%	-237%	-3642%						75%													
2010_3	70%	-133%	79%	96%	67%	60%	93%			80%	-7%															
2010_4	-142%	-62%	76%	-81%	76%	63%	-3%			45%																
2011_1	-21%	-44%	45%	92%	80%	6%	96%			-538%				99%	72%											
2011_2	-93%	-141%	79%	55%	61%	31%			-3507%					-394%	91%											
2011_3	-358%	-10%	58%	75%	0%	-30%	-485%						16%	-48%												
2011_4	-292%	-33%	71%	-40%	-492%	-900%	-83232%	-5015%		46%	-50%															
2012_1	-111%	-8%	54%	-251%	-31%	24%	41%	-25929%	-115%																	
2012_2	-97%	-18%	35%	-96%	93%	16%	22%	-4%	-356%																	
2012_3	-305%	10%	-30%	-69%	-51%	-224%	-293%	-1986%																		
2012_4	10%	5%	-134%	11%	-614%	-36%	-3925%																			
2013_1	25%	8%	-435%	-871%	-98%	-2314%																				
2013_2	-78%	13%	-530%	-637%	-749%																					
2013_3	68%	-12%	-124%	-49%																						
2013_4	68%	-12%	-448%																							
2014_1	18%	-3%																								
2014_2	-1%																									

FIGURE A.3 – Validation de la méthode de De Vylder (périmètre Asia)

Annexe B

Résultats détaillés du Back-testing pour la segmentation Direct/Reass/Asia

Pour le périmètre Direct

PREMIER SEMESTRE 2014													
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor			
2008_1	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2008_2	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2008_3	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2008_4	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2009_1	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2009_2	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2009_3	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2009_4	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2010_1	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2010_2	0	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%	0	0%
2010_3	216	5.4	97%	23.8	89%	21.8	90%	19.6	91%	0	100%	-1.4	101%
2010_4	123.6	163.7	-32%	209.0	-69%	203.2	-64%	192.7	-56%	0	100%	51.6	58%
2011_1	2836.8	-897.9	132%	-1119.0	139%	-1120.0	139%	-1079.8	138%	0	100%	-183.0	108%
2011_2	817.1	1127.9	-38%	416.2	49%	600.8	26%	801.6	2%	1871.9	-129%	1790.0	-139%
2011_3	320.9	2211.4	-503%	2539.7	-585%	2518.2	-579%	2428.8	-555%	4402.0	-1087%	1474.8	-298%
2011_4	554.8	8901.3	-1504%	7073.3	-1175%	7806.7	-1307%	8303.7	-1397%	38778.3	-6889%	9111.7	-1542%
2012_1	5189.2	5862.9	-3%	3113.0	40%	3821.8	26%	4550.7	12%	3264.8	37%	6738.3	-36%
2012_2	36667.0	17913.4	51%	32145.7	12%	27558.1	25%	22591.2	38%	13868.6	62%	8542.1	79%
2012_3	12647.6	10334.6	24%	8186.2	40%	9206.3	33%	9940.0	27%	4163.1	69%	11377.3	12%
2012_4	24605.0	42293.2	-72%	42388.5	-72%	41284.3	-68%	41326.0	-68%	19298.2	22%	46980.0	-91%
2013_1	93842.1	96236.7	-3%	113944.8	-21%	105846.5	-13%	97779.3	-4%	30474.9	68%	77540.8	37%
2013_2	120462.0	198966.3	-61%	198388.1	-61%	204775.6	-70%	199458.6	-66%	115214.2	4%	178541.0	-68%
2013_3	336865.4	449893.1	-34%	525468.4	-56%	487212.7	-45%	453767.7	-35%	305309.8	9%	410075.7	-22%
2013_4	1586569.4	1480918.5	7%	2374975.5	-50%	1584549.3	0%	1502743.2	5%	1163617.7	27%	1455654.5	8%
TOTAL	2222766.9	2313192.7	4%	3307203.3	49%	2474285.4	11%	2 342 832.4	5%	1702263.7	-23%	2207693.5	-1%
												2128727.4	0%
												2278606.9	2%
												2701249.3	22%

FIGURE B.1 – Back-testing premier trimestre 2014-périmètre Direct

SECOND SEMESTRE 2014										
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylider	Verbeek Taylor
2008_1	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
2008_2	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%
2008_3	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1.1 0%	0.1 0%	0 0%
2008_4	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1.0 0%	27.0 0%	0 0%
2009_1	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	-12.4 0%	136.2 0%	0 0%
2009_2	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	-7.3 0%	0.2 0%	0 0%
2009_3	0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	-0.8 0%	12.2 0%	0 0%
2009_4	180.8	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	-5.0 -103%	0.3 -100%	0 -100%
2010_1	108.5	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	0 -100%	-4.0 -104%	0.0 -100%	0 -100%
2010_2	0.0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	1.5 0%	0.6 0%	0 0%
2010_3	0.0	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	0 0%	-1.1 0%	0.0 0%	0 0%
2010_4	0.0	6.5 0%	28.5 0%	26.2 0%	23.5 0%	0 0%	-2.4 0%	-0.1 0%	0.0 0%	3.0 0%
2011_1	247.8	185.7 -25%	237.0 -4%	230.4 -7%	218.5 -12%	0 -100%	50.5 -80%	102.0 -59%	96.1 -61%	92.4 -63%
2011_2	115.7	-994.4 -959%	-1238.8 -1170%	-1240.0 -1171%	-1195.7 -1133%	0 -100%	-160.5 -239%	-492.0 -525%	51.6 -55%	-536.1 -563%
2011_3	673.5	1289.8 92%	476.0 -29%	687.2 2%	916.8 36%	2143.0 218%	2100.4 212%	1747.8 160%	964.9 43%	721.9 7%
2011_4	8221.6	3049.7 -63%	3466.7 -58%	3440.3 -58%	3318.7 -60%	6082.7 -26%	1860.9 -77%	2392.1 -71%	2213.4 -73%	1459.2 -82%
2012_1	1425.4	9422.5 561%	7482.2 425%	8260.2 479%	8788.3 517%	41022.7 278%	9855.9 577%	9470.4 564%	8899.7 510%	4978.6 249%
2012_2	1361.7	4985.0 266%	3068.6 125%	3761.1 176%	4470.4 228%	3197.3 135%	6568.8 382%	5920.5 335%	5629.7 313%	3233.3 137%
2012_3	9155.6	17195.0 445%	30797.4 876%	26412.3 737%	21658.0 586%	13266.9 320%	8414.8 167%	11177.3 254%	11230.5 256%	13759.2 336%
2012_4	9301.5	12124.7 30%	9604.5 3%	10797.5 16%	11668.7 25%	4848.1 -88%	13499.5 45%	12946.9 39%	14411.6 55%	9499.5 2%
2013_1	138476.0	49250.3 -64%	49598.1 -64%	48204.6 -65%	48144.8 -65%	22059.4 -64%	54882.5 -60%	52338.9 -62%	55249.3 -60%	37296.2 -73%
2013_2	57779.3	91875.1 59%	108236.7 87%	101226.0 75%	93361.5 62%	28360.3 -51%	74998.5 28%	80349.5 39%	82632.2 43%	82632.4 43%
2013_3	149897.8	185327.6 24%	189587.7 26%	193183.5 29%	186631.7 24%	101981.9 -32%	165151.5 10%	170378.5 14%	166682.5 11%	203794.6 36%
2013_4	401924.9	454057.8 13%	721366.0 79%	512253.6 27%	461995.3 15%	268992.2 -33%	409893.9 2%	418668.0 4%	427581.4 6%	552129.8 37%
TOTAL	772920.1	827775.4 7%	1122712.6 45%	907242.8 17%	839400.6 9%	491954.5 -36%	748814.3 -4%	764872.6 -1%	775619.4 0.35%	909064.1 18%

FIGURE B.2 – Back-testing second trimestre 2014-périmètre Direct

Pour le périmètre Reass

PREMIER SEMESTRE 2014											
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor	
2008_1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008_2	0	0	0	0	0	0	0	4.7	0.2	0	0
2008_3	0	6522.7	6520.5	6388.3	6246.3	134.2	-412778.2	6303.6	76.6	7377.8	0
2008_4	0	9148.2	9485.0	9485.0	9470.0	0.0	-1164.0	8737.9	125.9	10438.5	0
2009_1	0	51.0	48.9	50.7	52.6	64.8	-2.3	43.1	0.1	63.0	0
2009_2	0	104.4	107.2	155.2	145.9	0.0	232.2	124.7	7.1	202.0	0
2009_3	0	-57.4	-57.8	-46.2	-26.1	0.0	-29.7	-54.0	0.1	-61.8	0
2009_4	0	-394.5	-414.2	-360.4	-310.6	0.0	-465.5	-413.2	0.0	-448.7	0
2010_1	0	-1161.6	-1100.7	-1015.5	-924.1	0.0	-1858.3	-1200.4	0.1	-1280.8	0
2010_2	0	-329.4	-275.8	69.1	437.6	7755.4	-2374.6	-344.9	0.0	-353.8	0
2010_3	0	-1629.4	-1566.8	-1476.9	-1357.6	0.0	-1388.3	-1626.1	0.0	-1890.2	0
2010_4	0	39.1	31.7	-49.7	-105.8	0.0	133.7	42.1	15.6	43.0	0
2011_1	2814.4	-145.0	-142.7	-171.2	-176.7	225.7	-199.8	-146.6	7.6	-155.1	108%
2011_2	469.1	2281.5	2286.4	2199.4	2079.0	1979.9	1703.5	2050.7	167.3	1964.6	-323%
2011_3	25452.3	6837.1	7265.2	6268.4	5468.1	3349.1	20930.0	7243.4	204.6	8605.5	66%
2011_4	0.0	3719.4	3885.1	2365.1	1348.6	2031.7	5861.7	3812.6	764.6	4379.1	0%
2012_1	24321.4	5966.6	6105.5	4795.6	3854.3	5786.6	4572.4	5861.7	830.5	6048.9	75%
2012_2	4540.3	13565.5	13718.4	13426.5	12641.4	8419.2	9487.6	12381.8	2882.3	12843.1	-178%
2012_3	22788.3	17882.7	18343.8	16253.1	17574.6	12411.4	23349.0	18570.1	4011.8	22046.6	3%
2012_4	12939.8	41310.1	41559.1	42146.0	42234.5	55996.0	38147.9	39237.3	27565.1	41705.8	-222%
2013_1	18078.2	59181.7	59050.2	57702.5	56838.4	58795.2	55088.8	63995.1	48108.5	75042.2	-315%
2013_2	69563.1	155421.5	169888.9	141722.9	120417.7	52488.3	93641.4	143607.3	144406.3	158111.3	-127%
2013_3	207405.5	260496.8	337329.1	303601.3	266581.6	189322.2	353129.7	269920.1	238240.5	329979.5	-59%
2013_4	696420.7	819925.5	763085.1	743006.3	748856.0	714283.4	909861.5	934197.9	816190.5	1084251.2	-56%
TOTAL	1084792.5	1398796.2	1435220.8	1348514.2	1291334.3	1112597.1	1094808.1	1511579.1	1283635.3	1758731.6	62%

SECOND SEMESTRE 2014											
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor	
2008_1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008_2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2008_3	0	0	0	0	0	0	0	4.9	0.2	0	0
2008_4	0	6543.3	6552.1	6405.0	6267.0	134.1	-403039.0	6313.3	76.5	7471.0	0
2009_1	0	8352.9	8659.2	8659.2	8647.3	0.0	13949.1	8244.6	138.1	10570.9	0
2009_2	0	30.7	-70.1	30.4	52.2	64.3	-9.8	42.9	0.1	63.8	0
2009_3	0	182.7	185.8	172.5	159.9	0.0	86.3	163.2	6.4	204.6	0
2009_4	0	-53.7	-54.1	-43.3	-33.8	0.0	-53.2	-52.2	0.1	-62.6	0
2010_1	0	-406.4	-426.7	-371.3	-320.0	0.0	-209.2	-419.4	0.0	-454.4	0
2010_2	10952.2	-1221.5	-1157.4	-1067.9	-972.0	0.0	-3482.5	-1232.0	0.1	-1257.0	-112%
2010_3	0.0	-306.7	-256.8	64.3	407.4	7229.6	-279.4	-332.4	0.0	-358.3	0
2010_4	79.9	-1685.1	-1620.4	-1527.4	-1403.9	0.0	-2428.3	-1654.2	0.0	-1914.2	-2495%
2011_1	582.8	39.7	32.2	-50.5	-107.6	0.0	194.4	42.5	15.0	43.6	-93%
2011_2	116.9	-174.4	-171.6	-205.9	-212.5	283.5	-512.3	-162.0	9.3	-157.0	-234%
2011_3	46.1	1561.3	1565.0	1504.6	1421.7	1352.3	1897.7	1685.8	111.8	2009.8	4257%
2011_4	130.0	7352.0	7813.1	6735.8	5872.8	3598.2	15281.4	7499.2	232.5	8714.7	6606%
2012_1	672.3	4426.9	4624.5	2813.6	1603.7	2418.0	2324.1	4164.9	917.4	4434.7	560%
2012_2	6527.7	6590.0	6743.7	5296.3	4255.4	6378.3	3482.4	5973.1	865.1	6125.6	-6%
2012_3	6145.2	10359.0	10478.2	10254.8	9651.8	6411.1	12055.3	10766.9	2190.4	12803.5	108%
2012_4	6998.4	21799.0	22363.5	22258.4	21431.8	15221.5	15802.3	20524.2	5235.4	22326.4	219%
2013_1	45205.2	33087.8	33284.9	33730.3	33785.3	44519.5	36273.4	35152.4	2696.4	42235.1	-7%
2013_2	20100.8	7328.5	73144.0	70566.7	68833.4	68901.5	72809.6	69989.1	58894.4	75994.5	278%
2013_3	88685.5	125731.0	143810.4	117633.2	97771.9	40636.6	175904.5	130277.6	111823.9	160117.9	81%
2013_4	263214.3	249964.2	309952.1	274593.9	242228.5	167337.4	342948.4	274431.8	231094.6	334167.2	27%
TOTAL	449457.2	545021.1	625451.6	557477.3	499340.6	364485.9	280994.7	571524.3	432587.7	683040.2	52%

FIGURE B.3 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Reass

Pour le périmètre Asia

PREMIER SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_2	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_3	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_4	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_1	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_2	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_3	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_4	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2010_1	-	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2010_2	-	18.9	12.9	14.3	15.5	0	18.4	22.3	0	25.4	0								
2010_3	-	207.1	109.5	130.0	130.0	0	505.3	272.9	0	158.7	0								
2010_4	-	6.0	0.0	0.0	0.0	0	6.0	-0.2	0	30.8	0								
2011_1	2897.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0.0	-0.6	100%	19.6	99%								
2011_2	6223.4	27.8	33.4	29.5	24.8	100%	4.1	18.9	100%	497.4	92%								
2011_3	3972.3	1073.9	1324.6	1525.2	1865.5	58%	1031.2	74%	39.5	99%	727.3	82%							
2011_4	7411.8	5393.7	15020.1	9727.9	6085.8	18%	4596.6	39%	-1341.6	118%	2777.9	63%							
2012_1	2134.0	6492.4	13655.4	9813.5	7100.4	-233%	0.0	100%	1277.4	40%	3080.3	-43%							
2012_2	4293.3	4307.8	7575.7	6277.1	4893.7	-14%	17.5	100%	3595.1	18%	2126.4	50%							
2012_3	3524.9	2350.3	30269.9	30699.2	29913.0	-740%	13528.9	-284%	11182.0	-217%	15358.9	-336%							
2012_4	13168.2	17171.1	18061.5	18326.6	17539.3	-33%	6011.1	34%	10220.7	22%	12935.2	2%							
2013_1	4603.9	32231.4	75217.3	59621.6	46893.8	-919%	1208.7	74%	5372.1	-17%	14258.5	-210%							
2013_2	7238.0	129513.7	416626.1	295198.9	193859.5	-2578%	4801.5	34%	24915.0	-244%	62635.2	-765%							
2013_3	36082.2	215217.0	849801.9	439028.0	319375.2	-785%	18511.3	49%	101341.8	-181%	113194.8	-214%							
2013_4	233841.7	942901.6	1576129.1	1459276.4	1426179.1	-510%	234159.0	0%	540530.8	-131%	509125.5	-118%							
TOTAL	325192.8	1379252.6	324%	3003837.5	824%	2329668.2	616%	2053696.2	532%	283776.0	-13%	697570.5	115%	736517.8	126%	1246992.6	283%	714516.5	120%

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2008_4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2009_4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2010_1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2010_2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0								
2010_3	0	35.5	24.3	26.8	29.1	0	50.4	36.9	0	27.1	0								
2010_4	0	134.2	71.0	84.2	97.6	0	201.4	191.9	0	168.8	0								
2011_1	149.8	0.0	-100%	0.0	-100%	0	0.0	-100%	-0.3	-100%	38.8	-74%							
2011_2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0	0.0	0.0	-0.6	0.0	28.3	0%							
2011_3	0.0	45.9	55.3	48.8	41.1	0	-8.5	0%	29.7	0%	1011.2	0%							
2011_4	5292.8	1366.4	-74%	1708.2	-68%	1952.5	-63%	2121.3	-60%	1310.5	-75%	-78.8	-101%						
2012_1	0.0	3632.2	0%	10266.5	0%	6596.5	0%	4103.5	0%	2993.6	0%	22.7	0%						
2012_2	576.6	3845.4	567%	8182.8	1319%	5853.6	915%	4214.4	631%	0.0	-100%	2853.8	395%						
2012_3	506.9	7867.4	1452%	14015.3	2655%	11622.7	2193%	9047.2	1685%	31.3	-94%	1316.8	150%						
2012_4	437.8	3332.4	7511%	42528.1	9614%	43148.2	9755%	41994.0	9492%	18666.4	4164%	10850.1	2378%						
2013_1	643.3	14874.8	2212%	16856.3	2520%	16666.1	2491%	15608.5	2326%	4923.0	666%	9142.7	1321%						
2013_2	1686.7	53458.8	3069%	161407.7	9469%	114395.2	6682%	81083.0	4707%	1662.4	-1%	-2196.6	-230%						
2013_3	14588.5	110980.2	661%	719046.3	4829%	343428.2	2254%	193768.5	1228%	2821.1	-81%	30980.4	112%						
2013_4	17992.2	635749.6	3433%	3821644.8	21137%	1849084.0	10177%	1319386.9	7233%	27275.5	26%	129384.0	619%						
TOTAL	41874.5	865311.8	1966%	4795206.6	11351%	2392906.9	5614%	1671494.9	8892%	55139.9	32%	182516.4	336%	311053.2	643%	522068.9	1347%	413590.8	888%

FIGURE B.4 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Asia

Annexe C

Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour la segmentation en six périmètres

Pour le périmètre Direct Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008 1																										
2008 2	63%	25%	-1264%																							
2008 3	68%	16%	2%	-105%	78%																					
2008 4	-13%	11%	71%	-150%																						
2009 1	-154%	-26%	53%	-45%	-35%	70%	-1066%	57%																		
2009 2	-29%	-9%	33%	-130%	21%	-1453%	-234%	-359%	-111%	29%																
2009 3	16%	-115%	74%	83%	90%	58%	221%	55%	1088%	50%	86%	113%	100%													
2009 4	-638%	9%	42%	85%	56%	-25%	43%																			
2010 1	-147%	9%	-34%	74%	83%	46%	-154%	7%	-448%	85%	365%	112%	82%													
2010 2	-113%	9%	17%	-10%	57%	-2608%	198%																			
2010 3	-37%	-8%	46%	26%	65%	-28%	252%	79%	2%	78%																
2010 4	-9%	3%	-4%	23%	18%	-453%	-196%	-235%	144%	51%																
2011 1	16%	-1%	-56%	-55%	-14%	-591%	27%	214%	-68%																	
2011 2	10%	-5%	0%	51%	35%	-968%	-439%	-106%	-18071%	148%	-3%	15%	63%													
2011 3	16%	-15%	47%	43%	25%	-164%	42%	-6%	80%	92%	-1697%	-8%														
2011 4	-124%	6%	35%	30%	-25%	-138%	-20%	-254%	-129%	-752%	4%															
2012 1	-12%	-7%	45%	23%	-11%	56%	-74%	-5%	-375%	-301%																
2012 2	0%	-8%	39%	38%	47%	1%	-1035%	69%	284%																	
2012 3	-8%	2%	1%	-4%	34%	-252%	-86%	-1437%																		
2012 4	-21%	8%	-98%	9%	-507%	-357%	-425%																			
2013 1	2%	1%	-10%	-84%	-2%	49%																				
2013 2	1%	5%	-73%	-175%	-51%																					
2013 3	32%	-8%	-49%	10%																						
2013 4	6%	-1%	-6%																							
2014 1	24%	-7%																								
2014 2	0%																									

FIGURE C.1 – Validation de la méthode de De Vylder (Direct Hospi)

Pour le périmètre Direct Non Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008_1	-963%	46%	30%	-51%	31%	80%																				
2008_2	-37%	7%	18%	7%	57%		-183%		-22%																	
2008_3	-132%	-96%	-23%	-37%		-1253%					17%															
2008_4	-28%	-14%	-42%	-1300%	-118%	-906%	-108%			64%																
2009_1	-15%	-3%	62%	56%	30%	-35%	26%	58%	-80%	-4815%																
2009_2	-22%	8%	46%	-26%	23%	99%	-41%	-99%		-754%																
2009_3	-29%	9%	20%	-8%	-21%	-76%	-29%	-258%	-3081%		-6991%	284%														
2009_4	-26%	11%	43%	35%	23%	-51%	-40%	-3375%	-844%	-12964%	32%															
2010_1	1%	1%	7%	-23%	3%	16%	-193%	-669%	-158%	57%																
2010_2	0%	1%	6%	-39%	-2%	-97%	-307%	-368%	-146%																	
2010_3	10%	-10%	-5%	-59%	-101%	-69%	-177%	-96%	-1304%	-1711%		730%														
2010_4	8%	-8%	-16%	-46%	-13%	-58%	-265%	-568%	-273%	-25131%		-581%														
2011_1	11%	-11%	-23%	-14%	18%	55%	-232%	-26%	-83%	-40017%	-3197%															
2011_2	13%	-13%	-27%	23%	-23%	-124%	-62%	-81%	-251%	117%																
2011_3	7%	-8%	13%	-48%	-6%	-1%	-84%	-293%	-269%	-3761%	-3057%															
2011_4	-8%	7%	-14%	-16%	25%	9%	-212%	-156%	-1870%	-3182%	-20744%															
2012_1	-4%	4%	-14%	17%	25%	-5%	-50%	-94%	-25%	-455%																
2012_2	8%	-9%	12%	9%	-19%	-17%	-225%	-77%	-14%																	
2012_3	-5%	3%	5%	18%	-37%	-115%	-57%	-234%																		
2012_4	-7%	6%	-7%	-14%	-4%	-2%	-105%																			
2013_1	1%	0%	-7%	-14%	27%	17%																				
2013_2	3%	-4%	5%	20%	-15%																					
2013_3	4%	-4%	15%	-15%																						
2013_4	-11%	8%	-3%																							
2014_1	0%	0%																								
2014_2	0%																									

FIGURE C.2 – Validation de la méthode de De Vylder (Direct Non Hospi)

Pour le périmètre Reass Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008.1	-71%	-15%	45%	87%	70%	-568%	208%	43%	53%	85%	-58%	76%														99%
2008.2	-1%	-2%	23%	10%	-9%	857%	81%	-24%		96%	98%	89%	98%	99%		100%	100%	100%	100%							99% 11%
2008.3	-222%	15%	-35%	6%	-576%	52%	29%		96%	87%		80%	94%			100%	100%	100%								100%
2008.4	-64%	10%	-83%	46%	87%	-161%	67%	24%	77%		-177%					100%	100%									
2009.1	-118%	1%	53%	45%	-1070%	47%	-258%	-51%	82%	-149%	154%					97%	100%	100%								
2009.2	-44%	4%	27%	-55%	0%	44%	80%	82%	9%	120%	122%			100%	101%											
2009.3	31%	-31%	36%	59%	83%	78%	76%	55%	86%	118%	-397%	9%	101%	96%		100%										
2009.4	-38%	-14%	56%	77%	-13%	26%	96%	96%	90%		96%	98%	100%													
2010.1	-46%	-18%	70%	29%	53%	47%	78%	194%	91%	98%	132%	111%				100%										
2010.2	-55%	4%	25%	29%	23%	571%	166%	-163%	105%	78%	-95%						100%									
2010.3	-61%	8%	7%	26%	1077%	890%	32%	-135%	-121%	105%																
2010.4	23%	-5%	-1%	-49%	-474%	-321%	83%	22%	111%	148%																
2011.1	50%	-24%	-102%	20%	-185%	44%	75%	48%	206%																	
2011.2	25%	-5%	-51%	-108%	52%	-173%	-38%	12%	81%	-606%	50%	18%	80%													
2011.3	19%	-11%	34%	26%	-316%	-8%	38%	-71%	-215%	73%	96%															
2011.4	-50%	9%	-13%	-36%	4%	-309%	29%	-8%	69%		-993%															
2012.1	5%	4%	-65%	-155%	-108%	-65%	-11%	0%	92%																	
2012.2	-18%	3%	7%	-78%	24%	50%	31%	-55%	-137%																	
2012.3	44%	-21%	-33%	25%	8%	50%	80%	48%																		
2012.4	3%	5%	-73%	-8936%	-13%	-556%	-215%																			
2013.1	31%	-10%	14%	-803%	-1853%	30%																				
2013.2	15%	0%	-34%	-169%	-1039%																					
2013.3	1%	2%	-37%	-20%																						
2013.4	23%	-14%	39%																							
2014.1	-70%	9%																								
2014.2	0%																									

FIGURE C.3 – Validation de la méthode de De Vylder (Réass Hospi)

Pour le périmètre Reass Non Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008.1	0%	-1%	17%	-4%	36%	33%	18%	90%	23%	98%	-62%	83%	80%	98%												
2008.2	-7%	5%	-16%	-31%	29%	-19%	43%	54%	53%	-176%	-61%	52%	99%	93%	100%		100%									
2008.3	3%	-2%	6%	12%	22%	-6%	40%	-14%	-18%	96%	-3802%	55%				100%										
2008.4	-7%	3%	8%	-36%	19%	2%	36%	47%	-385%	-71%	-16580%	-131%	94%	60%	100%	100%										92% 100%
2009.1	-14%	7%	-15%	-2%	46%	28%	43%	53%	64%	14%	-311%	-58%	-67%	101%												
2009.2	3%	0%	-32%	-22%	47%	60%	28%	61%	53%	-100%	-897%		99%	68%												
2009.3	14%	-12%	7%	33%	47%	36%	47%	39%	45%	762%		52%	34%													
2009.4	2%	-4%	26%	40%	29%	-19%	47%	25%	-68%		57%	89%														
2010.1	-12%	4%	22%	10%	64%	12%	69%	50%	-34%	78%	-331%		128%													
2010.2	-11%	5%	-2%	26%	29%	18%	37%	-38%	84%	-304%	-18%															
2010.3	2%	-1%	-6%	-4%	33%	30%	57%	72%	51%	-87%																
2010.4	0%	1%	-21%	-16%	-17%	-28%	71%	45%	2%		-547%															100%
2011.1	9%	-4%	-31%	-3%	39%	49%	54%	58%	71%	-76%	51%	-100%	97%	93%												
2011.2	10%	-6%	-15%	3%	54%	13%	-2%	58%	48%	57%	-314%															
2011.3	5%	-4%	9%	5%	42%	-59%	50%	42%	83%	-3959%		-274%														
2011.4	-1%	1%	-15%	6%	56%	50%	61%	73%	11%		-8220%															
2012.1	5%	-3%	-7%	36%	49%	36%	80%	63%	60%	18%																
2012.2	3%	-2%	2%	7%	51%	10%	54%	27%	84%																	
2012.3	-6%	4%	-1%	1%	43%	-7%	-11%	35%																		
2012.4	-2%	1%	4%	18%	49%	15%	52%																			
2013.1	-5%	2%	8%	5%	35%	61%																				
2013.2	-2%	1%	-7%	3%	28%																					
2013.3	12%	-10%	8%	22%																						
2013.4	0%	-1%	12%																							
2014.1	-4%	2%																								
2014.2	0%																									

FIGURE C.4 – Validation de la méthode de De Vylder (Réass Non Hospi)

Pour le périmètre Asia Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008.1			92%		99%			-1240%	93%																	
2008.2		89%	10%	98%			98%	98%	100%																	
2008.3		-192%	90%		89%	91%																				
2008.4		-14%	-12%	98%	99%			69%																		
2009.1	30%	-5546%	-209%	57%	97%		82%					41%														
2009.2	-22480%	-879%	-10%	97%	-78%					71%	28%	-218%														
2009.3	-375%	-542%	83%	-145%	96%					85%	97%															
2009.4	-322%	-853%	-861%	94%	98%		96%	98%																		
2010.1	-536%	-38%	42%	93%	43%	94%																				
2010.2	36%	3%	91%	93%	99%	94%	-695%																			
2010.3	71%	-1054%	81%	97%	67%	99%	94%			83%	10%															
2010.4	-6939%	-324%	88%	-18%	86%	81%	50%			74%																
2011.1	-342%	-144%	62%	95%	84%	41%	98%																			
2011.2	-389%	-369%	84%	65%	51%	47%																				
2011.3	-653%	-20%	57%	76%	-45%	-18%	-867%																			
2011.4	-1586%	-42%	71%	-67%	-736%	-514%																				
2012.1	-256%	-13%	53%	-478%	-224%	38%	46%																			
2012.2	-145%	-29%	63%	-4522%	96%	49%	60%	38%	-660%																	
2012.3	-1091%	11%	-48%	-78%	-125%	-444%	-421%	-2643%																		
2012.4	26%	8%	-140%	18%		-12%																				
2013.1	35%	10%	-2070%		-1952%																					
2013.2	-12%	15%	-608%	-4289%	-2310%																					
2013.3	76%	-17%	-274%	-78%																						
2013.4	77%	-11%	-1440%																							
2014.1	28%	-2%																								
2014.2	-1%																									

FIGURE C.5 – Validation de la méthode de De Vylder (Asia Hospi)

Pour le périmètre Asia Non Hospi

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008.1		99%	100%	-190%	99%			98%																		
2008.2	67%	96%	96%	85%	72%		-121%																			
2008.3	70%	77%	51%	35%	100%																					
2008.4	24%	89%	56%	64%	58%		-721%																			
2009.1	35%	45%	-25%	4%			-1694%																			
2009.2	89%	17%	21%	-208%	-886%	100%																				
2009.3	-1%	-12%	35%	-18%	11%		-2064%	-2369%																		
2009.4	-232%	-103%	14%	-15%	-28%	100%		-5137%																		
2010.1	-97%	-72%	-25%	-25%	-18%																					
2010.2	-250%	-3%	-216%	-56%	-1002%																					
2010.3	-9%	-73%	-43%	-266%	-2433%	92%	-7169%																			
2010.4	-80%	4%	-250%	-320%	-531%	100%																				
2011.1	8%	2%	-85%	-57%	-88%	100%	-268%																			
2011.2	-5%	-4%	23%	-21%	19%	100%																				
2011.3	-74%	-7%	17%	-3%	-42%	99%	-3871%																			
2011.4	43%	20%	30%	39%	-417%	100%	-23820%	-1472%																		
2012.1	19%	13%	65%	-52%	13%	99%	-758%	-14694%	-119%																	
2012.2	-49%	28%	-72%	2%	-130%	100%	-5797%	-823%	-755%																	
2012.3	23%	16%	56%	-15%	-22%	100%	-323%	-2263%																		
2012.4	-8%	25%	-16%	-3%	-138%	100%	-1685%																			
2013.1	28%	22%	46%	-52%	37%	100%																				
2013.2	26%	-9%	-175%	-43%	-307%																					
2013.3	2%	-24%	5%	-66%																						
2013.4	-5%	-16%	-26%																							
2014.1	2%	-21%																								
2014.2	-15%																									

FIGURE C.6 – Validation de la méthode de De Vylder (Asia Non Hospi)

Annexe D

Résultats détaillés du Back-testing pour la segmentation en six périmètres

Pour le périmètre Direct Non Hospi

	PREMIER SEMESTRE 2014																		
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%				
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	0.0	0%	-	0%				
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	0.8	0%	25.2	0%				
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	1.3	0%	53.8	0%				
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	0.2	0%	0.1	0%				
2009_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	0.1	0%	8.5	0%				
2009_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	2.6	0%	0.1	0%				
2009_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	1.9	0%	-	0%				
2010_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	1.3	0%	0.3	0%				
2010_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	0.6	0%	-	0%				
2010_3	218.0	-	100%	-	100%	-	100%	-	100%	-	100%	0.4	100%	-	100%				
2010_4	123.6	43.0	65%	27.5	78%	32.1	74%	36.3	71%	-	100%	35.8	71%	38.8	69%				
2011_1	2 836.8	920.2	322%	1 227.7	143%	1 222.2	143%	1 172.0	141%	-	100%	196.0	107%	467.4	116%				
2011_2	811.1	1 120.5	-37%	344.3	68%	527.3	35%	728.9	11%	1 945.4	-188%	1 922.7	-135%	1 542.7	-89%				
2011_3	231.5	1 807.8	-681%	1 695.6	-632%	1 768.4	-644%	1 785.6	-671%	4 754.2	-1954%	1 432.4	-519%	1 550.0	-570%				
2011_4	472.2	13 436.7	-2746%	8 982.1	-1802%	10 514.1	-2127%	11 774.0	-2395%	44 422.4	-9308%	17 275.0	-3558%	14 828.5	-3040%				
2012_1	1 208.4	4 055.6	-236%	1 891.0	-56%	2 592.1	-114%	3 328.9	-175%	2 843.2	-135%	5 888.3	-387%	5 076.7	-320%				
2012_2	31 863.4	14 913.3	53%	35 276.0	-11%	28 956.4	9%	22 388.5	30%	9 329.6	71%	4 886.1	85%	7 889.8	75%				
2012_3	7 067.3	5 795.7	19%	3 469.2	51%	4 510.6	36%	5 355.3	24%	1 011.2	86%	6 870.5	9%	6 494.3	8%				
2012_4	10 955.7	31 023.9	-182%	29 631.0	-169%	30 463.6	-177%	30 507.2	-177%	12 869.6	-17%	34 821.3	-217%	33 142.9	-201%				
2013_1	56 769.9	76 697.3	-25%	93 861.0	-65%	90 489.0	-59%	82 677.3	-45%	9 867.4	83%	51 596.8	9%	60 642.9	-7%				
2013_2	41 077.9	142 771.7	-248%	165 913.7	-304%	167 604.8	-308%	155 053.4	-277%	59 163.7	-44%	113 067.0	-175%	120 579.4	-194%				
2013_3	153 353.0	299 429.7	-95%	385 473.2	-151%	357 530.9	-133%	320 087.0	-169%	140 180.9	9%	251 843.7	-64%	259 576.0	-69%				
2013_4	785 473.7	897 439.3	-14%	1 218 473.8	-55%	1 161 158.9	-48%	1 037 967.1	-32%	535 159.6	32%	811 417.2	-3%	810 059.1	-1%				
TOTAL	1 092 506.7	1 487 554.3	96%	1 943 810.6	78%	1 854 966.0	70%	1 669 917.6	53%	821 547.1	-25%	1 300 860.8	19%	1 320 955.5	21%	1 399 688.8	28%	1 664 442.2	52%

FIGURE D.1 – Back-testing premier trimestre 2014-périmètre Direct Hospi

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2009_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2009_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2009_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2010_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2010_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2010_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2010_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2011_1	139.3	50.2	-64%	32.1	-77%	37.4	-73%	42.3	-70%	-	-100%	41.0	-71%	44.9	-68%	82.1	-41%	27.9	-80%
2011_2	115.7	1 058.4	-1014%	1 410.8	-1319%	1 404.7	-1314%	1 347.4	-1264%	-	-100%	162.6	-240%	534.6	-562%	42.7	-63%	606.8	-624%
2011_3	673.5	1 381.1	105%	424.4	-37%	850.0	-3%	898.4	33%	2 405.2	257%	2 473.8	267%	1 886.0	180%	795.8	18%	761.2	13%
2011_4	8 196.0	2 809.3	-66%	2 626.9	-68%	2 742.5	-67%	2 773.7	-66%	7 541.0	-8%	2 128.9	-74%	2 381.3	-71%	2 361.9	-71%	1 168.9	-86%
2012_1	879.5	13 369.2	-1420%	8 923.8	-915%	10 450.9	-1088%	11 709.1	-1231%	44 162.9	4921%	17 205.0	1856%	14 785.7	1579%	8 118.9	823%	6 670.2	658%
2012_2	2 991.9	3 887.1	-230%	1 838.7	-161%	2 509.1	-184%	3 207.5	-207%	2 714.2	-191%	5 567.3	-286%	4 846.8	-262%	5 139.2	-272%	2 550.6	-185%
2012_3	696.0	14 317.3	-1957%	33 808.8	-4758%	27 773.7	-3890%	21 487.7	-2987%	8 925.1	1182%	4 962.2	604%	7 586.2	990%	10 696.1	1437%	11 846.9	1602%
2012_4	3 170.9	6 639.6	109%	4 012.3	27%	5 239.5	65%	6 197.2	95%	1 156.8	-84%	8 093.1	155%	7 502.2	137%	13 950.0	340%	5 508.2	74%
2013_1	123 770.8	41 147.9	-66%	39 637.4	-67%	40 683.1	-67%	40 573.3	-67%	16 499.6	-86%	46 299.6	-62%	43 374.4	-64%	53 162.5	-56%	29 176.9	-76%
2013_2	33 628.8	68 415.5	103%	84 853.9	152%	81 885.0	143%	73 738.1	119%	8 373.5	-75%	46 579.2	39%	53 522.0	59%	54 418.5	62%	61 955.0	84%
2013_3	98 162.4	132 691.2	35%	163 264.3	66%	161 954.5	65%	146 139.6	49%	49 003.6	-50%	103 482.9	5%	109 259.9	11%	100 264.5	2%	150 301.6	53%
2013_4	235 013.7	330 489.8	41%	531 756.5	126%	475 620.7	102%	391 927.4	67%	111 099.4	-53%	258 258.6	10%	266 806.8	14%	289 643.8	23%	381 063.2	62%
TOTAL	499 454.7	614 139.7	23%	869 768.2	74%	808 121.8	62%	697 342.9	40%	251 881.3	-50%	494 869.0	-1%	511 442.6	2%	538 773.1	8%	650 423.7	30%

FIGURE D.2 – Back-testing second trimestre 2014-périmètre Direct Hospi

Pour le périmètre Direct Non Hospi

PREMIER SEMESTRE 2014																				
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere^2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor										
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2009_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2009_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2009_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2010_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2010_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%							
2010_3	-	5.3	0%	31.0	0%	28.4	0%	25.5	0%	1.5	0%	-	2.7							
2010_4	-	124.4	0%	187.6	0%	177.1	0%	162.3	0%	2.6	0%	47.4	58.4							
2011_1	-	53.6	0%	75.3	0%	73.2	0%	68.4	0%	4.7	0%	22.6	42.5							
2011_2	-	20.4	0%	35.3	0%	31.7	0%	27.2	0%	9.1	0%	11.9	62.2							
2011_3	-	139.4	-280%	1 200.3	-761%	1 011.1	-625%	829.9	-495%	-	100%	219.2	-57%	326.0	-134%	1 333.3	-857%	325.6	-134%	
2011_4	-	82.6	1 736.5	2202%	43.0	48%	480.3	601%	1 032.1	1349%	69.3	16%	3 359.3	4166%	2 703.3	3372%	6 211.1	-7418%	1 027.1	1343%
2012_1	-	3 980.8	1 276.3	65%	1 202.6	70%	1 218.7	69%	1 231.1	69%	258.9	94%	1 228.6	69%	1 239.5	69%	4 678.2	-18%	788.9	81%
2012_2	-	4 803.6	3 646.1	24%	3 234.7	33%	3 429.4	29%	3 539.4	26%	4 412.6	8%	3 733.2	22%	3 685.0	23%	8 899.2	-85%	2 531.6	47%
2012_3	-	6 580.2	4 650.8	29%	4 731.7	28%	4 754.8	26%	4 684.4	29%	3 151.8	52%	4 471.3	12%	4 513.7	31%	8 831.8	-54%	3 837.3	42%
2012_4	-	13 609.2	11 864.9	13%	12 550.8	6%	11 756.0	14%	11 646.9	14%	6 306.6	54%	12 117.5	11%	11 972.3	12%	23 368.7	-72%	9 203.2	32%
2013_1	-	37 072.2	26 012.0	30%	28 169.2	24%	26 492.7	29%	25 773.0	30%	19 111.0	48%	25 532.9	31%	25 626.5	31%	23 308.1	37%	22 503.8	39%
2013_2	-	79 384.0	61 513.5	23%	61 086.0	23%	61 338.9	23%	61 563.7	22%	55 819.1	30%	62 153.3	22%	61 725.1	22%	60 711.4	24%	57 423.5	28%
2013_3	-	183 512.4	159 398.8	13%	190 389.4	-4%	170 151.2	7%	160 318.1	13%	165 733.4	10%	150 937.2	16%	153 165.1	17%	153 174.8	17%	175 743.7	4%
2013_4	-	801 095.7	648 489.0	19%	1 238 341.9	-55%	711 797.1	11%	657 416.4	18%	613 998.4	23%	639 986.4	20%	639 794.5	20%	644 356.5	20%	801 765.4	0%
TOTAL	1 130 260.2	915 848.7	-19%	1 541 078.7	96%	991 780.3	-12%	925 056.4	-18%	868 899.1	-23%	897 035.3	-21%	899 425.1	-20%	935 871.4	-17%	1 073 175.9	-5%	

SECOND SEMESTRE 2014																								
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere^2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor														
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2009_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2009_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%											
2009_4	-	180.8	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	3.2	-98%	0.3	-100%	-	-100%	-	-100%	-	-100%			
2010_1	-	108.5	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	6.6	-106%	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	-100%			
2010_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%			
2010_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%			
2010_4	-	6.9	0%	40.0	0%	36.7	0%	32.9	0%	-	0%	-	3.1	0%	-	1.2	0%	-	0%	-	2.9			
2011_1	-	108.5	138.2	27%	208.3	92%	196.7	81%	180.2	66%	-	-100%	-	3.6	-103%	52.6	-51%	84.1	-23%	61.8	-43%			
2011_2	-	57.6	0%	80.9	0%	78.6	0%	73.5	0%	-	0%	-	3.1	0%	24.3	0%	46.7	0%	29.0	0%	0%			
2011_3	-	21.9	0%	37.9	0%	34.0	0%	29.2	0%	-	0%	-	9.3	0%	12.7	0%	858.2	0%	12.2	0%	0%			
2011_4	-	25.6	632.2	2373%	1 434.1	5511%	1 207.6	4625%	990.8	3776%	-	-100%	223.9	776%	388.0	1418%	1 612.5	6209%	344.6	1248%				
2012_1	-	545.9	1 972.5	-481%	48.8	-91%	545.5	-200%	-	1 172.3	-315%	78.7	-86%	-	3 938.6	-822%	-	3 067.8	-662%	6 954.3	1174%	-	1 087.1	-299%
2012_2	-	4 353.6	3 282.5	-71%	1 208.1	-72%	1 224.4	-72%	1 237.0	-72%	258.3	-94%	1 234.5	-72%	1 245.4	-71%	4 683.2	8%	813.8	-81%				
2012_3	-	2 459.6	3 491.7	42%	3 097.9	26%	3 284.5	34%	3 389.6	38%	4 221.0	72%	3 572.3	45%	3 529.7	44%	8 545.3	247%	2 679.5	9%				
2012_4	-	6 130.6	5 531.6	-10%	5 630.3	-8%	5 654.9	-8%	5 570.8	-9%	3 735.4	-39%	5 292.2	-14%	5 362.5	-13%	10 693.4	74%	4 061.5	-30%				
2013_1	-	16 705.2	12 009.5	-28%	12 721.1	-24%	11 902.9	-29%	11 787.1	-29%	6 355.6	-62%	12 263.4	-27%	12 114.4	-27%	23 602.3	41%	9 740.9	-42%				
2013_2	-	24 150.6	26 940.9	12%	29 167.5	21%	27 435.9	14%	26 694.3	11%	19 723.5	-18%	26 442.7	9%	26 539.5	10%	23 750.4	-2%	23 818.5	-1%				
2013_3	-	51 735.4	57 729.4	12%	58 592.5	13%	58 041.4	12%	57 855.2	12%	52 659.0	2%	58 008.7	12%	57 754.8	12%	57 158.2	10%	60 778.3	17%				
2013_4	-	166 961.2	155 338.8	-7%	271 969.0	63%	174 135.0	4%	157 143.7	-6%	157 098.1	-6%	146 359.0	-12%	148 272.5	-11%	148 600.3	-11%	186 011.0	11%				
TOTAL	273 465.4	261 258.7	-4%	384 236.4	41%	282 687.1	3%	263 812.0	-4%	244 129.7	-11%	249 463.8	-9%	252 229.0	-8%	286 764.8	5%	287 267.0	9%					

FIGURE D.3 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Direct-Non Hospi

Pour le périmètre Reass Hospi

PREMIER SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_3	-	7 096.1	0%	6 953.1	0%	6 801.0	0%	6 650.8	0%	148.3	0%	57 043.0	0%	6 595.6	0%	175.1	0%	8 973.6	0%
2008_4	-	9 536.0	0%	10 505.8	0%	10 505.8	0%	10 551.2	0%	-	0%	1 505.9	0%	8 593.4	0%	354.7	0%	12 748.0	0%
2009_1	-	29.7	0%	27.1	0%	27.7	0%	28.3	0%	-	0%	27.1	0%	8.7	0%	0.2	0%	50.3	0%
2009_2	-	110.3	0%	118.7	0%	107.4	0%	96.7	0%	-	0%	188.4	0%	119.7	0%	12.0	0%	201.4	0%
2009_3	-	65.6	0%	57.0	0%	44.7	0%	34.0	0%	-	0%	151.1	0%	77.8	0%	0.2	0%	73.5	0%
2009_4	-	361.5	0%	392.2	0%	342.1	0%	295.4	0%	-	0%	522.2	0%	385.7	0%	-	0%	514.3	0%
2010_1	-	1 396.4	0%	1 245.7	0%	1 141.4	0%	1 031.9	0%	-	0%	2 259.6	0%	1 408.8	0%	0.2	0%	1 674.8	0%
2010_2	-	1 176.2	0%	1 036.1	0%	882.9	0%	722.7	0%	-	0%	2 000.7	0%	1 189.7	0%	-	0%	1 470.8	0%
2010_3	-	997.7	0%	959.2	0%	716.9	0%	447.9	0%	-	0%	989.1	0%	1 029.1	0%	-	0%	1 375.5	0%
2010_4	-	127.2	0%	87.7	0%	20.8	0%	29.9	0%	-	0%	301.7	0%	131.7	0%	33.0	0%	157.1	0%
2011_1	2 325.5	384.7	116%	460.8	119%	422.5	118%	358.0	115%	259.9	89%	357.0	85%	327.0	114%	16.7	99%	417.6	118%
2011_2	469.1	2 429.8	-418%	2 474.1	-427%	2 445.1	-421%	2 363.7	-404%	2 146.4	-358%	1 438.0	-207%	1 943.8	-314%	441.0	6%	1 907.4	-307%
2011_3	25 452.3	4 280.8	83%	5 282.4	79%	4 019.5	84%	3 055.2	88%	2 260.7	91%	11 308.7	56%	4 495.9	82%	314.4	99%	7 031.2	72%
2011_4	-	1 598.5	0%	1 785.7	0%	1 249.1	0%	852.4	0%	1 935.7	0%	2 807.7	0%	1 704.3	0%	1 409.8	0%	2 550.4	0%
2012_1	22 050.3	5 066.7	77%	5 530.6	75%	3 843.9	81%	2 506.0	89%	5 780.0	74%	3 599.9	84%	4 489.9	80%	1 495.9	93%	5 434.0	75%
2012_2	2 315.5	9 413.5	-307%	10 153.1	-338%	9 487.0	-310%	8 383.9	-262%	3 987.4	-72%	3 671.3	-59%	7 625.9	-229%	3 219.0	-39%	8 488.4	-267%
2012_3	20 866.1	12 136.3	42%	13 608.8	35%	13 000.7	38%	11 954.9	43%	6 890.2	67%	16 030.1	23%	12 464.8	40%	2 012.0	90%	18 694.1	10%
2012_4	5 474.2	32 862.6	-500%	33 145.6	-505%	33 545.3	-513%	33 862.6	-519%	58 395.2	-567%	31 040.9	-467%	29 474.1	-438%	17 788.1	-225%	35 467.6	-548%
2013_1	1 733.6	38 742.2	-2135%	38 630.0	-2128%	35 965.6	-1975%	34 905.5	-1879%	34 146.9	-1870%	36 657.5	-2015%	43 371.4	-3402%	27 199.7	-3469%	63 265.8	-3549%
2013_2	29 217.9	98 984.3	-239%	119 874.0	-310%	84 221.5	-188%	65 849.3	-125%	7 993.2	73%	50 729.6	-74%	82 761.8	-183%	74 631.4	-155%	107 100.6	-267%
2013_3	80 911.0	125 527.7	-55%	150 051.1	-85%	128 298.9	-59%	112 667.0	-39%	79 233.1	2%	150 557.3	-86%	131 480.0	-62%	108 954.3	-35%	196 680.7	-143%
2013_4	247 622.6	360 919.2	-46%	451 766.4	-82%	377 806.1	-53%	348 004.3	-41%	369 037.5	-49%	415 161.2	-68%	422 162.8	-70%	354 888.0	-43%	603 552.7	-144%
TOTAL	438 488.1	704 483.4	61%	845 903.3	93%	707 855.7	63%	638 235.9	46%	572 219.7	30%	773 421.8	76%	753 061.5	72%	592 955.8	95%	1 066 777.4	143%

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_4	-	7 032.3	0%	8 897.7	0%	6 747.7	0%	9 597.5	0%	146.0	0%	30 414.5	0%	6 562.1	0%	180.5	0%	9 249.8	0%
2009_1	-	7 342.3	0%	8 134.6	0%	8 134.6	0%	8 123.4	0%	-	0%	23 109.1	0%	7 552.0	0%	216.5	0%	13 141.0	0%
2009_2	-	28.4	0%	06.9	0%	26.5	0%	27.1	0%	-	0%	51.9	0%	8.5	0%	0.2	0%	51.8	0%
2009_3	-	167.9	0%	171.3	0%	155.0	0%	139.6	0%	-	0%	97.5	0%	142.5	0%	11.0	0%	207.6	0%
2009_4	-	53.2	0%	44.5	0%	34.9	0%	26.6	0%	-	0%	33.8	0%	68.9	0%	0.1	0%	75.8	0%
2010_1	-	427.8	0%	464.1	0%	404.9	0%	349.7	0%	-	0%	225.0	0%	418.2	0%	-	0%	530.1	0%
2010_2	10 952.2	1 414.3	-113%	1 261.8	-112%	1 156.3	-111%	1 045.5	-110%	-	-100%	2 384.3	-122%	1 417.8	-113%	0.3	-100%	1 726.3	-116%
2010_3	-	1 071.3	0%	943.7	0%	804.4	0%	658.6	0%	-	0%	1 131.7	0%	1 136.0	0%	-	0%	1 516.1	0%
2010_4	-	1 082.2	0%	1 040.4	0%	777.6	0%	485.8	0%	-	0%	1 329.7	0%	1 071.2	0%	-	0%	1 417.8	0%
2011_1	240.0	142.5	-41%	98.3	-59%	23.3	-90%	33.5	-114%	-	-100%	596.9	149%	139.7	-42%	33.1	-86%	162.0	-33%
2011_2	116.9	531.2	-55%	636.4	-644%	583.4	-599%	494.4	-523%	358.9	207%	1 873.1	1503%	353.1	-436%	25.0	-79%	430.4	-468%
2011_3	-	1 184.4	0%	1 207.7	0%	1 191.5	0%	1 150.3	0%	1 043.4	0%	1 498.1	0%	1 335.9	0%	202.1	-79%	1 966.1	0%
2011_4	117.0	4 409.3	3699%	5 442.2	4551%	4 138.1	3437%	3 154.0	2596%	2 329.6	1891%	10 726.5	9068%	4 554.4	3793%	370.1	216%	7 247.7	6095%
2012_1	-	2 422.1	0%	2 706.8	0%	1 890.6	0%	1 288.7	0%	2 934.9	0%	1 163.5	0%	2 088.5	0%	2 204.4	0%	2 628.9	0%
2012_2	835.2	6 213.8	644%	6 786.3	713%	4 714.4	464%	3 071.0	268%	7 060.6	745%	2 959.3	254%	5 035.5	503%	1 624.8	95%	5 601.3	571%
2012_3	3 736.2	5 682.0	52%	6 139.3	64%	5 732.3	53%	5 059.5	35%	2 391.5	-36%	6 899.1	85%	5 846.3	56%	1 743.5	-53%	8 749.7	134%
2012_4	2 432.3	17 514.6	620%	19 644.5	768%	18 773.1	672%	17 282.0	611%	10 159.7	318%	9 675.3	298%	14 983.1	516%	3 610.1	48%	19 269.5	692%
2013_1	30 261.4	22 082.4	-27%	22 270.7	-26%	22 461.0	-26%	22 624.4	-25%	39 009.6	29%	23 049.9	-24%	24 274.1	-20%	10 391.1	-66%	36 559.3	21%
2013_2	4 366.9	57 036.1	1206%	57 977.8	1228%	52 220.0	1096%	48 590.8	1021%	46 008.8	954%	56 839.5	1262%	51 817.7	1087%	40 259.1	822%	65 213.1	1393%
2013_3	44 979.3	70 118.3	56%	87 933.5	95%	59 900.1	33%	45 776.9	2%	5 282.4	-88%	89 291.9	99%	70 830.9	57%	51 515.3	15%	110 397.2	145%
2013_4	135 951.5	118 920.9	-12%	166 357.3	22%	125 434.7	-8%	104 204.9	-23%	76 233.8	-44%	148 502.3	9%	134 226.7	-1%	102 152.7	-25%	202 734.4	49%
TOTAL	233 988.8	315 769.3	35%	387 310.2	66%	307 781.5	32%	264 356.0	18%	192 959.7	-18%	421 540.5	80%	324 994.3	39%	214 540.4	-8%	477 482.7	104%

FIGURE D.4 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Reass Hospi

Pour le périmètre Reass Non Hospi

PREMIER SEMESTRE 2014											
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor	
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2009_1	-	18.6	0%	18.2	0%	19.5	0%	20.8	0%	72.8	0%
2009_2	-	32.1	0%	31.7	0%	33.2	0%	34.7	0%	-	0%
2009_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2009_4	-	7.2	0%	7.5	0%	6.4	0%	5.4	0%	-	0%
2010_1	-	123.3	0%	125.2	0%	109.2	0%	93.9	0%	198.0	0%
2010_2	-	64.0	0%	62.9	0%	62.2	0%	60.2	0%	113.3	0%
2010_3	-	91.6	0%	94.7	0%	88.9	0%	47.4	0%	128.9	0%
2010_4	-	74.7	0%	64.2	0%	85.8	0%	96.4	0%	68.5	0%
2011_1	438.9	287.9	34%	283.2	35%	250.5	43%	216.5	51%	-	100%
2011_2	-	452.4	0%	456.0	0%	418.8	0%	379.4	0%	94.5	0%
2011_3	-	514.5	0%	516.4	0%	553.8	0%	589.0	0%	236.0	0%
2011_4	-	2 907.3	0%	2 996.8	0%	2 005.4	0%	1 352.1	0%	13.8	0%
2012_1	2 271.1	1 967.7	13%	1 981.3	13%	2 144.5	6%	2 281.5	0%	1 039.3	54%
2012_2	2 224.8	3 432.6	-54%	3 439.7	-55%	3 602.3	-62%	3 760.2	-69%	4 329.9	-95%
2012_3	1 922.1	4 506.1	-134%	4 517.6	-135%	4 860.9	-153%	5 133.2	-167%	4 565.9	-137%
2012_4	7 405.6	8 295.7	-11%	8 278.2	-11%	8 237.6	-10%	8 172.3	-9%	6 029.4	13%
2013_1	16 344.6	18 347.6	-12%	18 411.4	-13%	19 091.0	-17%	19 544.7	-20%	20 616.3	-26%
2013_2	40 345.2	42 124.9	-4%	42 150.7	-4%	43 116.5	-7%	43 395.6	-8%	40 743.9	-1%
2013_3	126 494.5	116 325.2	8%	116 804.6	8%	115 391.2	9%	115 045.6	9%	109 226.5	14%
2013_4	448 737.5	646 753.9	0%	649 014.3	0%	642 601.3	1%	640 142.6	2%	360 466.9	20%
TOTAL	646 304.4	646 045.7	-0.04%	648 985.5	0%	642 350.1	-1%	640 047.4	-1%	547 492.7	-15%
										782 528.8	21%
										759 678.0	18%
										978 988.7	51%
										764 437.2	18%

SECOND SEMESTRE 2014											
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor	
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2009_2	-	18.8	0%	5.2	0%	19.8	0%	21.1	0%	73.9	0%
2009_3	-	29.7	0%	29.4	0%	30.8	0%	32.1	0%	-	0%
2009_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%
2010_1	-	6.7	0%	7.0	0%	6.0	0%	5.0	0%	-	0%
2010_2	-	133.5	0%	135.5	0%	118.1	0%	101.6	0%	-	0%
2010_3	-	60.6	0%	59.5	0%	58.9	0%	57.0	0%	-	0%
2010_4	79.9	91.4	14%	94.4	18%	68.7	-14%	47.3	-41%	-	-100%
2011_1	342.8	69.7	-130%	59.9	-117%	80.1	-123%	90.0	-126%	751.5	130%
2011_2	-	297.6	0%	292.7	0%	258.9	0%	223.7	0%	-	0%
2011_3	46.1	422.4	816%	425.7	823%	391.0	748%	354.2	668%	88.2	91%
2011_4	13.0	569.1	4291%	571.2	4308%	612.0	4623%	656.6	4920%	260.4	1909%
2012_1	672.3	2 880.1	328%	2 968.8	342%	1 986.9	196%	1 339.8	99%	13.7	-98%
2012_2	5 692.5	1 946.3	-66%	1 959.8	-66%	2 121.5	-63%	2 257.4	-60%	1 028.8	-82%
2012_3	2 409.1	3 255.9	35%	3 262.6	35%	3 417.9	42%	3 568.6	48%	4 167.2	70%
2012_4	4 586.1	4 753.5	4%	4 765.5	4%	5 127.5	12%	5 414.4	19%	4 804.7	5%
2013_1	14 943.7	7 677.7	-49%	7 661.9	-49%	7 629.2	-49%	7 571.9	-49%	5 591.9	-63%
2013_2	15 733.9	19 285.1	23%	19 352.6	23%	20 084.2	28%	20 566.8	31%	21 642.8	38%
2013_3	43 706.2	37 193.4	-15%	37 234.6	-15%	38 031.0	-13%	38 263.2	-12%	35 704.1	-18%
2013_4	127 262.8	110 849.0	-13%	111 614.0	-12%	109 373.0	-14%	108 705.0	-15%	92 735.2	-23%
TOTAL	215 468.4	189 266.3	-12%	190 247.5	-12%	189 125.5	-12%	188 965.6	-12%	166 050.9	-23%
										225 777.6	5%
										219 310.8	2%
										141 995.9	-166%
										222 309.7	3%

FIGURE D.5 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Reass Non Hospi

Pour le périmètre Asia Hospi

PREMIER SEMESTRE 2014															
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere^2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor					
2008_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2010_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2010_2	-	16.7	0%	10.8	0%	11.9	0%	12.9	0%	14.9	0%	20.8	0%		
2010_3	-	217.5	0%	106.1	0%	125.8	0%	145.8	0%	479.6	0%	274.1	0%		
2010_4	-	62.8	0%	43.6	0%	46.0	0%	47.1	0%	61.4	0%	72.6	0%		
2011_1	2 697.2	-	100%	-	100%	-	100%	-	100%	-	100%	0.3	100%		
2011_2	6 223.4	26.4	100%	30.7	100%	27.1	100%	22.8	100%	7.9	100%	17.8	100%		
2011_3	3 826.1	1 172.3	69%	1 592.0	58%	1 834.0	52%	2 002.9	48%	1 174.9	69%	1 63.9	81%		
2011_4	7 411.8	5 782.1	22%	23 085.1	-21%	14 773.2	-9%	9 028.6	-22%	4 495.4	39%	1 525.4	121%		
2012_1	925.5	6 136.8	-56%	14 647.8	-148%	10 147.2	-99%	7 107.2	-66%	1 700.8	-84%	2 890.9	-212%		
2012_2	3 689.2	3 414.4	7%	6 583.5	-79%	5 210.6	-42%	3 925.8	-7%	3 988.4	-9%	1 846.6	50%		
2012_3	2 408.6	23 790.2	-88%	34 979.7	-135%	33 947.6	-130%	32 464.9	-124%	16 760.1	-59%	10 080.6	-319%		
2012_4	12 342.2	16 398.1	-33%	17 825.7	-44%	17 726.2	-44%	16 759.5	-36%	2 984.0	76%	9 315.1	25%		
2013_1	438.4	31 743.0	-7140%	86 958.8	-19735%	68 581.5	-15543%	54 485.0	-12328%	4 085.8	-832%	11 869.4	-2607%		
2013_2	1 019.3	130 563.1	-12709%	886 785.3	-84938%	554 864.8	-54336%	326 896.8	-31971%	19 729.2	-1836%	55 797.0	-5374%		
2013_3	16 751.6	203 360.8	-1114%	935 819.4	-5486%	787 541.9	-4601%	619 212.1	-3590%	13 692.4	18%	85 853.1	-413%		
2013_4	184 883.8	998 075.5	-440%	3 457 418.5	-1770%	3 693 511.5	-189%	3 491 150.0	-178%	180 469.5	7%	441 276.9	-139%		
TOTAL	242 597.2	1 420 799.8	486%	5 445 886.8	2145%	5 188 349.3	2039%	4 563 261.3	1781%	219 376.3	-9%	574 904.3	137%		
												588 079.7	142%		
													1 081 305.3	846%	
														610 235.3	152%

SECOND SEMESTRE 2014															
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere^2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor					
2008_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2008_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2009_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2010_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2010_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2010_3	-	36.8	0%	23.8	0%	26.4	0%	28.6	0%	48.5	0%	36.7	0%		
2010_4	-	117.4	0%	57.2	0%	67.9	0%	78.6	0%	128.5	0%	174.1	0%		
2011_1	149.8	139.9	-7%	97.1	-35%	102.5	-32%	104.9	-30%	178.9	18%	132.6	-11%		
2011_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0.3	0%		
2011_3	-	49.8	0%	57.8	0%	51.1	0%	43.0	0%	3.2	0%	30.6	0%		
2011_4	5 292.8	1 489.1	-72%	2 076.6	-61%	2 362.1	-55%	2 356.9	-52%	1 489.4	-72%	349.5	-107%		
2012_1	3 508.3	3 508.3	0%	14 306.9	0%	9 051.4	0%	5 488.7	0%	2 882.8	0%	1 752.8	0%		
2012_2	174.1	3 036.8	1644%	7 370.5	4133%	5 069.3	2811%	3 526.6	1925%	3 269.4	1778%	1 621.3	831%		
2012_3	343.5	7 819.0	2177%	15 474.6	4406%	12 218.6	3457%	9 174.3	2571%	1 726.6	403%	3 566.6	938%		
2012_4	-	33 692.2	0%	89 663.9	0%	48 190.1	0%	46 006.8	0%	23 173.6	0%	19 000.4	0%		
2013_1	-	14 186.7	0%	17 212.1	0%	16 523.4	0%	15 192.6	0%	2 409.3	0%	8 325.8	0%		
2013_2	606.8	54 477.3	8878%	293 469.6	48264%	183 256.3	30101%	117 606.5	19282%	4 664.6	-869%	17 588.3	2799%		
2013_3	8 245.9	109 654.2	1154%	1 733 779.1	19724%	979 522.0	11100%	489 907.5	5502%	27 731.9	217%	38 741.3	343%		
2013_4	5 157.8	772 628.8	14880%	10 598 557.5	205385%	9 488 247.5	183858%	7 076 761.8	137104%	17 762.4	244%	103 990.2	1516%		
TOTAL	20 470.7	1 000 834.5	4789%	12 732 146.8	62097%	10 744 688.5	52388%	7 766 477.0	37840%	47 517.3	132%	149 571.7	631%		
												260 652.3	1173%		
													462 516.2	2199%	
														370 745.9	1711%

FIGURE D.6 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Asia Hospi

Pour le périmètre Asia Non Hospi

PREMIER SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_4	-	125.0	0%	135.1	0%	142.6	0%	146.0	0%	21.3	0%	100.5	0%	94.2	0%				
2011_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%				
2011_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%				
2011_3	147.2	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	0.1	100%	1 148.3	-680%	100%	100%				
2011_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	4 749.7	0%	0%	0%				
2012_1	1 208.4	82.7	95%	55.9	95%	61.3	95%	66.8	94%	100%	80.1	93%	62.2	95%	3 227.7	-167%	43.3	98%	
2012_2	624.0	82.7	87%	99.8	84%	83.7	87%	77.9	88%	29.8	95%	80.7	87%	76.5	88%	6 419.8	-929%	65.6	89%
2012_3	1 116.3	306.3	71%	218.9	80%	255.7	77%	280.0	75%	104.2	91%	406.5	64%	338.8	70%	6 323.5	-466%	310.4	72%
2012_4	826.1	978.8	-18%	722.9	12%	917.8	-11%	1 081.0	-31%	2 999.8	-263%	1 398.9	-69%	1 063.7	-29%	20 037.6	-2326%	803.4	3%
2013_1	4 165.4	1 849.6	56%	1 776.8	57%	1 928.7	54%	1 961.8	53%	1 308.7	69%	1 940.5	53%	1 805.9	57%	24 893.6	-499%	1 861.1	55%
2013_2	6 218.7	5 985.0	4%	5 817.4	6%	6 300.9	-1%	6 370.7	-2%	3 970.3	36%	6 181.0	1%	5 735.9	8%	298.9	95%	5 638.7	9%
2013_3	19 331.7	18 071.6	7%	54 646.0	-183%	24 010.7	-24%	18 601.0	4%	5 518.4	71%	12 888.4	33%	14 762.8	24%	15 678.5	19%	17 743.2	8%
2013_4	48 959.8	59 507.0	-27%	55 575.3	-95%	71 638.4	-46%	62 859.4	-28%	42 404.7	13%	46 970.3	4%	46 820.0	4%	78 836.1	-61%	62 430.0	-28%
TOTAL	82 995.7	86 718.8	5%	158 777.9	92%	105 116.7	27%	91 152.5	10%	56 335.8	-32%	69 967.8	-15%	70 564.5	-15%	162 541.69	97%	88 801.5	8%

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2011_1	-	180.9	0%	195.4	0%	206.3	0%	211.2	0%	102.7	0%	138.2	0%	78.8	0%	99.5	0%		
2011_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2011_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2011_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2012_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%		
2012_2	462.5	62.4	-85%	55.5	-86%	62.5	-84%	66.4	-84%	-	-100%	79.6	-80%	81.8	-85%	3 345.7	731%	45.8	-89%
2012_3	163.4	72.3	-56%	87.1	-47%	73.1	-55%	68.1	-58%	26.0	-84%	70.8	-57%	67.7	-59%	6 114.8	3642%	69.3	-58%
2012_4	637.8	410.0	-6%	292.3	-33%	342.1	-22%	375.1	-14%	142.2	-68%	584.9	34%	442.5	1%	6 400.8	1362%	328.1	-25%
2013_1	643.3	874.1	36%	645.0	0%	820.3	28%	966.5	50%	2 663.1	314%	1 219.1	90%	958.1	49%	19 438.5	2922%	849.2	32%
2013_2	1 079.9	2 144.6	99%	2 056.9	90%	2 243.0	108%	2 283.0	111%	1 488.3	38%	2 266.6	110%	2 084.5	91%	37 834.3	3403%	1 967.3	82%
2013_3	5 842.6	6 154.2	5%	8 130.1	39%	6 856.9	17%	6 584.9	13%	3 579.3	-39%	6 028.4	3%	5 706.8	-2%	341.3	-94%	5 960.3	2%
2013_4	12 834.3	18 534.9	44%	79 574.7	520%	28 120.5	119%	19 822.2	54%	4 533.3	-65%	11 836.0	-8%	13 078.0	2%	18 342.4	43%	18 755.2	46%
TOTAL	21 403.9	28 071.6	31%	90 646.3	324%	38 312.6	79%	29 954.9	40%	12 432.1	-42%	22 192.1	4%	22 242.5	4%	98 926.0	362%	27 875.7	30%

FIGURE D.7 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Asia Non Hospi

Annexe E

Graphes de validation de la méthode Chain Ladder pour les triangles écrêtés

Pour le périmètre Direct Attritionnel :

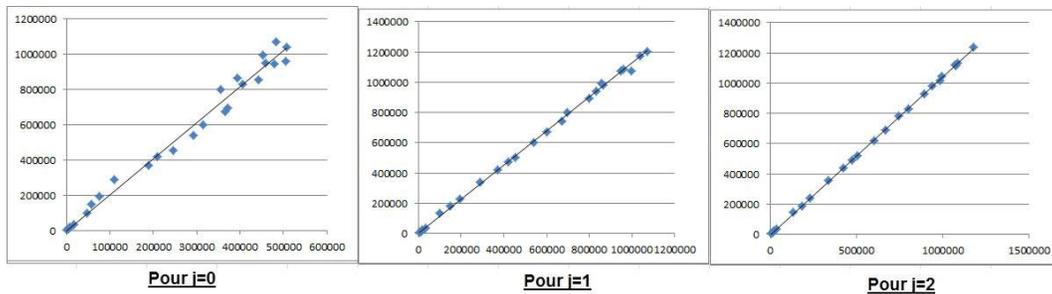


FIGURE E.1 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité - Direct Attritionnel

Pour le périmètre Asia Attritionnel :

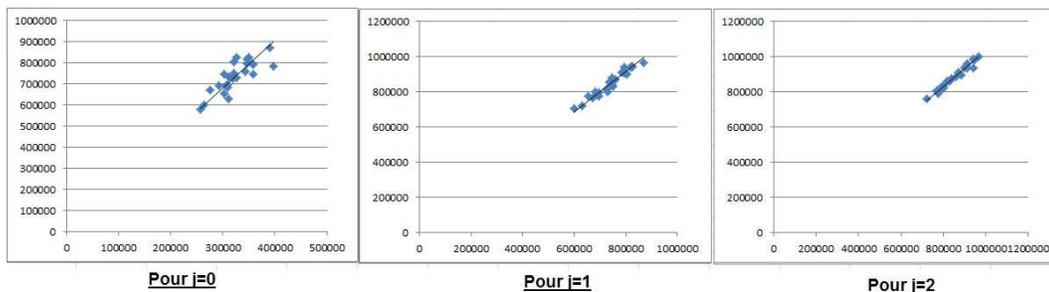


FIGURE E.2 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité - Reass Attritionnel

Pour le périmètre Réassurance Attritionnel :

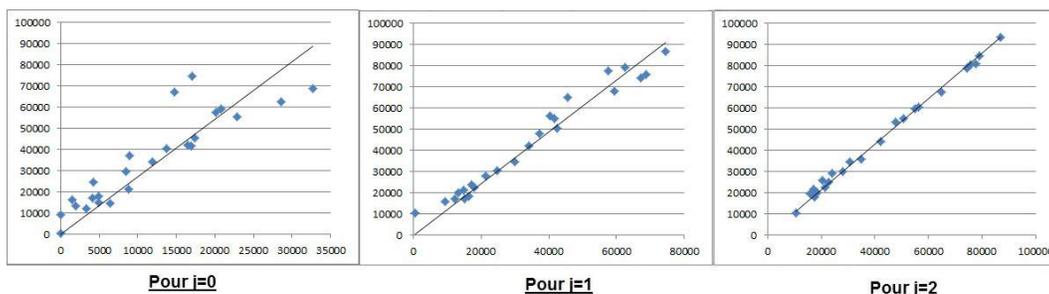


FIGURE E.3 – Validation de l’hypothèse de proportionnalité - Asia Attritionnel

Les points sont bien sensiblement alignés sur une droite passant par l’origine pour nos trois périmètres, même pour $j=0$. L’hypothèse de proportionnalité est vérifiée. On peut donc supposer que la méthode de Chain Ladder sera donc applicable sur nos données écrêtées.

Annexe F

Estimations des facteurs de développement des méthodes de Chain Ladder standard et pondéré sur les triangles écrêtés

:

DIRECT Attriionnel													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,045	1,129	1,042	1,021	1,008	1,004	1,003	1,001	0,999	1,001	1,000	1,000	1,000
moyenne	2,959	1,147	1,041	1,023	1,008	1,004	1,002	1,001	1,000	1,001	1,000	0,999	1,000
pondere	2,141	1,135	1,042	1,021	1,008	1,004	1,003	1,001	1,000	1,001	1,000	0,999	1,000
pondere*2	2,064	1,129	1,042	1,021	1,008	1,004	1,003	1,001	1,000	1,001	1,000	0,999	1,000
dernier	2,068	1,123	1,044	1,019	1,010	1,003	1,003	0,999	1,001	1,001	1,001	1,000	1,000

REASSURANCE Attriionnel													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	2,271	1,144	1,038	1,017	1,007	1,004	1,003	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
moyenne	2,276	1,144	1,038	1,017	1,007	1,004	1,003	0,999	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
pondere	2,253	1,145	1,039	1,018	1,008	1,004	1,004	1,000	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
pondere*2	2,245	1,146	1,040	1,019	1,009	1,005	1,004	1,000	0,999	1,000	1,000	1,000	1,000
dernier	2,248	1,175	1,049	1,022	1,017	1,007	1,004	1,002	1,001	1,000	1,000	1,000	1,001

ASIA Attriionnel													
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
standard	3,025	1,262	1,084	1,033	1,014	1,007	1,008	1,004	1,018	1,009	1,013	1,006	1,000
moyenne	3,520	2,264	1,100	1,041	1,013	1,008	1,010	1,006	1,012	1,005	1,007	1,004	1,000
pondere	3,275	1,408	1,088	1,034	1,015	1,008	1,007	1,005	1,016	1,007	1,009	1,005	1,000
pondere*2	3,057	1,265	1,079	1,031	1,015	1,008	1,006	1,004	1,020	1,009	1,012	1,006	1,000
dernier	2,432	1,149	1,072	1,021	1,008	1,005	1,007	1,007	1,000	1,000	1,000	1,000	1,003

FIGURE F.1 – Facteurs de développement des méthodes de Chain Ladder pour les périmètres écrêtés

Annexe G

Estimations des facteurs de développement pour la méthode autorégressive sur les triangles écrêtés

Dans London Chain :

DIRECT Attributionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
0	2.01	1.12	1.04	1.02	1.01	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	9087.59	8053.19	-1158.45	-447.17	-1136.36	-600.28	-143.59	-154.17	273.52	-229.34	-318.04	-584.02	33.36	-5.91	0.00	0.00	-11.98	-22.87	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

REASSURANCE Attributionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
0	1.77	1.07	1.01	0.97	0.97	0.96	0.95	0.95	0.95	0.96	0.99	0.97	0.99	0.96	0.99	1.01	1.01	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	16132.59	51584.67	20279.44	37465.93	34301.95	20895.62	13324.06	45625.76	11007.69	18655.80	5364.13	24200.64	11687.13	41114.38	9791.59	-30986.36	-7392.41	-6029.46	4217.62	300.89	0.00	0.00	-2528.45	0.00	0.00

ASA Attributionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
0	2.16	1.12	1.04	1.02	1.01	1.01	1.00	1.00	1.05	1.03	1.06	1.02	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	10047.02	4840.65	1765.06	640.54	14.97	80.32	128.16	2.35	-1024.34	-732.09	-1504.09	-380.47	-71.52	0.72	29.82	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

FIGURE G.1 – Facteurs de développement de la méthode de London Chain pour les périmètres écrêtés

Dans London Pivot :

DIRECT Attritionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fj	2.010	1.124	1.042	1.021	1.009	1.004	1.003	1.001	0.999	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	9575.70																								

REASSURANCE Attritionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fj	1.759	1.111	1.030	1.013	1.005	1.003	1.003	0.999	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	0.998	0.999	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	218582.79																								

ASIA Attritionnel																									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
fj	2.126	1.190	1.064	1.026	1.012	1.006	1.006	1.004	1.018	1.009	1.015	1.007	1.001	1.000	1.001	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
a	9389.18																								

FIGURE G.2 – Facteurs de développement de la méthode de London Pivot pour les périmètres écrêtés

Annexe H

Valeurs des loss ratios et estimations des paramètres dans la méthode de De Vylder appliquée sur les triangles écrêtés

Pour la méthode des loss ratios :

		Direct Att	Asia Att	Reassurance Att
Sinistres payés	Loss Ratio Simple	98,74	226,22	127,41
	Loss Ratio Moyen	129,66	238,63	138,22
	Loss Ratio Complémentaire	141,90	245,14	137,00

FIGURE H.1 – Valeurs des loss ratios pour les périmètres écrêtés

Pour De Vylder :

	DIRECT ATTR		REASS ATTR		ASIA ATTR	
	x_i	y_j	x_i	y_j	x_i	y_j
<u>0</u>	4330	0.40	908279	0.36	5925	0.23
<u>1</u>	15529	0.42	987770	0.46	19589	0.44
<u>2</u>	23400	0.10	972316	0.12	19834	0.15
<u>3</u>	41628	0.04	1012435	0.04	26999	0.06
<u>4</u>	129488	0.02	1016371	0.02	22587	0.03
<u>5</u>	187913	0.01	1053204	0.01	28230	0.01
<u>6</u>	240979	0.00	951125	0.00	22831	0.01
<u>7</u>	358887	0.00	980681	0.00	24954	0.01
<u>8</u>	455593	0.00	928465	0.00	29510	0.00
<u>9</u>	512630	0.00	1006336	0.00	40730	0.02
<u>10</u>	551726	0.00	927250	0.00	31619	0.01
<u>11</u>	657709	0.00	971710	0.00	44351	0.02
<u>12</u>	730421	0.00	879542	0.00	50715	0.00
<u>13</u>	818633	0.00	901132	0.00	62621	0.00
<u>14</u>	855101	0.00	851154	0.00	60442	0.00
<u>15</u>	979827	0.00	910245	0.00	61328	0.00
<u>16</u>	1018350	0.00	886361	0.00	64131	0.00
<u>17</u>	1056576	0.00	839215	0.00	101831	0.00
<u>18</u>	1061051	0.00	829867	0.00	71179	0.00
<u>19</u>	1206876	0.00	846162	0.00	115280	0.00
<u>20</u>	1161435	0.00	806964	0.00	89423	0.00
<u>21</u>	1273668	0.00	843680	0.00	90241	0.00
<u>22</u>	1174475	0.00	763021	0.00	88836	0.00
<u>23</u>	1313838	0.00	739910	0.00	85591	0.00
<u>24</u>	1160943	0.00	706007	0.00	79707	0.00
<u>25</u>	1198008	0.00	728949	0.00	92504	0.00

FIGURE H.2 – Facteurs de développement de la méthode de De Vylder pour les périmètres écrêtés

Annexe I

Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour les périmètres écrêtés

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008.1	-991%	46%	26%	-101%	40%	80%																				
2008.2	-43%	20%	22%	5%	49%		-57%		71%																	
2008.3	-32%	16%	33%	23%	37%	-623%					91%															
2008.4	-7%	9%	79%	-1109%	-119%	-759%	2%			100%																100%
2009.1	-10%	-3%	63%	46%	54%	31%	65%	84%	62%	100%																
2009.2	-33%	16%	41%	-1%	25%	-42%	47%	43%	45%	100%			84%	101%												
2009.3	-26%	14%	27%	19%	1%	-22%	-56%	16%	914%	100%	-1119%	116%	101%													
2009.4	-20%	16%	25%	31%	-58%	-966%	45%	-1282%	-9%	100%	29%	4%														100%
2010.1	3%	-3%	8%	-30%	14%	5%	612%	-88%	57%	100%	172%	115%	74%													100%
2010.2	2%	-2%	2%	-27%	6%	201%	145%	-81%	65%		156%															
2010.3	10%	-11%	-15%	-40%	-47%	-14%	312%	28%	47%	100%																100%
2010.4	10%	-10%	-10%	-38%	-206%	7%	-63%	-108%	106%	100%			-406%	47%												
2011.1	7%	-6%	-9%	-68%	-6%	-18%	40%	188%	72%	100%	-650%	70%	99%	71%												
2011.2	10%	-11%	-19%	19%	-53%	-25%	19%	19%	30%	100%	81%	36%	64%													
2011.3	8%	-10%	17%	-22%	6%	31%	23%	-3%	26%	100%	-101%	11%														
2011.4	-10%	8%	-9%	-5%	26%	5%	23%	11%	72%	100%	8%															
2012.1	-1%	0%	5%	5%	23%	7%	30%	4%	74%	100%																
2012.2	4%	-6%	22%	22%	-1%	16%	-6%	48%	166%																	
2012.3	-6%	6%	8%	-17%	-37%	-35%	43%	10%																		
2012.4	-7%	8%	-68%	1%	-26%	19%	-77%																			
2013.1	3%	-3%	6%	-11%	32%	12%																				
2013.2	0%	0%	5%		-7%																					
2013.3	7%	-8%	2%	4%																						
2013.4	-9%	7%	-3%																							
2014.1	-1%	1%																								
2014.2	0%																									

FIGURE I.1 – Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour les périmètres écrêtés

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008 1		-506%	91%	-41116%	90%			72%	98%																	
2008 2		7%	55%	67%	-177%				113%	90%																
2008 3		-33%	0%	42%	-150%																					
2008 4		-321%	20%	-121%	6%	78%																				
2009 1		-4%	1%	-58%	69%	30%			86%																	
2009 2		-30%	4%	11%	28%	0%	-126%																			
2009 3		19%	-19%	47%	-2%	55%																				
2009 4		-193%	2%	46%	73%	-31%	-12%	84%	79%																	
2010 1		-62%	0%	34%	64%	65%	87%																			
2010 2		-121%	12%	-6%	37%	43%	14%	-401%																		
2010 3		19%	-10%	26%	10%	-1062%	-454%	-246%																		
2010 4		-19%	8%	-37%	-133%	-220%	64%																			
2011 1		4%	0%	4%	-39%	11%	38%	75%																		
2011 2		16%	-12%	29%	19%	-9%	-1309%																			
2011 3		-52%	6%	13%	33%	3%	-236%	-2639%																		
2011 4		16%	-5%	-13%	18%	-8%	-68%	-1996%	-91%																	
2012 1		-5%	-7%	40%	8%	43%	-1574%	54%	-1361%	74%																
2012 2		-55%	14%	-117%	-34%	-18%	-170%	-128%	55%	33%																
2012 3		8%	-12%	44%	-53%	-298%	72%	66%	4%																	
2012 4		-53%	11%	-42%	-6%	-103%	28%	-59%																		
2013 1		0%	-5%	32%	-56%	49%	-63%																			
2013 2		38%	-11%	-97%	-11%	-39%																				
2013 3		30%	-16%	19%	5%																					
2013 4		7%	2%	-47%																						
2014 1		21%	-6%																							
2014 2		0%																								

FIGURE I.2 – Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour le périmètre Asia écrété

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25
2008 1		-5%	2%	14%	-12%	21%	48%	215%	4%	100%	100%	100%	90%	82%	96%											
2008 2		10%	7%	-23%	6%	4%	181%	-5%	-33%	100%	100%	100%	58%	98%	88%											
2008 3		-1%	1%	-5%	16%	-53%	-3%	-37%	-120%	100%	100%	100%	51%	97%												
2008 4		-4%	2%	5%	-7%	-71%	8%	-296%	-28%	100%	100%	100%	-104%	85%	65%	100%	100%									
2009 1		-12%	7%	-2%	585%	-2%	26%	30%	30%	100%	100%	100%	-36%	-43%	101%	100%	100%									
2009 2		3%	0%	-32%	-1%	27%	31%	19%	17%	100%	100%	100%	100%	101%												
2009 3		14%	-13%	14%	34%	28%	-79%	35%	17%	100%	100%	100%	109%	101%	98%											
2009 4		2%	-3%	22%	23%	-4%	-74%	43%	441%	100%	100%															
2010 1		-10%	4%	19%	-113%	16%	29%	263%	2705%	100%	100%	100%	110%	124%												
2010 2		-4%	2%	5%	23%	-1%	-1764%	136%	-149%	100%	100%	100%														
2010 3		3%	-2%	3%	21%	411%	178%	30%	50%	100%	100%															
2010 4		2%	-1%	-1%	-31%	245%	-91%	60%	11%	100%	100%	100%														
2011 1		3%	0%	-46%	-35%	12%	57%	12%	38%	100%	100%	100%	91%	100%	97%											
2011 2		10%	-6%	-15%	17%	26%	30%	19%	5%	100%	100%	100%	66%	92%												
2011 3		1%	-1%	3%	7%	20%	-13%	39%	-9%	100%	100%															
2011 4		-2%	3%	-34%	-3%	14%	30%	45%	44%	100%	100%															
2012 1		0%	0%	-14%	24%	39%	43%	52%	20%	100%	100%															
2012 2		3%	-3%	16%	13%	29%	29%	46%	39%	100%																
2012 3		-5%	5%	-4%	27%	18%	10%	8%	23%																	
2012 4		-4%	4%	-19%	-123%	27%	41%	46%																		
2013 1		4%	-5%	21%	-7%	24%	65%																			
2013 2		1%	-1%	-3%	21%	26%																				
2013 3		12%	-9%	4%	25%																					
2013 4		-1%	-1%	17%																						
2014 1		1%	-1%																							
2014 2		0%																								

FIGURE I.3 – Triangle de validation de la méthode de De Vylder pour le périmètre Réassurance écrété

Annexe J

Résultats détaillés du Back-testing appliqué aux périmètres ecrités

Pour le périmètre Direct attritionnel :

PREMIER SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2008_2	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2008_3	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2008_4	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2009_1	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2009_2	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2009_3	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2009_4	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2010_1	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2010_2	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-						
2010_3	216.0	-98%	27.2	-87%	25.0	-88%	22.4	-90%	-100%	1.4	-101%	0.6	-100%						
2010_4	123.6	26%	186.0	50%	180.6	46%	171.1	38%	-100%	62.9	-49%	167.8	36%						
2011_1	2 836.8	-130%	1 001.4	-135%	1 005.1	-135%	971.7	-134%	-100%	211.5	-107%	777.8	-127%						
2011_2	817.1	-123%	283.4	-135%	264.0	-132%	218.8	-127%	1 890.6	131%	232.7	-72%	514.6	-163%					
2011_3	370.9	66%	810.5	119%	750.6	102%	736.3	99%	4 240.2	1043%	1 103.1	197%	938.8	153%					
2011_4	554.8	-327%	245.3	-56%	193.5	-135%	641.7	-216%	7 366.7	1228%	2 523.9	-555%	1 943.4	-450%					
2012_1	3 383.7	-79%	723.8	-79%	698.2	-79%	709.0	-79%	3 254.6	-4%	991.8	-71%	1 013.9	-70%					
2012_2	5 511.9	-56%	2 484.4	-55%	2 484.1	-55%	2 440.7	-56%	3 029.9	-45%	2 283.8	-59%	2 310.5	-58%					
2012_3	8 091.7	-50%	3 567.1	-56%	3 794.7	-53%	4 035.2	-50%	4 195.5	-48%	4 738.6	-41%	4 457.7	-45%					
2012_4	13 005.6	-32%	9 096.1	-30%	8 657.9	-33%	8 868.1	-32%	7 566.0	-42%	9 929.1	-24%	9 291.9	-29%					
2013_1	34 658.8	-36%	25 124.0	-28%	23 163.1	-33%	22 337.4	-36%	19 249.4	-44%	22 155.9	-36%	22 231.9	-36%					
2013_2	60 234.3	-20%	47 177.8	-22%	47 758.0	-21%	48 006.6	-20%	41 849.9	-26%	48 522.2	-19%	47 894.5	-20%					
2013_3	123 456.5	1%	142 790.4	16%	130 841.4	6%	124 800.9	3%	126 970.0	3%	118 756.8	-4%	120 160.7	-3%					
2013_4	590 213.7	-16%	981 010.3	66%	551 413.0	-7%	503 634.7	-15%	434 818.3	-26%	485 339.4	-18%	483 643.6	-18%					
TOTAL	843 475.6	706 795.4	-16%	1 211 868.0	44%	768 304.1	-9%	713 930.1	-15%	657 431.2	-22%	691 379.4	-18%	688 867.8	-18%	729 075.2	-14%	791 948.8	-6%

FIGURE J.1 – Back-testing premier trimestre 2014-périmètre Direct écrité

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2008_4	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_1	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2009_4	180.8	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%						
2010_1	108.5	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%	-100%						
2010_2	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_3	-	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%						
2010_4	-	6.1	32.1	29.5	26.4	0%	2.4	0%	0.7	0%	0%	2.7	0%						
2011_1	247.8	176.1	-29%	211.0	-15%	204.9	-17%	194.1	-22%	-100%	64.2	-74%	189.7	-23%	80.3	-68%	82.1	-67%	
2011_2	115.7	961.0	-930%	1 117.6	-1066%	1 121.7	-1069%	1 084.6	-1037%	-100%	191.9	-266%	865.4	-848%	45.5	-61%	474.0	-510%	
2011_3	673.5	206.3	-131%	311.3	-146%	290.0	-143%	240.3	-136%	2 084.8	210%	280.6	-58%	564.1	-184%	841.6	25%	108.3	-116%
2011_4	933.9	689.8	-26%	907.0	-3%	839.6	-10%	823.2	-12%	4 779.5	412%	1 265.5	36%	1 045.8	12%	1 501.7	61%	374.6	-60%
2012_1	1 425.4	1 323.8	-19%	258.0	-82%	203.5	-114%	875.1	-147%	7 768.7	445%	2 698.0	-289%	2 043.1	-24%	6 015.7	322%	783.5	-155%
2012_2	1 386.8	745.3	-154%	765.2	-155%	738.2	-153%	749.6	-154%	3 442.6	348%	1 059.1	-176%	1 070.7	-177%	4 188.2	-402%	476.2	-134%
2012_3	3 155.6	2 329.9	-26%	2 393.6	-24%	2 393.9	-24%	2 352.6	-25%	2 921.0	-7%	2 206.2	-30%	2 229.4	-29%	7 937.7	152%	1 753.7	-44%
2012_4	2 977.5	4 433.5	49%	3 933.5	32%	4 182.9	40%	4 448.8	49%	4 620.2	55%	5 291.8	78%	4 908.1	65%	9 413.3	216%	3 412.9	15%
2013_1	11 507.9	8 776.0	-24%	9 112.1	-21%	8 658.1	-25%	8 861.9	-23%	7 540.2	-34%	9 919.9	-14%	9 284.8	-19%	20 056.9	74%	7 521.9	-35%
2013_2	23 924.4	24 332.7	2%	27 543.6	15%	25 406.0	6%	24 505.3	2%	21 063.1	-12%	24 314.3	2%	24 350.6	2%	21 787.9	-9%	21 173.3	-11%
2013_3	48 264.6	44 254.4	-8%	44 268.8	-8%	44 331.8	-8%	44 316.2	-8%	41 484.8	-14%	44 509.9	-8%	44 086.3	-9%	45 405.9	-6%	46 151.4	-4%
2013_4	131 564.1	127 630.2	-3%	217 460.1	65%	140 855.1	7%	128 148.8	-3%	121 285.8	-8%	119 629.3	-5%	120 870.7	-8%	121 796.4	-7%	143 798.8	9%
TOTAL	223 692.9	210 983.1	-6%	305 396.2	37%	226 024.8	1%	212 426.8	-5%	216 990.8	-3%	205 650.4	-8%	204 550.1	-9%	239 252.3	7%	223 363.0	0%

FIGURE J.2 – Back-testing second trimestre 2014-périmètre Direct écrété

Pour le périmètre Réass attritionnel :

PREMIER SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_2	123.0	-	-100%	-	-100%	-	-100%	-	-100%	8.4	-93%	0.3	-100%	-	-100%				
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	11.6	0%	106.8	0%	-	0%				
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	8.9	0%	220.7	0%	-	0%				
2009_1	-	54.4	0%	54.0	0%	56.1	0%	58.1	0%	70.1	0%	69.1	0%	67.3	0%	0.2	0%	56.6	0%
2009_2	-	185.1	0%	189.0	0%	176.1	0%	168.4	0%	-	0%	397.4	0%	170.7	0%	12.0	0%	180.8	0%
2009_3	-	55.1	0%	60.7	0%	49.0	0%	38.8	0%	-	0%	74.9	0%	50.9	0%	0.2	0%	57.1	0%
2009_4	-	411.6	0%	424.6	0%	369.0	0%	317.5	0%	-	0%	23.2	0%	398.8	0%	-	0%	424.7	0%
2010_1	-	1 067.4	0%	1 088.3	0%	1 004.1	0%	913.8	0%	-	0%	2 505.4	0%	1 074.7	0%	0.2	0%	1 195.8	0%
2010_2	-	1 903.1	0%	1 897.0	0%	1 731.3	0%	1 552.2	0%	-	0%	1 883.6	0%	1 914.5	0%	-	0%	2 030.4	0%
2010_3	-	2 037.4	0%	1 987.3	0%	1 842.5	0%	1 668.7	0%	-	0%	1 283.5	0%	2 124.6	0%	-	0%	2 344.8	0%
2010_4	-	361.8	0%	341.8	0%	350.1	0%	340.8	0%	-	0%	158.8	0%	383.1	0%	21.9	0%	395.8	0%
2011_1	2 814.4	341.9	-112%	310.4	-111%	302.7	-111%	275.6	-110%	215.5	-92%	1 965.6	-30%	377.3	-113%	10.0	-100%	396.6	-114%
2011_2	499.1	173.3	-63%	189.9	-60%	135.0	-71%	116.2	-75%	1 758.6	275%	431.3	-8%	163.2	-65%	180.6	-62%	185.4	-60%
2011_3	-	343.3	0%	295.0	0%	194.8	0%	26.6	0%	4 641.4	0%	1 741.7	0%	390.4	0%	263.7	0%	383.6	0%
2011_4	-	873.4	0%	848.5	0%	1 021.7	0%	1 071.5	0%	1 968.5	0%	383.1	0%	509.1	0%	1 059.8	0%	923.6	0%
2012_1	4 516.0	1 077.8	-123%	946.6	-121%	1 070.2	-123%	984.4	-121%	3 636.7	-21%	1 005.6	-78%	1 184.1	-126%	696.0	-85%	1 131.2	-125%
2012_2	4 540.3	2 795.1	-38%	2 834.6	-38%	3 010.1	-34%	3 183.4	-30%	3 511.3	-23%	3 914.9	-14%	2 849.7	-37%	1 326.6	-71%	3 047.5	-33%
2012_3	3 324.9	2 910.2	-12%	2 962.1	-10%	3 514.6	6%	3 964.6	19%	5 578.0	68%	5 552.8	67%	2 984.2	-10%	1 371.0	-59%	3 256.0	-2%
2012_4	8 981.3	4 735.7	-47%	4 836.1	-46%	5 250.8	-42%	5 647.9	-37%	5 710.3	-36%	8 013.1	-11%	4 894.1	-46%	3 886.3	-57%	5 301.1	-41%
2013_1	16 959.4	13 100.0	-23%	13 273.6	-22%	13 875.2	-16%	14 646.9	-14%	18 742.5	11%	17 185.0	1%	13 562.0	-20%	9 159.6	-46%	14 416.6	-15%
2013_2	37 798.9	29 070.0	-23%	29 137.0	-23%	29 678.0	-21%	29 837.8	-21%	26 940.4	-29%	30 419.2	-19%	30 080.6	-20%	30 060.0	-20%	31 214.6	-17%
2013_3	92 396.3	89 652.4	-4%	89 858.8	-3%	89 301.0	-4%	89 179.7	-4%	87 650.0	-6%	96 895.7	4%	96 407.2	4%	87 315.0	-6%	104 164.4	12%
2013_4	335 834.4	336 188.5	0%	337 640.8	1%	330 845.0	-1%	328 034.7	-2%	271 624.2	-19%	384 740.7	15%	385 046.6	15%	337 352.1	0%	407 114.0	21%
TOTAL	508 368.7	470 391.9	-7%	472 796.2	-7%	467 906.5	-8%	467 662.6	-8%	432 047.4	-15%	548 105.5	8%	527 447.1	4%	473 043.1	-7%	559 653.3	10%

SECOND SEMESTRE 2014																			
	Reel	standard	moyenne	pondere	pondere*2	dernier	London Chain	London Pivot	De vylder	Verbeek Taylor									
2008_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_2	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%						
2008_3	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	8.4	0%	0.2	0%	-	0%				
2008_4	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	11.8	0%	112.4	0%	-	0%				
2009_1	-	-	0%	-	0%	-	0%	-	0%	8.9	0%	220.3	0%	-	0%				
2009_2	-	57.8	0%	74.8	0%	59.0	0%	61.8	0%	74.5	0%	129.5	0%	70.2	0%	0.2	0%	56.7	0%
2009_3	-	179.0	0%	183.3	0%	170.3	0%	158.0	0%	-	0%	240.7	0%	166.8	0%	10.0	0%	161.0	0%
2009_4	-	55.7	0%	61.3	0%	49.5	0%	39.2	0%	-	0%	129.0	0%	51.3	0%	0.2	0%	57.1	0%
2010_1	-	375.4	0%	387.3	0%	336.6	0%	289.6	0%	-	0%	1 085.4	0%	374.9	0%	-	0%	425.1	0%
2010_2	-	1 121.1	0%	1 143.0	0%	1 054.7	0%	960.0	0%	-	0%	1 425.6	0%	1 110.6	0%	0.2	0%	1 196.9	0%
2010_3	-	1 773.7	0%	1 768.1	0%	1 613.9	0%	1 447.2	0%	-	0%	1 555.8	0%	1 826.5	0%	-	0%	2 032.3	0%
2010_4	79.9	2 099.0	-2726%	2 047.4	-2662%	1 898.2	-2475%	1 715.2	-2251%	-	-100%	76.7	-196%	2 166.9	-2811%	-	-100%	2 347.0	-3036%
2011_1	582.8	336.1	-158%	317.5	-154%	325.2	-156%	316.6	-154%	-	-100%	1 070.4	84%	365.0	-163%	19.8	-97%	396.2	-168%
2011_2	116.9	364.6	-412%	331.1	-383%	322.9	-376%	293.9	-351%	230.2	97%	614.8	426%	393.7	-437%	10.3	-91%	397.0	-440%
2011_3	46.1	163.1	-254%	178.7	-287%	127.1	-176%	109.4	-137%	1 664.7	3509%	804.2	1643%	156.8	240%	170.2	269%	185.5	302%
2011_4	130.0	356.3	-374%	306.2	-336%	202.1	-256%	27.6	-121%	4 831.6	3618%	932.2	617%	399.9	-408%	281.8	117%	383.9	-395%
2012_1	672.3	874.0	-230%	849.2	-228%	1 022.4	-252%	1 072.4	-260%	1 980.2	195%	413.3	-161%	909.4	-235%	1 032.0	54%	924.5	-238%
2012_2	1 702.2	1 036.9	-161%	910.7	-154%	1 029.8	-160%	928.2	-155%	3 501.4	106%	2 586.5	52%	1 154.5	-168%	659.4	-61%	1 132.3	-167%
2012_3	3 537.1	2 687.0	-24%	2 725.2	-23%	2 895.7	-18%	3 054.0	-13%	3 386.3	-4%	4 268.6	21%	2 778.2	-21%	1 308.2	-63%	3 050.3	-14%
2012_4	5 834.1	2 858.5	-51%	2 929.5	-50%	3 454.4	-41%	3 898.6	-33%	5 485.5	-6%	5 800.1	-1%	2 950.6	-49%	1 400.9	-76%	3 259.0	-44%
2013_1	14 317.9	4 767.8	-67%	4 869.9	-66%	5 291.4	-63%	5 696.9	-60%	5 798.8	-60%	7 793.1	-46%	4 916.9	-66%	3 708.1	-74%	5 306.0	-63%
2013_2	18 199.0	13 324.7	-27%	13 502.4	-26%	14 123.7	-22%	14 912.2	-18%	19 014.3	4%	16 819.6	-8%	13 720.1	-25%	9 607.5	-47%	14 430.0	-21%
2013_3	35 722.0	26 604.5	-26%	26 673.4	-25%	27 147.6	-24%	27 289.2	-24%	24 586.9	-31%	29 233.1	-18%	28 640.1	-20%	27 033.4	-24%	31 243.6	-13%
2013_4	104 965.4	85 408.1	-19%	85 811.8	-18%	84 316.4	-20%	83 804.3	-20%	73 523.3	-29%	98 469.8	-6%	98 079.8	-7%	84 537.4	-19%	104 261.3	-1%
TOTAL	185 995.6	127 657.6	-31%	128 677.5	-31%	129 730.8	-30%	131 900.2	-29%	145 067.7	-22%	163 853.3	-12%	142 755.9	-23%	130 113.4	-30%	152 681.2	-18%

FIGURE J.3 – Back-testing deux premiers trimestres 2014-périmètre Reass écrêté

