

MODELE DE PROVISIONNEMENT SUR DONNEES DETAILLEES EN ASSURANCE NON-VIE

GUILLAUME BENETEAU
Towers-Perrin Tillinghast
20, place de Seine
Tour Neptune – La défense 1
92086 Paris La Défense cedex – France
tél : +33 (0)1 41 02 02 74
fax : +33 (0)1 41 02 54 54

Résumé

Pour calculer la charge ultime d'un portefeuille, les techniques les plus couramment utilisées agrègent les données par année de survenance et année de développement. Ces modèles présentent l'avantage d'être simples à utiliser, mais ils masquent une partie de l'information. Afin de prendre en compte l'ensemble des facteurs pouvant influencer sur la cadence des paiements, nous avons établi un modèle permettant de décrire le processus de sinistralité en simulant chaque sinistre de manière individuelle. Le développement d'un sinistre est décrit par un ensemble de dates de paiements, de montants associés et par une date de clôture. Pour modéliser les dates de paiements, nous avons utilisé des modèles linéaires généralisés, alors que les montants associés ont été ajustés de manière paramétrique. Le processus de clôture a été étudié par des techniques d'analyse de survie. Nous avons ensuite cherché à comparer les résultats obtenus avec d'autres méthodes de provisionnement.

MOTS-CLES

Provisionnement, Méthodes Stochastiques, GLM, IBNR, Modèles Individuels

Table des Matières

INTRODUCTION	1
1. METHODOLOGIE	2
1.1 Cadre de l'étude.....	2
1.2 Modélisation des dates de clôture	2
1.3 Modélisation des dates des flux.....	3
1.4 Modélisation des flux	5
2. RESULTATS ET DISCUSSION	7
2.1 Résultats du modèle de provisionnement individuel.....	7
2.2 Comparaison des résultats obtenus avec différents modèles	9
CONCLUSION.....	14
BIBLIOGRAPHIE	16

INTRODUCTION

En assurance IARD, les méthodes classiques d'estimation de la charge finale utilisent des données agrégées. Toutes les données issues par exemple de la même année de survenance et de la même année de développement sont regroupées. Ce type de méthode présente l'avantage d'être simple à utiliser et robuste à l'erreur de modèle.

Pourtant, l'utilisation de données agrégées engendre nécessairement une perte d'information. De plus, dans ce type de modèle, il est difficile, voire impossible, d'introduire des contraintes particulières (réassurance non proportionnelle,...). C'est pourquoi il peut être intéressant d'utiliser des données détaillées et de revenir au sinistre individuel. Pour cela, nous avons besoin de modéliser les diverses étapes de la vie d'un sinistre. L'objectif de cette étude est de proposer un modèle portant sur les sinistres ayant été déjà déclarés à l'assureur. Les provisions pour sinistres survenus mais non déclarés ne sont donc pas modélisées ici.

La méthode que nous avons développée ici est une méthode ad hoc. C'est pourquoi il sera indispensable de comparer les résultats de cette méthode avec les méthodes classiques de provisionnement (Chain-Ladder, bootstrap,...). Nous avons également choisi de comparer les résultats de notre modèle avec deux nouvelles méthodes. La première permet l'introduction d'avis d'experts dans un cadre stochastique, et la seconde modélise les corrélations existant dans les cadences de paiement.

Enfin, notre modèle a pour objectif non seulement de déterminer la charge ultime, mais également de déterminer la cadence de règlement des sinistres. En effet, nous cherchons une méthode qui soit compatible avec les nouvelles méthodes IAS et potentiellement applicables à des réglementations étrangères similaires à celles de la Grande Bretagne.

1. METHODOLOGIE

1.1 Cadre de l'étude

Nous cherchons à savoir quels sont les facteurs pouvant avoir une influence sur le déroulement d'un sinistre. Pour l'instant, nous ne nous intéressons qu'aux flux des sinistres.

En dehors des informations « classiques » sur les sinistres, nous connaissons la nature du flux (paiement en principal, honoraire, frais, ou recours).

Des données issues d'un portefeuille Responsabilité Civile professionnelle ont été utilisées. Ce sont des sinistres ayant une durée de vie longue. Il s'agit d'une branche complexe pour laquelle les méthodes classiques manquent de précision. C'est pourquoi il est particulièrement intéressant de revenir au sinistre individuel pour ce portefeuille.

Nous cherchons à établir un modèle de provisionnement utilisant des données détaillées. La méthode Chain-Ladder peut s'appliquer soit aux paiements, soit aux sinistres survenus (paiements et provisions dossier par dossier). Nous avons choisi ici de proposer un modèle portant sur les paiements uniquement. De plus, nous étudions uniquement les sinistres déclarés. Les IBNYR ne sont donc pas analysés ici.

Nous avons trois types de processus à modéliser :

- le processus de date des flux
- les montants associés le cas échéant
- la date de clôture

1.2 Modélisation des dates de clôture

Nous avons choisi d'utiliser l'analyse de survie pour notre modélisation, puisqu'elle nous permet de prendre en compte le grand nombre de sinistres non encore clos. Pour estimer la fonction de survie, nous avons utilisé la méthode de Kaplan Meier, que nous avons ajustée de manière paramétrique. Les résultats obtenus sont les suivants :

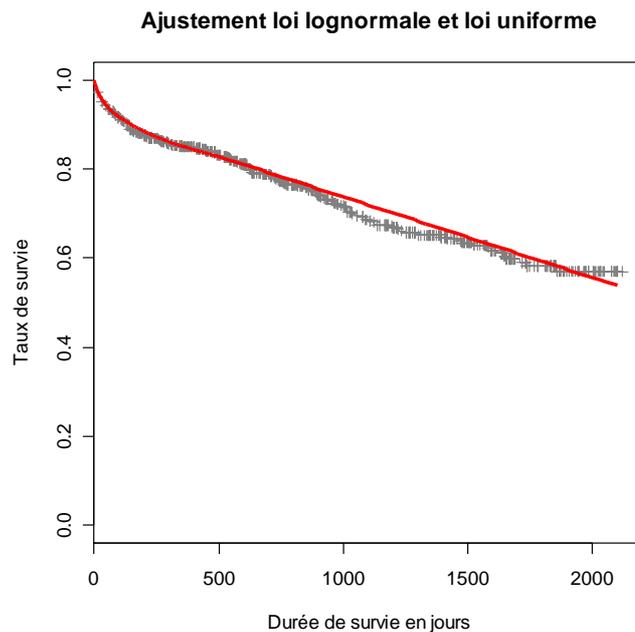


fig. 1.1 : Ajustement paramétrique de la fonction de survie

1.3 Modélisation des dates des flux

Nous cherchons à étudier le temps écoulé séparant la déclaration d'un sinistre et la réalisation d'un flux (paiement, honoraires,...). Tous les flux sont donc étudiés ensemble.

Utilisation des modèles linéaires généralisés (GLM)

Nous cherchons à étudier le temps T entre la déclaration et la survenance d'un flux. On peut supposer dans un premier temps qu'il s'agit d'un modèle de type Log – Poisson. Ce type de modèle est souvent utilisé pour les triangles lors de l'utilisation des GLM. On suppose donc que :

$$T \sim P(E(T))$$

où :

$$E(T) = \exp(X' \beta) = \exp\left(\alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i\right)$$

Il est possible d'utiliser les paramètres suivants :

- le montant déjà payé
- la PSAP
- le nombre de paiements déjà effectués
- le délai de déclaration
- le temps écoulé entre la déclaration et le dernier changement

Nous avons sélectionné une loi de Poisson avec surdispersion. Cette dernière diffère d'une loi de Poisson classique par l'introduction d'un paramètre de dispersion non fixé à 1.

Séparation du premier flux et des suivants

Le premier paiement intervient souvent au bout de deux ans, tandis que les paiements suivants se renouvellent plus fréquemment, un paiement étant souvent associé à un autre.

Nous étudions des sinistres ayant une durée de vie longue. Un premier paiement a souvent nécessité au préalable différents avis d'experts et des passages devant le tribunal. Il est donc nécessaire de distinguer le premier flux des autres flux.

Etude du premier paiement à l'aide d'un GLM

Pour étudier le premier paiement, nous n'avons que peu de paramètres exploitables. Le délai de déclaration en est un. A cela, nous avons ajouté la première estimation (en montant) de la charge du sinistre. Nous avons également essayé d'ajouter le délai d'ouverture du dossier, mais cela ne donnait pas de résultats intéressants. En effet, la plupart du temps, les sinistres qui ont été déclarés durant une même période sont ouverts le même jour. L'intervention du premier paiement n'est donc pas liée à la vitesse d'ouverture du dossier.

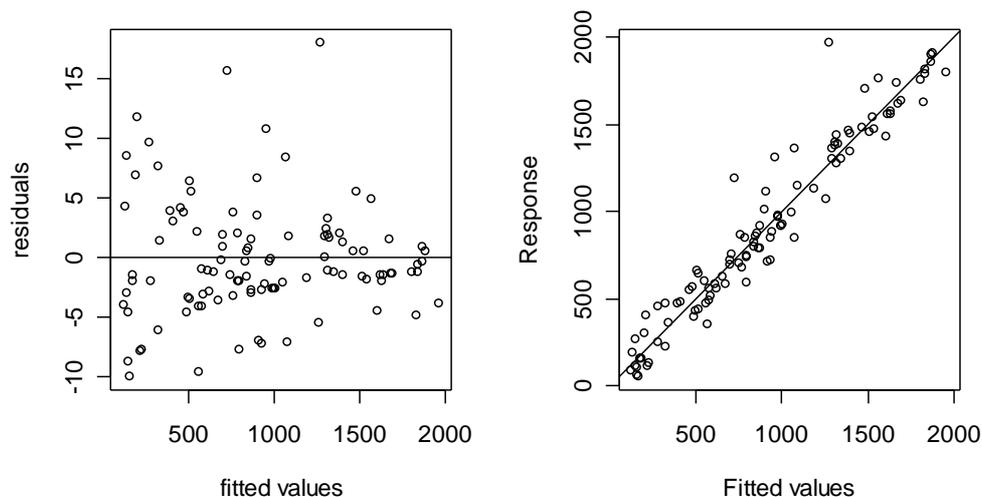
Les résultats les plus concluants sont obtenus avec la loi de Poisson (avec surdispersion) et son lien canonique (lien logarithmique). Nous avons choisi de ne pas retenir de facteurs explicatifs.

Etude des paiements suivants à l'aide d'un GLM

Les résultats les plus concluants sont obtenus avec la loi de Poisson (avec surdispersion) et le lien identité.

Les facteurs explicatifs sont le temps écoulé entre la déclaration et le dernier flux, et une variable d'état « court » ou « long ». Nous avons en effet remarqué que l'ajustement se faisait bien pour les petits temps incrémentaux, mais qu'il était moins bon au-delà d'un an. C'est pourquoi nous avons choisi la limite d'un an pour différencier les deux états. Cette variable a été modélisée par une loi de Bernoulli. L'estimateur du maximum de vraisemblance associé à la probabilité de se trouver dans un état « long » est $\hat{p} = 0.09$.

Graphiquement, nous obtenons le résultat suivant :



Graph. 1.2 : GLM pour une loi de Poisson avec surdispersion sur le délai entre la déclaration et un flux (hors premier paiement) avec indicatrice

1.4 Modélisation des flux

Pour la modélisation des flux, nous avons choisi d'analyser séparément les flux par nature. Il y a alors deux phénomènes à modéliser : le type de flux et le montant du flux.

Modélisation du type de flux

Pour modéliser le type de flux, nous avons retenu une modélisation en fonction de l'année de développement.

Modélisation paramétrique des montants des flux

Nous avons séparé les paiements en fonction de leur nature, que nous avons ajusté de manière paramétrique.

Nous avons dû ajuster nos lois aux valeurs extrêmes. Les sinistres Responsabilité civile présentent souvent une distribution à queue épaisse, c'est-à-dire avec une forte proportion de sinistres au coût élevé.

On obtient alors les ajustements suivants :

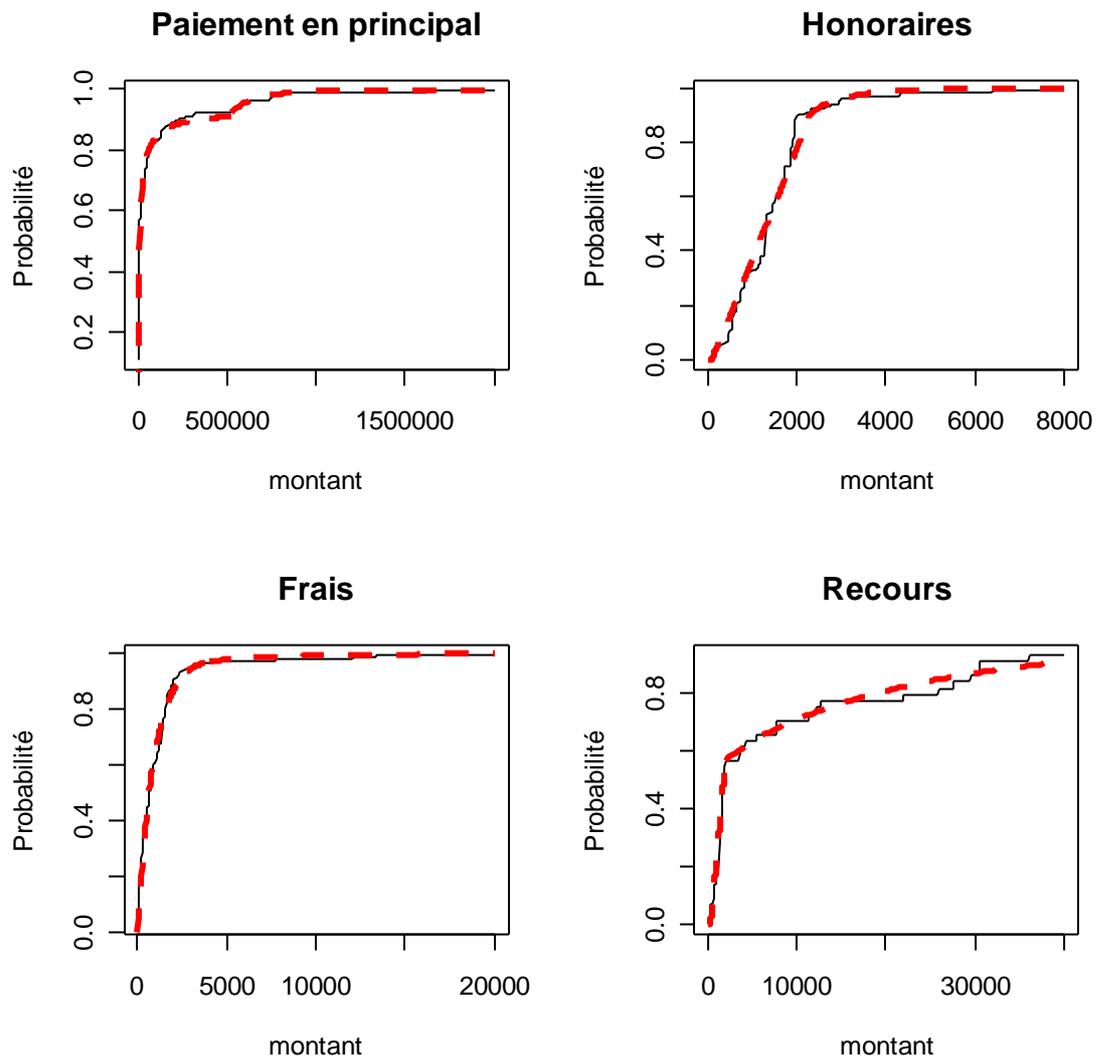


fig. 1.3 : Ajustement des fonctions de répartition

Nous avons donc déterminé un modèle de provisionnement individuel. Pour cela, nous utilisons des modèles linéaires généralisés pour simuler les dates des différents flux, et simulons le montant associé par des lois paramétriques. La clôture des sinistres est évaluée par des méthodes d'analyse de survie.

2. RESULTATS ET DISCUSSION

Nous avons défini un modèle portant sur les sinistres individuels. Nous avons cherché à comparer les résultats de notre modèle à ceux donnés par les méthodes classiques. Etant donné que nous avons établi un modèle sur les paiements pour les sinistres déjà déclarés, nous évaluons la sinistralité ultime par année de déclaration.

Nous avons choisi de ne pas introduire de retraitement des sinistres graves afin de faciliter la comparaison entre les différents modèles. De même, nous n'avons pas introduit de facteur de queue. Nous supposons donc qu'il n'y aura plus de paiements après six années de développement, bien que ceci soit contraire à l'expérience.

Les méthodes les plus souvent utilisées se basent sur des données agrégées. Parmi les méthodes classiques, on distingue deux grandes familles, la méthode Chain-Ladder et la méthode Bornhuetter-Ferguson. La première suppose la reproductibilité du passé pour déterminer la sinistralité à venir, alors que la seconde suppose une estimation a priori de la sinistralité ultime. Les méthodes stochastiques permettent de mesurer l'incertitude liée à ces modèles. Les plus connues sont le modèle de Mack et le bootstrap.

Nous avons également comparé notre modèle avec des méthodes nouvelles. La première méthode étudiée est une méthode stochastique permettant l'introduction d'avis d'experts (Verral, 2004). Pour cela, elle utilise la théorie bayésienne, précisant une loi a priori sur des paramètres. La seconde permet de prendre en compte des corrélations existant au sein du triangle (De Jong, 2004). Dans ce modèle, des séries temporelles sont utilisées.

2.1 Résultats du modèle de provisionnement individuel

Mise en œuvre du programme

Voici les étapes nécessaires à la programmation du modèle :

Il faut dans un premier temps programmer la fonction des paiements, qui est fonction du temps écoulé depuis la déclaration. En effet, la probabilité associée à la nature de chaque flux dépend du nombre d'années écoulées depuis la déclaration. Aussi, le programme doit :

- Simuler un tirage portant sur la nature des flux, puis
- Simuler le montant associé au flux sélectionné.

Il s'agit ensuite de programmer l'algorithme principal.

Pour chaque simulation, il faut :

- Simuler la date de clôture de chacun des sinistres, à partir de la fonction paramétrique déterminée lors de l'analyse de survie.

- Simuler une date de paiement. Si aucun paiement n'a encore eu lieu, le premier paiement est distribué selon une loi Gamma fixée. Sinon, la moyenne et la variance sont fonction du temps écoulé depuis le précédent paiement.
- Simuler un paiement associé, si la date de paiement est inférieure à la date de clôture, grâce à la fonction mise en place précédemment. Sinon, cloturer le sinistre.
- Renouveler le deux dernières étapes tant que le sinistre n'est pas clos.

Résultats des simulations

Nous avons effectué 5000 simulations de ce modèle. Afin de présenter nos résultats et les comparer avec les autres modèles, nous avons agrégé nos simulations dans un triangle en ne prenant pas en compte les recours.

Voici le triangle moyen obtenu :

Reporting Year	Cumulative Claims Paid						Ult	Res
	Development year							
	1	2	3	4	5	6		
1997	4 740	210 938	1 850 617	2 608 283	3 495 492	4 607 766	4 607 766	0
1998	181 773	1 314 395	3 609 713	4 881 558	5 880 198	7 058 846	7 058 846	1 178 648
1999	112 302	1 137 729	2 286 295	2 962 406	3 771 592	4 555 890	4 555 890	1 593 484
2000	283 555	977 041	2 131 768	3 222 565	4 265 317	5 153 953	5 153 953	3 022 185
2001	474 694	1 078 972	2 473 683	3 952 409	5 169 987	6 157 030	6 157 030	5 078 058
2002	304 668	1 458 920	2 629 538	3 659 999	4 489 178	5 152 305	5 152 305	4 847 637
							32 685 790	15 720 012

tab. 2.1 : Résultats des simulation pour le modèle individuel

Cette méthode nous permet également d'obtenir l'incertitude liée aux réserves du modèle :

	Année	1998	1999	2000	2001	2002	Ensemble
	moyenne	1 178 648	1 593 484	3 022 185	5 078 058	4 847 637	15 720 012
IC 95%	Sup	3 233 246	3 854 537	5 876 892	8 953 159	8 708 173	22 155 456
	Inf	118 470	230 556	916 583	2 176 262	1 995 133	10 132 083

tab. 2.2 : Intervalles de confiance pour le modèle individuel

Voici la distribution du montant total des réserves obtenue :

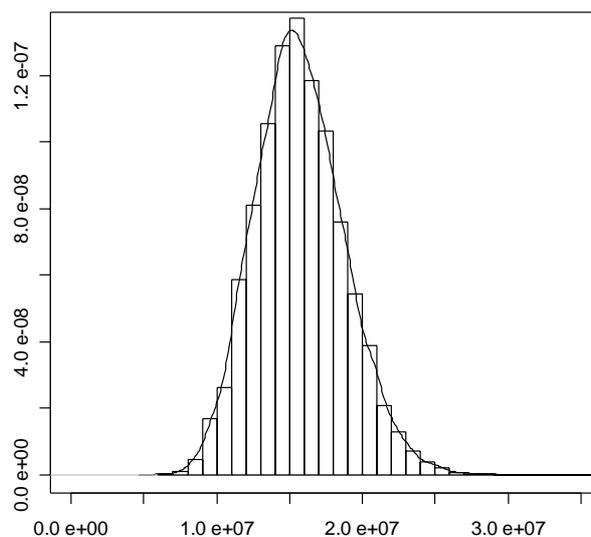


fig. 2.1 : Estimation de la distribution du montant total des réserves

La distribution obtenue est légèrement asymétrique.

2.2 Comparaison des résultats obtenus avec différents modèles

Nous avons comparé les résultats moyens obtenus avec différents modèles ainsi que les intervalles de confiance associés. Puis nous avons mis en parallèle les distributions de l'ensemble des réserves obtenues avec les différents modèles stochastiques.

Comparaison des moyennes obtenues

Le principal résultat des différents modèles est l'obtention de la moyenne des réserves prévues. Voici le tableau comparatif que nous avons obtenu :

Année	1998	1999	2000	2001	2002	Ensemble
Chain-Ladder	1 871 092	1 925 887	2 614 473	5 440 206	7 913 296	19 764 953
London-Chain	1 871 092	1 904 664	2 590 249	5 491 631	8 390 847	20 248 482
Analyse	1 411 248	1 635 890	2 332 903	5 053 456	5 236 463	15 669 959
Bornhuetter-Ferguson	1 689 737	1 969 897	2 754 257	4 172 463	4 814 633	15 400 987
Mack	1 871 092	1 925 887	2 614 473	5 440 206	7 913 296	19 764 953
Bootstrap	1 878 463	1 929 746	2 597 262	5 444 237	7 506 241	19 355 950
Avis Experts CL	1 180 000	1 510 000	2 216 000	4 992 000	5 176 000	15 070 000
Avis Experts BF	1 869 000	1 933 000	2 626 000	4 475 000	4 920 000	15 890 000
Corrélations	1 871 092	2 006 246	2 861 360	4 840 828	7 524 391	19 157 234
Modèle individuel	1 178 648	1 593 484	3 022 185	5 078 058	4 847 637	15 720 012

tab. 2.3 : Tableau comparatif des réserves obtenues

On remarque qu'il y a deux catégories de modèles. D'une part, il y a les modèles présentant des résultats similaires à la méthode Chain-Ladder classique. Et d'autre part, il y a les modèles résultant d'une analyse plus fine de la sinistralité.

La première catégorie de modèles prévoit des réserves de l'ordre de 20 millions. On y trouve, outre le modèle Chain-Ladder, la méthode London-Chain, le modèle de Mack, le bootstrap et le modèle permettant l'introduction de corrélations. Pour le modèle de Mack, on retrouve exactement les mêmes réserves que pour la méthode Chain-Ladder. La méthode London-Chain et celle basée sur des corrélations présentent elles aussi des résultats similaires, et ce malgré une modélisation plus complexe des facteurs de développement. Or les réserves proposées par la méthode Chain-Ladder nous ont semblé excessives, surtout en ce qui concerne les réserves associées aux années les plus récentes. Ces modélisations plus complexes ne permettent donc pas de confirmer ces impressions. La méthode London-Chain présente même des réserves supérieures à Chain-Ladder.

Ce premier groupe de modèles ne nous permet donc pas de prendre en compte le changement de cadence de développement observé entre 1997 et les autres années.

Les réserves associées aux autres modèles sont sensiblement moindres (environ 16 millions). Ces modèles se basent sur une analyse plus fine de la cadence de développement et des particularités liées au portefeuille étudié. Les réserves calculées pour les années les plus récentes semblent plus cohérentes, surtout en ce qui concerne 2002.

Pour trouver de tels résultats, nous avons dû procéder à une analyse des facteurs de développement, ou prévoir une sinistralité ultime a priori. Seul le modèle individuel ne fait pas ce genre d'hypothèses. L'introduction d'un avis d'expert semble donc nécessaire pour modéliser des agrégations de phénomènes individuels complexes.

Les résultats de ce second groupe de modèle ne sont pas les mêmes année par année.

La méthode Bornhuetter-Ferguson prévoit en effet plus de réserves pour 1998 et 1999. Le facteur associé à la dernière année de développement, qui nous avait semblé trop important, est en effet conservé lors du calcul des réserves associées à ce modèle.

Les résultats du modèle individuel sont pour leur part relativement proches de ceux obtenus par analyse des facteurs de développement. Il convient tout de même de noter que la sinistralité associée à l'année 2000 est plus importante avec le modèle individuel qu'avec l'analyse des facteurs, alors qu'à l'inverse celle associée à 2002 est plus faible.

Un retraitement des modèles classiques doit donc être effectué pour ne pas diverger. L'introduction du modèle individuel nous permet ici de valider les avis d'experts sélectionnés.

Tableau comparatif des intervalles de confiance

Il est également intéressant de connaître l'incertitude liée aux différents modèles. Voici les résultats obtenus pour des intervalles de confiance à 95% :

Année		1998	1999	2000	2001	2002	Ensemble
CL, BF	Inf	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
	Sup	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
Mack	Inf	1 316 851	1 099 889	1 687 641	1 015 258	871 248	6 383 95
	Sup	2 581 367	3 139 251	3 872 499	17 281 526	31 226 891	47 169 029
Bootstrap	Inf	957 144	876 173	1 076 055	1 653 816	0	9 914 484
	Sup	3 032 994	3 216 372	4 298 090	9 318 492	16 280 733	29 200 898
Avis Experts CL	Inf	69 660	439 100	840 400	1 915 000	898 20	9 503 000
	Sup	3 557 000	3 461 000	4 446 000	10 400 000	14 300 000	28 790 000
Avis Experts BF	Inf	608 200	761 100	1 177 000	2 424 000	2 724 000	10 061 000
	Sup	3 915 000	3 653 000	4 747 000	7 358 000	7 885 000	23 000 000
Corrélations	Inf	1 869 008	1 998 556	2 749 386	4 607 401	6 378 164	17 945 650
	Sup	1 869 008	2 125 609	2 976 047	5 080 121	8 819 048	20 489 936
Modèle individuel	Inf	118 470	230 556	916 583	2 176 262	1 995 133	10 132 083
	Sup	3 233 246	3 854 537	5 876 892	8 953 159	8 708 173	22 155 456

tab. 2.4 : Tableau comparatif des intervalles de confiance obtenus

Les méthodes déterministes ne permettent pas d'obtenir de facteurs de développement. Le modèle de Mack nous montre néanmoins que l'incertitude existant autour de la méthode de Chain-Ladder classique est très élevée. Le modèle Chain-Ladder classique ne doit donc pas être utilisé en tant que tel mais des avis d'experts doivent être introduits pour ne pas diverger. On préférera le modèle du Bootstrap au modèle de Mack. Cependant, il montre lui aussi ses limites pour l'année 2002, année pour laquelle l'intervalle de confiance obtenu est inexploitable. L'incertitude liée au modèle corrélé est moindre, mais pour obtenir de tels résultats, nous avons dû ne pas prendre en compte l'année 2002.

Le modèle permettant l'introduction d'avis d'experts sur les facteurs de développement présente un intervalle de confiance du même ordre que le bootstrap. Etant donné que la moyenne associée à ce modèle est sensiblement inférieure, la distribution est donc très asymétrique.

Pour le modèle lié à Bornhuetter-Ferguson comme pour le modèle individuel, la borne supérieure est plus petite que le modèle du Bootstrap. Ces deux distributions sont donc moins asymétriques que le modèle précédent.

Comparaison des distributions

Enfin, il est intéressant de comparer les différentes distributions obtenues. Voici un graphique comparatif du montant total des réserves :

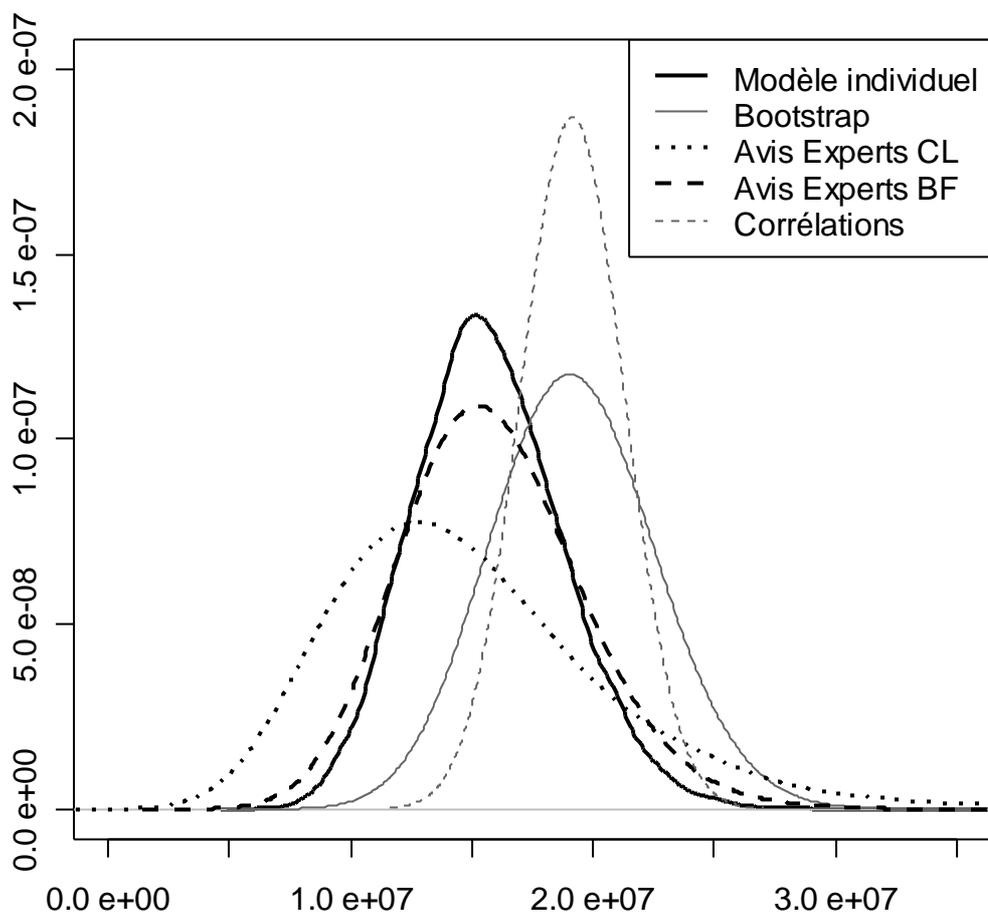


fig. 2.2 : Comparaison des distributions du montant total des réserves

Les distributions du modèle du bootstrap et du modèle permettant l'introduction de corrélations sont très différentes des autres. Elles appartiennent en effet à la catégorie de modèles présentant des réserves du même ordre que le modèle Chain-Ladder classique.

Les autres modèles sont comparables en moyenne. Cependant, si l'on compare les deux méthodes utilisant l'introduction d'avis d'expert, celle liée à la méthode Chain-Ladder présente une queue à droite beaucoup plus épaisse que celle liée à la méthode Bornhuetter-Ferguson.

Les résultats du modèle individuel sont pour leur part très proches de ceux du modèle lié à la méthode Bornhuetter-Ferguson.

Les résultats présentés par le modèle individuel sont donc très intéressants. Ils nous ont permis d'obtenir un ensemble de résultats cohérents, ce qui n'est pas le cas des toutes les autres méthodes. En effet, pour ne pas diverger, nous avons remarqué qu'il est nécessaire de

modifier les modèles classiques par l'introduction d'avis d'experts. Ces opinions sont nécessaires pour prévoir des résultats provenant de l'agrégation de phénomènes individuels complexes. De la même manière, si l'on veut utiliser des modèles stochastiques ne divergeant pas, l'utilisation d'un avis d'expert permet d'obtenir un ensemble de résultats plus cohérents. Le modèle individuel introduit dans cet article permet de valider l'avis d'expert en s'attachant à modéliser des phénomènes individuels complexes.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés aux provisions techniques. Les méthodes classiques utilisent des données agrégées observées à périodicité constante. L'approche étudiée ici est différente : il s'agit d'étudier des données détaillées et de revenir au sinistre individuel. Pour cela, il est nécessaire de modéliser les différentes étapes de la vie de chaque sinistre. Ce type de modélisation présente de nombreux avantages : mesure d'incertitude, possible prise en compte de la réassurance non proportionnelle, ... Pour cette approche, nous nous sommes intéressés aux sinistres ayant déjà été déclarés. Pour établir notre modèle, nous avons utilisé des données d'un portefeuille RC professionnelle ayant une durée de développement longue et de nombreux paiements.

Il y a alors plusieurs phénomènes à analyser : le processus de date des flux, les montants associés le cas échéant et la date de clôture des sinistres. En ce qui concerne la date de clôture, l'utilisation de l'analyse de survie paraît être une solution intéressante. En effet, elle permet de prendre en compte les sinistres non clos dans la modélisation. Pour étudier le temps entre la déclaration et la survenance d'un flux, nous avons utilisé des modèles linéaires généralisés (GLM). Enfin, les données dont nous disposons nous permettaient de connaître la nature de chaque flux (paiement en principal, honoraire, frais ou recours). Aussi il est possible d'étudier de manière paramétrique le montant des flux selon leur nature.

Nous avons cherché à comparer les résultats du modèle individuel avec un grand nombre de modèles classiques ou plus nouveaux. De manière générale, les modèles classiques s'adaptent relativement mal à ce type de données. Les sinistres de RC professionnelle sont en effet des sinistres ayant une durée de vie longue et une gestion complexe. Des résultats incohérents peuvent apparaître avec des méthodes pourtant fréquemment utilisées.

Nous avons remarqué que les modèles classiques ne doivent pas être utilisés sans introduction d'avis d'experts. En effet, les modèles étudiés divergent pour les années les plus récentes, qu'ils soient déterministes ou stochastiques.

Il ressort de notre analyse que l'utilisation du modèle individuel peut être une alternative intéressante aux modèles les plus classiques. En effet, ces derniers nous donnent le plus souvent des réserves incohérentes, ou des incertitudes trop importantes. Même la prise en compte des corrélations existant au sein du triangle semble trop peu robuste pour étudier ce type de données. Le seul modèle stochastique agrégé qui nous a semblé être intéressant est un modèle permettant l'introduction d'avis d'expert. Or l'utilisation du modèle individuel peut permettre de valider le retraitement effectué. Il permet en effet de valider l'avis d'expert en s'attachant à la modélisation de phénomènes individuels complexes.

Enfin, au-delà de l'aspect statistique, des tels modèles nécessitent une connaissance des affaires sous-jacentes de manière à anticiper de la manière la plus probable l'évolution de l'environnement jurisprudentiel et les changements de procédure de gestion au sein des compagnies.

Dans le modèle présenté dans ce mémoire, nous avons choisi de ne pas introduire les sinistres survenus mais non déclarés. Néanmoins, une évolution intéressante de ce modèle serait de les prendre en compte afin de définir un modèle global permettant de calculer l'ensemble des réserves, IBNYR compris.

BIBLIOGRAPHIE

- Arjas E., Haastrup S. (1996) Claims reserving in continuous time; a non parametric bayesian approach. *Astin Bulletin* 26 (2), p. 139-164
- Charpentier A (2004). Ratemaking using GLM and GAM. *Lectures notes, 3rd conference in actuarial science and finance in Samos*
- De Alba, E. (2002) Bayesian Estimation of Outstanding Claims Reserves, *NAAJ, Vol. 6 (4), p. 1-20*
- De Alba, E. (2002) Claims reserving when there are negative values in the development triangle. *Working Paper*
- De Jong, P. (2004) Forecasting general insurance liabilities. *Research paper, 2004/03, Macquarie University*
- England P.D., Verrall, R.J. (1999). Analytic and bootstrap estimates of prediction errors in claims reserving. *Insurance: Mathematics and Economics* 25, 281-293
- England P.D., Verrall R.J. (2002) Stochastic claims reserving in general insurance. *Institute of actuaries and Faculty of actuaries, p.1-76*
- Hayne, R.M., Estimating and Incorporating Correlation in Reserve Variability, *CAS forum, fall 2004*
- Haastrup S. (1997) Some fully bayesian micro models for claims reserving. *Ph.D. thesis*
- Haberman S, Renshaw A E (1996) Generalized linear models and actuarial science. *The statistician, 45 (4), p.407-436*
- Hertig, J. (1985) A statistical approach to IBNR-reserves in marine reinsurance. *Astin Bulletin, 15, p.171-183*
- Hesselager, O. (1994) A Markov Model for Loss Reserving. *Astin Bulletin, 24 (2), p.183-193*
- Jewell, W S. (1989) Predicting IBNYR events and delays. *Astin Bulletin, 19 (1), p. 25-55*
- Kerley C., Kirschner G.S., Isaacs B. (2002). Two Approaches to Calculating Correlated Reserve Indications Across Multiple Lines of Business. *CAS forum, fall 2004*
- Mack, T. (1993). Distribution-free calculation of the standard error of chain-ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin, 23, 213-225.*
- Norberg R (1993). Prediction of outstanding liabilities in non-life insurance. *Astin Bulletin, 23, p. 95-115*
- Regazzoni Y., Sander J. (1997) Les provisions techniques : une approche par simulation. *Bulletin Français d'Actuariat, 1 (2)*
- Verrall R.J. (2004) Obtaining predictive distributions for reserves which incorporate expert opinion. *CAS forum, fall 2004*