

Mémoire présenté pour l'obtention du
Master 2 Droit Economie Gestion Mention Actuariat
et l'admission à l'Institut des Actuaires
le 13 janvier 2021

Par : Yvan Murzeau

Titre : Etude de l'inflation dans le processus d'inventaire non-vie

Confidentialité : Non Oui (Durée : 1 an 2 ans)

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

Présidente du jury :
Sandrine LEMERY

*Membres présents du jury de l'Institut
des Actuaires :*
Edith BOCQUAIRE
Arnaud COHEN
Laurence MARTINI
Florence PICARD

*Membres présents du jury du Master
Actuariat du CNAM :*
Olivier DESMETTRE
David FAURE
François WEISS

Entreprise :
Nom : GENERALI France
Signature :

Directeur de Mémoire en entreprise :
Nom : Raphaël GUILMIN
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)*

Secrétariat :

Bibliothèque :

Signature du responsable entreprise

Signature du candidat

Résumé

Le processus d'inventaire des sociétés d'assurance non-vie vise principalement à évaluer puis comptabiliser les provisions nécessaires pour faire face à leurs engagements futurs, et repose, pour une large part, sur des méthodes usuelles de liquidation de triangles constitués des données historiques. De fait, la technique employée capture l'information disponible sous forme agrégée et la projette, sous certaines conditions, dans le futur pour estimer les réserves. Parmi les hypothèses retenues, l'inflation constatée dans le passé est supposée rester identique à l'avenir. Ainsi, les derniers inventaires reproduisent le contexte de hausse modérée des prix que connaît la France depuis quelques années et supposent implicitement que cette stabilité va perdurer. Si l'inflation venait à croître, le mode opératoire actuel présenterait a priori un risque de sous-provisionnement d'autant plus conséquent que le développement de la branche est long aussi, la présente étude porte sur la responsabilité décennale de l'assurance construction ainsi que sur des branches plus courtes tels les dommages matériels automobiles et les dommages aux biens. Dans un premier temps, des niveaux d'inflation endogènes aux triangles sont déterminés à l'aide de la méthode de séparation arithmétique de Taylor. Ces facteurs d'inflation ainsi calculés sont ensuite ajustés, à l'aide d'un modèle, à un panel de douze indices puis projetés dans le futur selon plusieurs scénarii. Une étude alternative se place dans le cadre de la directive dite Solvabilité 2 qui exige explicitement d'évaluer les réserves en tenant compte de l'inflation et d'actualiser les flux futurs à l'aide de la courbe des taux sans risque. Dans ce contexte, on cherche à relier l'inflation anticipée par les investisseurs à la courbe des taux d'intérêt en exploitant les cotations des instruments financiers. Dans une dernière partie, on évalue l'impact d'une hausse de l'inflation sur le niveau des provisions et étudie la sensibilité des résultats obtenus qui sont également comparés aux règlements historiques.

Mots-clés : inflation, provision, chain ladder, méthode de Taylor, séparation de Taylor, dommages matériels, dommages aux biens, responsabilité décennale, R.

Abstract

Closing process of non-life insurance undertakings aims to assess and recognize reserves in order to meet future obligations associated with insured persons. The methods used to compute claim reserves often rely on run-off triangles and assume the past conditions to go on by the future. Among them, past inflation is supposed to be constant over the years. Because prices in France have been constant for half a decade, last closings imply that this stability will continue. As a consequence, if inflation would suddenly increase, an under-reserve risk would occur and the longer the branch would tail, the bigger the risk would become. In order to assess this hazard, the Taylor's arithmetic separation method is firstly used to compute inflation factors. Then, a model fits them to a timeset among 12 reference indexes. Future expecting values of the indexes enable to calculate the inferior triangle and to assess reserves. Another study is linked to the Solvency 2 directive which requires to assess reserves in respect to inflation and actualize cash-flows with respect to the risk-free interest curve. In this context, a projection extracts expected inflation from financial assets to compute future inflation factors. In a last chapter, we firstly assess the consequence of an increase of inflation on reserves. A focus is then set on sensitivity of the previous results which are also compared to past settlements. Present analyses are applied to short tail properties portfolios as well as to the decennial liability of construction insurance.

Keywords : inflation; reserve, chain ladder, run-off triangle, Taylor's method, arithmetic separation, properties, decade liability, R language.

Remerciements

Je remercie tout particulièrement Pierre CORREGE et Raphaël GUILMIN de m'avoir accueilli au sein de GENERALI France pour réaliser ce mémoire.

Je remercie également mes collègues du provisionnement IARD de m'avoir accompagné durant cette période ainsi que les différentes personnes de GENERALI avec qui j'ai pu collaborer par le passé.

Mes pensées se tournent aussi naturellement vers Monsieur FROMENTEAU qui m'a autorisé à intégrer le M2 en actuariat du CNAM en décembre 2013 et Ellen Olympio qui m'a apporté son aide pour suivre la formation en cours de route.

Que les actuaires que j'ai rencontrés lors de mes différentes expériences professionnelles et qui ont su éveiller mon intérêt pour la matière trouvent ici ma plus profonde reconnaissance.

Je remercie enfin mes trois enfants, Louise, Paul et Sacha ainsi que, Charline, pour leur soutien quotidien.

Sommaire

Remerciements	4
Sommaire	5
Introduction	10
1 Contexte de l'étude	11
1.1 Assurance et réglementation	11
1.1.1 Une réglementation spécifique	11
1.1.2 Dispositions générales de la réglementation des entreprises d'assurance	13
1.1.3 Aspects comptables de la réglementation	14
1.1.4 Réglementation prudentielle	17
1.1.5 Fiscalité du provisionnement	18
1.2 L'inflation	18
1.2.1 Introduction à l'inflation	19
1.2.2 Mesures de l'inflation	21
1.2.3 L'inflation et les taux d'intérêt	23
1.2.4 L'inflation et l'assurance	24
1.3 Les données	25
1.3.1 Les données internes à Generali	25

1.3.2	Les données externes	27
1.3.3	Notations	30
2	Provisionnement technique en assurance non-vie	33
2.1	Méthode <i>chain ladder</i> standard	33
2.2	Méthodes de séparation de Taylor	45
2.2.1	Méthode arithmétique	45
2.2.2	Méthode géométrique	46
2.2.3	Application aux catégories d'assurance	47
3	Modélisation de l'inflation	52
3.1	Modélisation de l'inflation des règlements	52
3.1.1	Méthode du maximum de vraisemblance	52
3.1.2	Modèle amélioré du maximum de vraisemblance	55
3.1.3	Variance des facteurs d'inflation	57
3.2	Estimation des niveaux d'inflation future	57
3.2.1	Projection avec inflation cristallisée	58
3.2.2	Projection avec variation cristallisée de l'indice d'inflation	61
3.3	Modélisation de l'inflation à partir de la courbe des taux	64
3.3.1	Corrélation de l'inflation et des taux d'intérêt	64
3.3.2	Extraction de l'inflation anticipée de la courbe des taux	65
4	Analyses des résultats	68
4.1	Projection avec sur-inflation	68
4.1.1	Dommages matériels automobiles	68
4.1.2	Dommages aux biens des particuliers	69

4.1.3	Dommages aux biens des entreprises	69
4.1.4	Dommages aux biens agricoles	69
4.1.5	Responsabilité décennale de l'assurance construction	70
4.2	Etude des coûts moyens	70
4.3	Rétro-simulation des règlements	72
4.4	Contrôle a posteriori	73
Conclusion		74
Bibliographie		76
Annexes		92
A Classification par branche d'assurance		93
B Catégories d'assurance non-vie		95
C Provisions techniques non-vie		97
D Lignes d'activité		99
E Taxe sur les provisions		101
F Politique monétaire de la Banque Centrale Européenne		103
G Etude des indices		104
G.1	Approche géopolitique de l'évolution de l'indice du coût de la construction	105
G.2	L'indice des prix à la consommation (IPC)	106
G.3	L'indice des prix à la consommation hors tabac (IPC hors tabac)	107
G.4	L'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT)	109

G.5	Indice ASSU	111
G.6	L'indice du coût de la construction (ICC)	113
G.7	L'indice FFB du coût de la construction (ICC FFB)	115
G.8	L'index du bâtiment BT01 - Tous corps d'état	117
G.9	Indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA)	119
G.10	Indice de la main d'oeuvre carrosserie (CARRO)	121
G.11	Indice du prix des pièces de rechange (RECH)	123
G.12	L'index des risques industriels (RI)	125
G.13	L'index des Bris de Machines (BM)	127
G.14	L'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP)	129
H	Données internes à Generali	131
H.1	Catégorie 23 des dommages matériels automobiles	132
H.2	Catégorie 24 des dommages aux biens des particuliers	134
H.3	Catégorie 25 des dommages aux biens des entreprises	136
H.4	Catégorie 26 des dommages aux biens agricoles	138
H.5	Catégorie 36 de la responsabilité civile décennale de l'assurance construction	140
I	Graphes CC-Plot	142
I.1	Dommages matériels automobiles	143
I.2	Dommages aux biens des particuliers	144
I.3	Dommages aux biens des entreprises	145
I.4	Dommages aux biens agricoles	146
I.5	Responsabilité décennale de l'assurance construction	146
J	Modèle du maximum de vraisemblance amélioré	148

J.1	Dommmages matériels automobiles	149
J.2	Dommmages aux biens des particuliers	151
J.3	Dommmages aux biens des entreprises	154
J.4	Dommmages aux biens agricoles	156
J.5	Responsabilité décennale de l’assurance construction	158
K	Impacts du coût moyen sur les cadences et les facteurs d’inflation	161
K.1	Dommmages matériels automobiles	162
K.2	Dommmages aux biens des particuliers	163
K.3	Dommmages aux biens des entreprises	164
K.4	Dommmages aux biens agricoles	165
K.5	Responsabilité décennale de l’assurance construction	166
L	Rétro-simulation des règlements	167
L.1	Dommmages matériels automobiles	168
L.2	Dommmages aux biens des particuliers	169
L.3	Dommmages aux biens des entreprises	170
L.4	Dommmages aux biens agricoles	171
L.5	Responsabilité décennale de l’assurance construction	172
M	Contrôle a posteriori	173
M.1	Dommmages matériels automobiles	174
M.2	Dommmages aux biens des particuliers	175
M.3	Dommmages aux biens des entreprises	176
M.4	Dommmages aux biens agricoles	177
M.5	Responsabilité décennale de l’assurance construction	178

Introduction

La publication mensuelle de l'inflation fait l'objet, à chaque occurrence, d'une médiatisation abondante qui rappelle que le concept sous-jacent affecte l'ensemble des agents économiques. Les sociétés d'assurance ne sont pas épargnées et sont ainsi confrontées, aussi bien sur les éléments qu'elles possèdent à l'actif que sur les engagements du passif, aux conséquences de l'inflation. La complexité du phénomène amène à limiter le périmètre de la présente étude aux opérations d'inventaire pour la seule sinistralité attritionnelle de certaines branches de l'assurance non-vie.

Le contexte ainsi introduit nécessite d'explicitier la problématique au sein d'un premier chapitre. En effet, la réglementation associée à l'activité d'assurance demande de formuler et de quantifier les risques auxquels sont soumis les assureurs. Or, l'évolution des prix combinée à l'inversion du cycle de production, caractéristique de l'opération d'assurance, créent de facto un risque puisque la prime payée par le souscripteur a été fixée ex ante, parfois des années avant l'éventuel règlement d'une prestation par l'assureur. L'opération d'inventaire, qui consiste communément à évaluer le patrimoine de l'entreprise, identifie et mesure justement ce risque. Le contexte de GENERALI France, notamment à travers la description des portefeuilles ciblés et des données utilisées, s'inscrit également dans ce périmètre.

La partie suivante introduit les méthodes utilisées pour évaluer les provisions techniques lors des opérations d'inventaire. Parmi les nombreuses techniques existantes, l'étude se focalise sur la méthode *chain ladder* actuellement en vigueur sur le périmètre de la sinistralité attritionnelle de GENERALI France ainsi que sur une méthode alternative, dite de Taylor, qui permet de capter le phénomène inflationniste.

Un troisième chapitre se propose de modéliser l'inflation des règlements, en recherchant, parmi douze indices sélectionnés, le meilleur ajustement possible par le maximum de vraisemblance, et de projeter ce modèle dans le futur, pour évaluer les prestations à venir ainsi que les réserves nécessaires. Deux méthodes de projection sont étudiées, l'une à partir des caractéristiques du modèle qui se décline en deux scénarii et l'autre, à partir des cotations des instruments financiers.

Dans une dernière partie, une évaluation de l'impact d'une hausse de l'inflation sur le montant des provisions est réalisée. Puis une analyse de la sensibilité des résultats obtenus est menée. Ainsi, la méthode de Taylor fait l'objet d'une déclinaison du calcul du coût moyen. Ces variantes sont ensuite projetées, par rétro-simulation, sur des triangles historiques pour confronter les estimations aux prestations réglées. Enfin, un contrôle a posteriori est réalisé sur les données du dernier inventaire.

Chapitre 1

Contexte de l'étude

Les trois sections qui composent ce premier chapitre précisent chacune, sous un angle différent, un élément de contexte de cette étude.

Le premier paragraphe, consacré à l'assurance, porte ainsi sur la réglementation inhérente à cette activité puis se focalise sur les différents aspects réglementaires de l'opération d'inventaire.

La section suivante introduit le concept d'inflation puis examine ensuite ses interactions avec le secteur financier au sens large, à savoir, l'assurance et la finance.

Une dernière partie recense et analyse les données qui vont illustrer les développements de ce mémoire.

1.1 Assurance et réglementation

Cette section présente le contexte réglementaire qui conditionne l'ensemble des opérations d'inventaire. Un premier paragraphe rappelle les raisons qui conduisent à associer l'activité d'assurance à une réglementation spécifique. Les trois parties qui suivent reprennent l'organisation du code des assurances depuis la transposition dans le droit français des mesures édictées par la directive européenne dite Solvabilité 2¹ et précisent des éléments de contexte qui relèvent respectivement des dispositions générales, des règles comptables et des aspects prudentiels de la réglementation. Cette section s'achève sur les considérations fiscales associées aux provisions.

1.1.1 Une réglementation spécifique

Si l'idée de partage des risques existe dès la plus haute antiquité², l'assurance, sous forme de mutualisation, se développe, à la fin du *XVII*^e siècle³, avec l'essor du commerce international et du

1. Directive 2009/138/CE modifiée par la directive 2014/51/UE (directive Omnibus 2)

2. Le code d'Hamourabi, vieux de près de 4000 ans, contient plusieurs dispositions à caractère assurantiel comme le rapporte Pierre-Charles PRADIER dans son introduction, "Le risque aux sources du droit", Revue Risques, N°81, Mars-Juin 2010, Lien Internet : http://revue-risques.fr/revue/risques/html/Risques_81-82_0008.html

3. Le plus ancien contrat d'assurance maritime dont la police nous soit parvenue a été établi à Gênes en 1347. Néanmoins, les villes flamandes et Londres vont, à partir du *XVII*^e siècle, dominer le marché de l'assurance maritime

capitalisme au point de devenir, dans un arrêt du 4 décembre 1986 de la Cour de Justice de l'Union Européenne (CJUE), un phénomène de masse. Dans ce même compte-rendu, la CJUE présente également l'activité d'assurance comme un domaine sensible en raison de ⁴ :

- l'existence d'un aléa, essence même de cette industrie,
- l'inversion du cycle de production qui conduit l'assureur à fixer son prix de vente (la prime) avant de connaître définitivement son prix de revient, parfois des années plus tard,
- l'asymétrie entre assureur et assuré qui place ce dernier comme la partie à protéger dans sa relation contractuelle avec le professionnel malgré l'aléa moral, la connaissance de la personne ou du bien assuré et l'antisélection qui jouent en défaveur de l'assureur,
- la résolution en cas de défaillance que le droit commun ne permet pas de gérer de façon satisfaisante ; les engagements de l'assureur représentent en effet des montants que nul responsable voire coupable ne saurait être en mesure de prendre à sa charge et concernent principalement des contrats envers un nombre conséquent d'assurés qu'il n'est pas possible de laisser sans protection.

La CJUE justifie ainsi l'existence d'une réglementation spécifique en assurance et dévoile ses deux principaux volets à savoir :

- protéger le preneur d'assurance dans sa relation contractuelle avec l'assureur professionnel et,
- assurer la solvabilité présente et future de l'assureur pour éviter sa défaillance et les conséquences à l'égard des bénéficiaires de contrats.

La réglementation comme le contrôle des organismes d'assurance s'avèrent donc nécessaires et différentes structures, tant au niveau national qu'international, orientent la régulation et la supervision. En France, la réglementation est principalement établie par le ministère des Finances et le Parlement, et se trouve disposée, pour l'essentiel, dans le code des assurances ^{5, 6} **auquel ce mémoire limite ses références.**

Le contrôle des organismes d'assurance visant à protéger les intérêts des assurés et de veiller à la stabilité du système financier est effectué par l'Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution (ACPR), autorité administrative ⁷ indépendante adossée à la Banque de France ⁸.

et développer l'assurance terrestre après le grand incendie de Londres en 1666

4. "ce secteur constitue un domaine particulièrement sensible du point de vue de la protection du consommateur en tant que preneur d'assurance et assuré. Cela résulte notamment du caractère spécifique de la prestation de l'assureur qui est liée à des événements futurs dont la survenance ou, en tout cas, le moment de celle-ci reste incertain à l'époque où le contrat est conclu. L'assuré qui, après un sinistre, n'en obtient pas le dédommagement peut se trouver dans une situation très précaire. De même, il est, en règle générale, extrêmement difficile pour le preneur d'assurance d'apprécier si les perspectives d'évolution de la situation financière de l'assureur et les clauses du contrat, le plus souvent imposées par ce dernier, lui donnent suffisamment de garantie d'être dédommagé en cas de sinistre"

5. Le code en vigueur dépend en réalité de la forme juridique de la société d'assurance. Le code des assurances s'applique aux sociétés anonymes comme européennes ainsi qu'aux sociétés mutuelles d'assurance, le code de la mutualité est restreint aux mutuelles dites "mutuelles 45" et, les institutions de prévoyance suivent le code de la sécurité sociale

6. Le code des assurances est composé de cinq livres. Le livre I intitulé le contrat et le livre III nommé les entreprises forment respectivement les principaux volets de la réglementation formulés supra par la CJUE

7. Les missions de l'ACPR sont définies par l'article L612-1 du code monétaire et financier. La section II du chapitre Ier du titre Ier du livre III du code des assurances lui est également consacrée.

8. Site Internet de l'ACPR : <https://acpr.banque-france.fr/>

Au sein de l'Union Européenne (UE), le Parlement européen et le Conseil de l'UE forment le régulateur qui a institué, sur proposition de la Commission, la directive dite Solvabilité 2⁹ qui vise à unifier la réglementation prudentielle des pays membres et les modalités d'application par les superviseurs. Pour ce faire, le régulateur européen a également institué¹⁰ une Autorité européenne de surveillance¹¹, l'Autorité européenne des assurances et des pensions professionnelles (AEAPP) plus connue sous l'acronyme anglais EIOPA¹² à laquelle les instances nationales, dont l'ACPR, participent.

Le G20¹³ a également introduit l'idée d'un cadre commun de réglementation et de contrôle construit à partir des travaux¹⁴ de l'IAIS¹⁵.

1.1.2 Dispositions générales de la réglementation des entreprises d'assurance

Avant d'aborder les spécificités de l'inventaire, ce paragraphe présente quelques notions de la réglementation relatives aux organismes d'assurance qui permettent de préciser quelques éléments de contexte. Afin d'exercer leur activité, les organismes d'assurance sollicitent¹⁶ un agrément administratif auprès de l'ACPR dans une ou plusieurs branches¹⁷ d'assurance selon les opérations qu'ils désirent développer. Ces 25 branches se classent selon trois types d'assurance¹⁸ :

- 1) l'assurance vie dans laquelle l'aléa dépend de la durée de la vie humaine et que l'on retrouve au sein des branches 20 à 26,
- 2) l'assurance de dommages corporels liés aux accidents et à la maladie qui correspond précisément aux branches 1 et 2 respectivement,
- 3) l'assurance des autres risques qui cible les branches 3 à 18.

Le principe de spécialisation¹⁹ interdit l'exercice conjugué des types d'assurance 1 et 3 afin d'éviter que les primes de l'assurance vie servent à régler les prestations des autres risques (type 3).

Au sein de l'assurance non-vie, qui correspond donc à 2 et 3 (soit aux branches 1 à 18), **nous étudions un sous-ensemble des branches 3 (corps de véhicules terrestres), 8 (incendie et éléments naturels), 9 (autres dommages aux biens) et 13 (responsabilité civile générale)**. De ce fait, nous choisissons d'écarter, par souci de clarté, la réglementation de l'assurance vie dans la suite de ce mémoire malgré la place que celle-ci occupe dans le secteur assurantiel français.

9. Directive 2009/138/CE modifiée par la directive 2014/51/UE (directive Omnibus 2)

10. Par le règlement (UE) N° 1094/2010 du 24 novembre 2010

11. Site Internet <https://eiopa.europa.eu/>

12. European Insurance and Occupational Pensions Authority

13. Le G20 regroupe les 20 membres (19 Etats et l'Union européenne) qui suivent : Afrique du Sud, Allemagne, Arabie Saoudite, Argentine, Australie, Brésil, Canada, Chine, Corée du Sud, États-Unis, France, Inde, Indonésie, Italie, Japon, Mexique, Royaume-Uni, Russie, Turquie, Union européenne. Informations à l'adresse <https://www.diplomatie.gouv.fr>

14. Ces travaux portent sur la définition de règles générales de contrôle, l'identification et le traitement des assureurs systémiques notamment, l'exigence universelle de capital pour les groupes internationaux

15. International Association of Insurance Supervisors, association dont l'ACPR est membre.

Site internet : <https://www.iaisweb.org/home>

16. Article L321-1 du code des assurances

17. Les branches sont définies à l'article R321-1 du code des assurances qui est reproduit en annexe A

18. Article L310-1 du code des assurances

19. Article L321-1 du code des assurances

(en milliards d'euros)	2013	2014	2015	2016	2017	17/16
Cotisations (affaires directes)	188,5	200,3	208,7	208,6	211,6	+ 1,4 %
Assurances de personnes	138,3	149,1	156,3	155,4	157,1	+ 1,1 %
Assurances de biens et responsabilité	50,2	51,2	52,4	53,2	54,5	+ 2,3 %
Charges de prestations⁽¹⁾ (affaires directes)	158,7	158,4	164,7	172,2	182,5	+ 6,0 %
Assurances de personnes	122,7	121,5	128,1	133,7	143,4	+ 7,3 %
Assurances de biens et responsabilité	35,9	36,9	36,5	38,6	39,1	+ 1,4 %
Placements⁽²⁾	1 938,0	2 143,9	2 213,8	2 347,1	2 420,0	+ 3,1 %
Sociétés vie et mixtes	1 743,6	1 935,1	2 003,2	2 121,2	2 183,3	+ 2,9 %
Sociétés non vie	194,4	208,8	210,6	225,9	236,7	+ 4,8 %
% d'actifs d'entreprises	57 %	58 %	58 %	61 %	61 %	

(1) prestations pour l'assurance vie (2) valeur de réalisation

FIGURE 1.1 – Cotisations, prestations et placements par type d'assurance
Source : FFA

La figure 1.1 compare en effet les différents types d'assurance en termes de cotisations, prestations et placements et montre la prédominance des assurances de personnes²⁰ dans ces domaines.

1.1.3 Aspects comptables de la réglementation

La spécificité de la réglementation en assurance se décline également en comptabilité puisque cette industrie bénéficie d'un plan de comptes²¹ qui déroge au Plan Comptable Général (PCG). Les sociétés d'assurance sont néanmoins soumises, comme les autres, à l'obligation²² d'établir des comptes annuels suivant les prescriptions comptables²³ définies par l'Autorité des normes comptables (ANC) et, l'exercice d'une activité commerciale les soumet également au code de commerce, notamment aux dispositions²⁴ des articles L123-12 à L123-22 qui définissent les principes comptables²⁵. A ce titre, un inventaire doit contrôler l'existence et la valeur des éléments actifs et

20. Les assurances de personnes regroupent les types d'assurance 1 et 2 que les sociétés mixtes pratiquent également

21. Annexe de l'article A343-1 du code des assurances

22. Article L341-1 du code des assurances

23. Ces prescriptions sont regroupées au sein du dernier règlement en vigueur N° 2015-11 du 26 novembre 2015

24. Article L341-2 du code des assurances

25. Il faut noter que l'article L123-17 du code de commerce stipule le principe de permanence des méthodes à savoir que celles-ci ne peuvent évoluer d'un exercice à l'autre. En conséquence, un changement dans les méthodes comptables doit faire l'objet d'une mention en annexe

passifs du patrimoine de l'entreprise²⁶.

L'évaluation de l'actif relève de la comptabilité des placements et ne s'inscrit pas dans ce mémoire aussi, nous n'allons pas développer davantage cette partie pour nous consacrer aux provisions techniques qui constituent l'essentiel des éléments du passif comme le rappelle la figure 1.2 (sachant que l'actif net correspond à la différence de valorisation entre l'actif réel et le passif réel et n'est donc pas valorisé). Celles-ci sont définies à l'article R343-7 du code des assurances pour les opérations

Passif En % et en milliards d'euros	2017
	Organismes Non-vie
Provisions techniques vie	3%
Provisions techniques santé	5%
Provisions techniques Non-vie	37%
Autres passifs	14%
Dettes subordonnées incluses dans FP de base	2%
Actif net	39%
Total passifs hors UC	293
Provisions techniques en UC	0%
Total passifs hors UC	293

Source: ACPR

Population: Organismes S2

FIGURE 1.2 – Le poids des composantes du passif des organismes non-vie soumis à S2 à fin 2017

de notre périmètre (non-vie) et reportées en annexe C. Parmi elles, **nous nous focalisons sur la provision pour sinistre à payer (PSAP)** dont nous rappelons qu'elle est la valeur estimative des dépenses en principal et en frais, tant internes qu'externes, nécessaires au règlement de tous les sinistres survenus et non payés. L'article 143-10 de l'ANC précise que la PSAP est calculée exercice par exercice. L'évaluation des sinistres connus est effectuée dossier par dossier, le coût d'un dossier comprenant toutes les charges externes individualisables; elle est augmentée d'une estimation du coût des sinistres survenus mais non déclarés (les sinistres tardifs sont désignés sous l'acronyme anglais IBNR pour *Incurring But Not Reported*). La provision pour sinistres à payer est toujours calculée pour son montant brut, sans tenir compte des recours à exercer; les recours à recevoir font l'objet d'une évaluation distincte. Et l'article 143-11 de l'ANC ajoute que la PSAP est complétée, à titre de chargement, par une évaluation des charges de gestion qui, compte tenu des éléments déjà inclus dans les provisions, est suffisante pour liquider tous les sinistres. L'évaluation des provisions techniques est ventilée par catégorie d'assurance²⁷ comme les primes, commissions et sinistres. Nous souhaitons étudier, dans ce mémoire, des branches à déroulement court²⁸ et long²⁹. Compte tenu du poids des provisions de sinistres dans les provisions techniques, celles-ci, rapportées aux primes, comme illustré sur la figure 1.3, fournissent un premier indicateur de la longueur de liquidation dans la branche ou sous-branche considérée. Ces données confirment le déroulement long de la responsabilité civile générale et la place totalement à part de l'assurance construction.

26. L123-12 du code de commerce

27. Article A344-2 du code des assurances en annexe B. Les catégories 1 à 19 concernent l'assurance vie et les catégories 20 à 39, l'assurance non-vie

28. Branche dans laquelle les sinistres sont réputés être connus et réglés relativement rapidement sur quelques années

29. A l'inverse, les sinistres sont connus et réglés sur des durées relativement longues, parfois plusieurs décennies

Une segmentation plus fine au sein de l'assurance automobile permettrait également de mettre en évidence le développement long de la responsabilité civile automobile et la liquidation rapide des dommages matériels. Nous ciblons **les catégories 23 (dommages matériels automobiles), 24**

(en % des primes nettes)

Assurances de biens et de responsabilité	228,5%
dont :	
- Assurance automobile	223,1%
- Dommages aux biens des particuliers	95,3%
- Dommages aux biens professionnels et agricoles	121,0%
- Catastrophes naturelles	271,3%
- Transports	189,7%
- Responsabilité civile générale	606,3%
- Construction	1247,8%

FIGURE 1.3 – Montants des provisions rapportés aux primes nettes des branches d'assurance non-vie en 2017

Source : FFA

(dommages aux biens des particuliers), **25 (dommages aux biens des entreprises) et 26 (dommages aux biens agricoles)** au titre des branches courtes ainsi que **la catégorie 36 (responsabilité civile décennale de l'assurance construction)** à développement long.

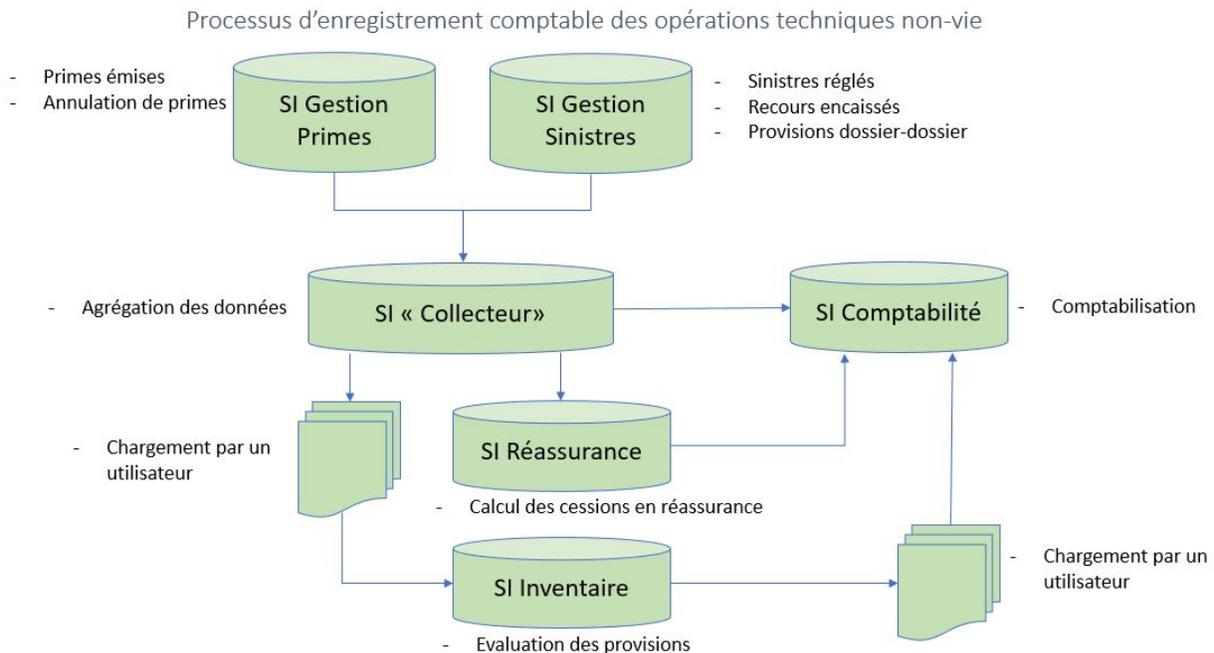


FIGURE 1.4 – Processus comptable des opérations techniques non-vie de GENERALI FRANCE

Sur le plan opérationnel, l'actuel enregistrement comptable des opérations techniques non-vie suit le processus présenté sur la figure 1.4. Et si le système comptable de GENERALI France

permet la comptabilisation simultanée en normes françaises³⁰ et selon le référentiel international IFRS³¹, la norme dite IFRS 17 relative aux contrats d'assurance fait l'objet d'un projet en cours d'implémentation au sein de la compagnie et se trouve ainsi exclue du périmètre de ce mémoire.

1.1.4 Règlements prudentielle

L'application du régime prudentiel Solvabilité 2³² entré en vigueur le premier janvier 2016 est conditionnée à la "taille" de l'organisme assureur³³ et exclut de facto les petites entités qui restent ainsi assujetties au régime précédent dit Solvabilité 1. Dans les faits, celui-ci ne représente plus qu'une infime partie tant en nombre d'organismes qu'en volume de primes et de bilan comme le montre la figure 1.5. Une littérature abondante a fleuri sur la nouvelle directive depuis son adoption

	En nombre d'organismes	Total de bilan (Mds€)	Total de primes (Mds€)
Solvabilité 1	139	0.9	0.5
Solvabilité 2	492	2 572.9	292.5
Total	631	2 573.8	293.0

	En nombre d'organismes	En % du total de bilan	En % du total des primes
Solvabilité 1	22.0%	0.03%	0.17%
Solvabilité 2	78.0%	99.97%	99.83%

FIGURE 1.5 – Répartition entre Solvabilité 1 et Solvabilité 2 à fin 2017

Source : ACPR

aussi, nous nous limitons, en rapport avec cette étude, à l'examen des provisions techniques dans le nouveau cadre prudentiel. Si les entreprises d'assurance sont toujours tenues d'établir des provisions techniques prudentielles pour tous leurs engagements vis-à-vis des assurés, des bénéficiaires de contrats et des entreprises réassurées³⁴, elles doivent désormais valoriser ces passifs au montant pour lequel ils pourraient être transférés ou réglés dans le cadre d'une transaction conclue, dans des conditions de concurrence normales, entre des parties informées et consentantes³⁵. En pratique, la valeur des provisions techniques prudentielles est égale à la somme de la meilleure estimation et de

30. Désignées par *French GAAP* pour *Generally Accepted Accounting Principles*

31. International Financial Reporting Standards, référentiel de normes comptables internationales élaboré par l'IASB (*International Accounting Standards Board*), organisme privé de droit américain du Delaware et dont le siège se situe à Londres. Voir le site <https://www.ifrs.org/>

32. Directive 2009/138/CE modifiée par la directive 2014/51/UE (directive Omnibus 2)

33. Article L310-3-1 du code des assurances

34. Article L351-1 du code des assurances

35. Article L351-1 du code des assurances qui précise également que lors de la valorisation des ces passifs prudentiels, aucun ajustement visant à tenir compte de la qualité de crédit propre à l'entreprise n'est effectué. Pour autant, l'article L351-2 du code des assurances stipule que dans la mesure du possible, le calcul des provisions techniques prudentielles utilise les informations fournies par les marchés financiers et les données généralement disponibles sur les risques de souscription, en cohérence avec ces informations et données

la marge de risque³⁶.

La meilleure estimation correspond à la moyenne pondérée par leur probabilité des flux de trésorerie futurs compte tenu de la valeur temporelle de l'argent estimée sur la base de la courbe des taux sans risque pertinente et tient ainsi explicitement compte de l'inflation³⁷. Ce calcul est fondé sur des informations actualisées, des hypothèses réalistes et fait appel à des méthodes actuarielles et statistiques adéquates, applicables et pertinentes. La projection en matière de flux de trésorerie utilisée dans le calcul de la meilleure estimation tient compte de toutes les entrées et sorties de trésorerie nécessaires pour faire face aux engagements d'assurance et de réassurance, pendant toute la durée de ceux-ci. De plus, ce calcul doit respecter³⁸ une nouvelle segmentation des engagements en groupes de risques homogènes et, a minima, selon les lignes d'activité telles que définies dans l'annexe I du règlement délégué de l'Union Européenne (UE) N° 2015/35 du 10 octobre 2014 et reportées dans l'annexe D.

La marge de risque est calculée de manière à garantir que la valeur des provisions techniques est équivalente au montant qu'une entreprise demanderait pour reprendre et honorer ces engagements.

1.1.5 Fiscalité du provisionnement

Les variations³⁹ de provisions sont comptabilisées en charge et viennent ainsi en diminution du résultat de l'exercice⁴⁰. Le résultat imposable et le montant d'impôt sur les sociétés (IS) dépendent donc directement du niveau des provisions enregistrées en comptabilité.

Les entreprises d'assurance non-vie ont donc la possibilité de différer une partie de l'impôt dû et disposent en conséquence d'un avantage de trésorerie qui peut par ailleurs générer des produits financiers. Afin de compenser le manque à gagner pour l'Etat, une taxe sur les excédents de provisions des assurances de dommage a été instaurée. Elle est définie à l'article 235 ter X du code général des impôts (CGI) et reproduite dans l'annexe E. Son mode de calcul peut s'avérer relativement complexe alors que le principe reste finalement assez simple : il s'agit d'appliquer des intérêts de retard à un impôt différé.

La taxe rapporte environ 100 millions d'euros par an⁴¹. Le lecteur intéressé trouvera un exemple pédagogique sur le site du Bulletin Officiel des Finances Publiques⁴².

1.2 L'inflation

Le concept d'inflation est introduit dans un premier paragraphe à partir de quelques définitions et d'un aperçu de ses causes, de ses conséquences et des organismes qui ont la charge du contrôle des prix. La section suivante présente les mesures de l'inflation et ses limites. Enfin, sa relation avec

36. Article R351-2 du code des assurances qui se réfère au règlement délégué (UE) N° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 pour préciser le calcul de certaines modalités

37. Article R351-9 du code des assurances

38. Article R351-11 du code des assurances

39. Provision de clôture moins provision d'ouverture où cette dernière correspond à la provision de clôture de l'exercice précédent

40. Point 5 de l'article 39 du code général des impôts et articles 39 quinquies G à GF pour des dispositions sur certaines provisions

41. D'après le rapport du sénat accessible à l'adresse <http://www.senat.fr/rap/l14-159-1/l14-159-116.html#toc244>

42. A l'adresse <http://bofip.impots.gouv.fr/bofip/6800-PGP.html>

les taux d'intérêts et son impact sur l'assurance sont abordés dans les deux dernières parties.

1.2.1 Introduction à l'inflation

Quelques définitions des concepts liés à l'inflation ainsi qu'un aperçu des causes, des conséquences et des organismes chargés du traitement de l'inflation composent ce premier paragraphe.

L'inflation

L'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) définit l'inflation comme un phénomène économique de perte de pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix.

La déflation

A l'inverse, la déflation correspond à une inflation négative. Elle se caractérise donc par une baisse des prix qui incite à reporter ses dépenses dans le futur pour bénéficier de meilleures offres et tend ainsi à freiner la consommation qui est, en France, le moteur de la croissance avec une contribution qui se situe, sur la figure 1.6, entre 75% et 80% du Produit Intérieur Brut (PIB).

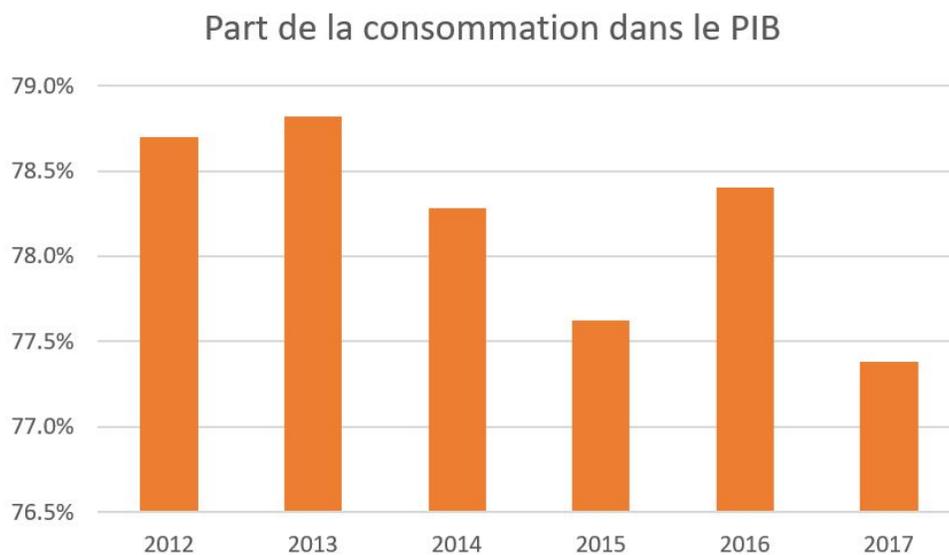


FIGURE 1.6 – Part de la consommation dans le PIB de la France
Source : INSEE

La désinflation

La désinflation signifie, quant à elle, que l'inflation diminue tout en restant positive. Elle traduit donc une situation de décélération de l'inflation, une baisse du rythme de l'augmentation des prix.

La stagflation

Enfin, la stagflation, contraction des mots "stagnation" et "inflation", fait état d'une situation économique sans croissance économique mais avec de l'inflation. Cette expression date des années 1970 lorsque l'augmentation des prix du pétrole et des matières premières a provoqué une hausse de l'inflation ainsi qu'un fort ralentissement de la croissance des pays industrialisés.

Les sources d'inflation

L'inflation résulte de plusieurs phénomènes qui peuvent interagir et se combiner. Les économistes DE MONTBRIAL et FAUCHART [2004] [2] distinguent :

- l'inflation par la demande qui résulte d'un déséquilibre entre une demande soutenue que l'offre ne permet pas de satisfaire. Le retour à l'équilibre se traduit alors par une augmentation des prix.
- l'inflation par les coûts qui résulte de la répercussion sur les prix de vente de la hausse des prix d'un ou de plusieurs facteurs de production comme les salaires⁴³ et les matières premières⁴⁴.

Certains économistes appelés "monétaristes" considèrent, pour leur part, que l'inflation se résume systématiquement à un phénomène monétaire. Selon eux, l'augmentation des prix apparaît dès que le stock de monnaie circulant dans l'économie est trop important par rapport à la quantité de biens et services offerts. L'inflation résulte alors dans ce cas d'un :

- excès de création monétaire des banques commerciales,
- financement de la dette publique par la banque centrale.

Les conséquences de l'inflation

Le phénomène inflationniste, quelle que soit son ampleur, comporte des avantages et des inconvénients. Le contexte économique et géopolitique qui l'accompagne met en évidence, en revanche, tel aspect positif ou tel effet néfaste de l'inflation. L'annexe G.1 illustre, sur un exemple, les effets des décisions économiques et de la situation géopolitique sur l'indice du coût de la construction.

D'une manière générale, un niveau élevé d'inflation favorise les emprunteurs qui voient ainsi diminuer le niveau réel de leur dette. A l'inverse, il pénalise les créanciers pour les effets opposés. Il permet également aux ménages qui ont un salaire indexé sur l'inflation de voir leurs revenus croître rapidement. Mais cette indexation a pour contrepartie d'entretenir un niveau élevé d'inflation. A l'opposée, les salaires non indexés subissent une perte conséquente de pouvoir d'achat qui risque d'impacter la consommation. Pour les entreprises, une inflation importante a pour effet de réduire les investissements qui ont, dans ce contexte, moins de perspective de rentabilité. La compétitivité par rapport aux entreprises étrangères se trouve également dégradée. En effet, les biens produits deviennent plus chers par rapport à ceux fabriqués à l'étranger, toutes choses égales par ailleurs. Cette situation se répercute ensuite sur la balance commerciale par deux effets concomitants :

- une diminution des exportations (nos produits sont plus chers à qualité égale) et,
- une hausse des importations (produits étrangers moins chers à qualité égale).

Le cas d'une inflation modérée permet normalement de conserver des taux d'intérêts raisonnables, ce qui favorise l'accès au crédit des ménages et des entreprises et stimule la croissance économique. Cette situation diminue également l'incertitude sur le niveau futur des prix et incite par conséquent les entreprises à accroître leurs investissements qui deviennent dans ce cas plus nombreux à offrir une meilleure perspective de rentabilité.

Les ménages qui n'ont pas de salaire indexé sur l'inflation, ont la possibilité d'obtenir une hausse

43. Dans ce contexte, une hausse des salaires peut traduire une augmentation de ressources humaines nécessaires par unité fabriquée et résulter d'une évolution de la réglementation qui accroît la complexité du processus de fabrication

44. Le prix du pétrole est ainsi assujéti à une simple décision de l'OPEP (Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole). Plus généralement, une dépréciation de la monnaie sur le marché des changes implique un surenchérissement du prix des matières premières importées et également de l'importation de produits manufacturés qui constituent à eux seuls un vecteur d'inflation

plus importante que l'augmentation des prix, tandis qu'une évolution de la rémunération basée sur une inflation limitée conduit à une stagnation des revenus qui affecte la productivité sur une plus longue période.

Finalement, un consensus s'est créé autour d'une hausse régulière et modérée du niveau général des prix qui est devenue l'objectif principal des politiques monétaires des banques centrales. A ce titre, la Banque Centrale Européenne (BCE) a pour mandat de maintenir la stabilité des prix⁴⁵ en gardant l'inflation à un niveau inférieur mais proche de 2%. L'annexe F présente comment la politique monétaire de la BCE se transmet dans l'économie et influe sur la formation des prix. Le lecteur intéressé peut également consulter MEAR [2016] [5] pour une présentation détaillée de la zone euro, de la BCE et de sa politique.

1.2.2 Mesures de l'inflation

L'inflation est généralement appréciée à l'aide d'un indice des prix à la consommation (IPC) qui mesure l'évolution générale des prix à partir du coût relatif d'un ensemble de biens et services consommés par les ménages et dont le taux de variation, entre les dates t et $t + s$ ($s > 0$), définit le taux d'inflation $i_{t,s}$, qui s'écrit formellement, avec IPC_t , la valeur de l'IPC en date t :

$$i_{t,s} = \frac{IPC_{t+s} - IPC_t}{IPC_t} \quad (1.1)$$

Pour autant, il n'existe pas de définition de ce panier de biens et services si bien que chaque pays constitue son indice des prix à partir de ses propres critères d'évaluation. Cette situation a d'ailleurs conduit, au niveau européen, à définir un indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) qui vise à faciliter les comparaisons entre les différents pays. Ensuite, une pondération est attribuée à chacun des éléments sélectionnés pour tenir compte de leur poids dans les budgets des consommateurs. A titre d'illustration, les principales composantes de l'IPCH et leur poids dans l'indice sont présentés sur la figure 1.7. Puis les niveaux des prix sont relevés chaque mois afin de publier la valeur de l'indice correspondant, comme l'illustre, sur un cas simple, la figure 1.8.

45. Article 127 du Traité sur le fonctionnement de l'Union européenne

PONDÉRATIONS DE L'IPCH DE LA ZONE EURO

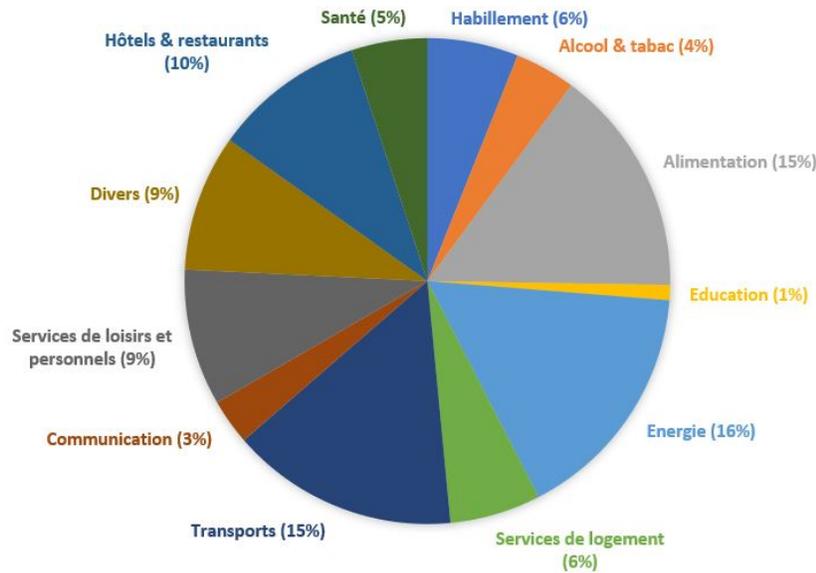


FIGURE 1.7 – Pondération des principales composantes de l'IPCH de la zone euro
Source : EUROSTAT

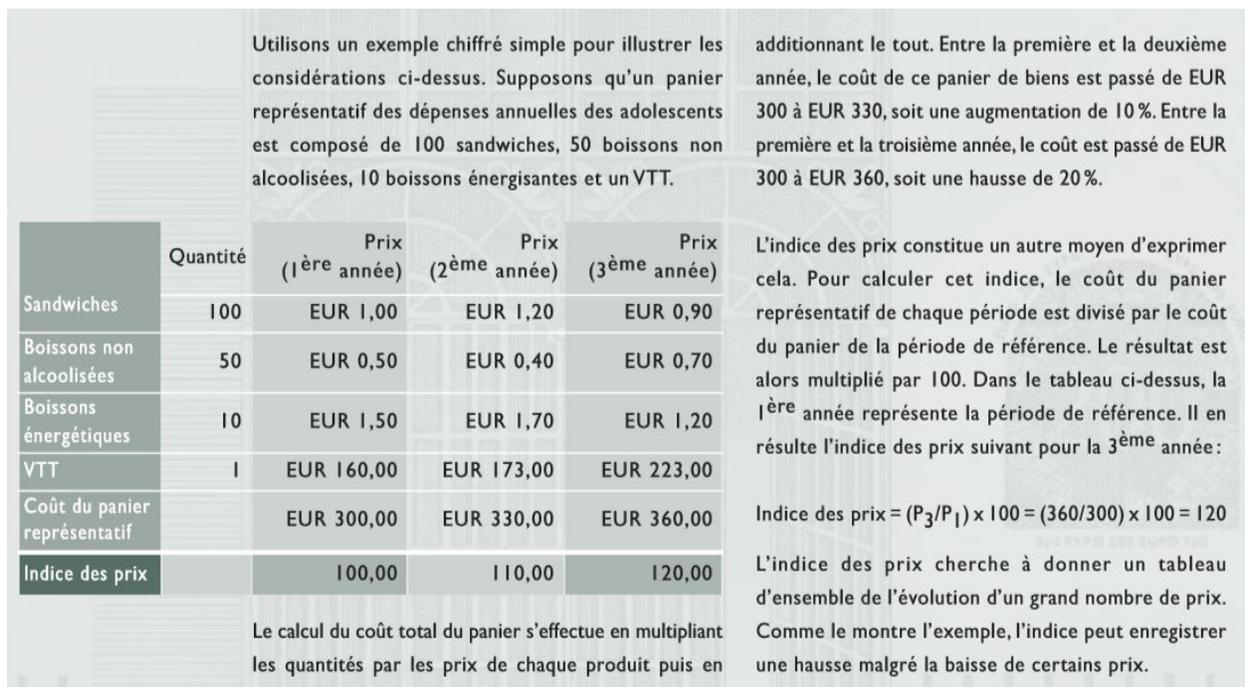


FIGURE 1.8 – Mesure de l'inflation sur un exemple simple
Source : BCE

Toutefois, la mesure de l'inflation présente de nombreuses limites. Ainsi, la définition du panier doit être constamment ajustée pour éviter la perte de représentativité due aux changements d'habitudes des consommateurs mais introduit par la même occasion un biais dans la mesure. La technique utilisée tient de plus compte de la qualité du produit ou service. Ainsi, à prix identique

mais avec une amélioration de la qualité ou de l'offre, l'INSEE considère que le prix a baissé. Seulement, le consommateur a-t-il réellement eu le choix de bénéficier de cette qualité améliorée ou de ces nouvelles offres? L'exemple des ordinateurs personnels illustre à cet égard deux difficultés. A priori, la croissance des caractéristiques des composants électroniques selon la loi de Moore a cru davantage que le prix de vente des ordinateurs si bien qu'on peut effectivement considérer que le prix de ce bien a baissé de façon intrinsèque. Pour autant, le consommateur doit faire son choix parmi les ordinateurs de dernière génération et ne peut donc pas se tourner vers un produit plus ancien qui lui conviendrait pour son usage et serait alors vendu moins cher. De plus, les logiciels installés dorénavant sur les ordinateurs consomment davantage de ressources qu'auparavant, si bien qu'en termes de qualité mesurée par la puissance, l'amélioration de la performance se révèle moins évidente que le laissent présager les mentions des constructeurs.

1.2.3 L'inflation et les taux d'intérêt

Le taux nominal se définit comme le taux d'intérêt contractuel d'une opération financière. Il peut être connu dès l'origine du contrat pour un taux fixe ou déterminé à des échéances futures pour des taux variables⁴⁶.

Le taux réel, quant à lui, se définit comme le taux d'intérêt effectif compte tenu de la valeur de l'argent. Ainsi, le taux réel correspond au taux nominal corrigé de l'inflation.

De façon formelle, on note r^a , le taux réel ex ante, i , le taux nominal et π^a , le taux d'inflation anticipé.

L'absence d'opportunité d'arbitrage (AOA) conduit à la relation :

$$1 + r^a = \frac{1 + i}{1 + \pi^a}$$

Au voisinage de zéro, on retrouve l'équation de Fisher :

$$r^a = i - \pi^a \tag{1.2}$$

Ex post, on obtient une relation semblable avec r , le taux réel constaté et π , le taux d'inflation de la période, soit :

$$1 + r = \frac{1 + i}{1 + \pi}$$

Naturellement, les investisseurs vont chercher des placements qui les protègent des effets de l'inflation. BERNAY [2007] [1] montre dans son étude que seuls les produits indexés à un indice des prix offrent une protection efficace pour les sociétés d'assurance. Parmi ces instruments financiers, les swaps⁴⁷, obligations et options indexés qui sont cotés en continu, liquides⁴⁸ (au moins pour les swaps) pour de nombreuses maturités et profonds⁴⁹ fournissent non seulement les niveaux d'inflation

46. On utilise taux variable dans son acception la plus large. En toute rigueur, il convient de distinguer un taux révisable qui est connu en début de période (mais potentiellement dans le futur) de calcul des intérêts d'un taux variable qui est déterminé ex post

47. La littérature utilise l'acronyme anglais ILS pour *Inflation-Linked Swap*

48. La liquidité d'un marché correspond à la possibilité pour un investisseur d'effectuer une transaction au prix affiché et pour un volume important sans affecter le cours du titre. Elle est d'autant plus forte que le nombre de titres admis sur le marché est important et que la fréquence des transactions est élevée. A contrario, un marché peu liquide subira une décote car le risque pris par l'investisseur est plus important

49. La profondeur d'un marché est la capacité à exécuter sur ce marché de nombreuses transactions avec des volumes importants sans faire bouger de façon significative les prix à la hausse ou à la baisse

anticipés par les investisseurs mais intègrent également de façon quasi instantanée tout changement dans ces anticipations.

En France, l'Agence France Trésor⁵⁰, qui gère la dette et la trésorerie de l'Etat, émet depuis 1998, une OAT⁵¹, notée OATi, indexée sur l'indice français des prix à la consommation (IPC hors tabac) et, depuis 2001, une OAT, notée OAT€i, indexée sur l'indice des prix de la zone euro (IPCH hors tabac).

1.2.4 L'inflation et l'assurance

L'impact de l'inflation sur l'activité d'assurance est relativement complexe dans la mesure où il affecte à la fois l'actif et le passif du bilan de l'assureur. A l'actif, comme l'illustre la figure 1.9, les assureurs investissent massivement dans les titres de créances (obligations) à rendement nominal qui offrent l'avantage de fournir des flux prédéterminés à des échéances fixes. En réalité, comme indiqué au précédent paragraphe, ces revenus différés présentent des rendements réels corrigés de l'érosion monétaire. Au passif, l'inversion du cycle de production conduit généralement l'assureur à encaisser

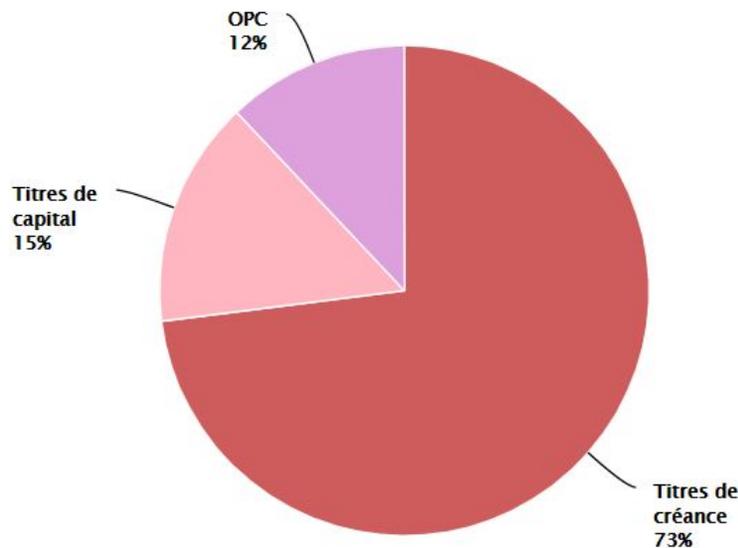


FIGURE 1.9 – Répartition des placements titres par catégorie de titres des assureurs non-vie en 2018
Source : ACPR

les primes qui ne comportent pas nécessairement de clause d'indexation, avant de régler, parfois plusieurs années après l'exercice de couverture, les sinistres qui subissent directement la hausse des prix des différentes composantes de la prestation : coût de la main d'œuvre, prix des matières premières, inflation jurisprudentielle des tribunaux. Un changement de politique de gestion des sinistres comme une évolution législative peuvent également accentuer ce phénomène et créer ainsi une sur-inflation. Dans ce contexte, le coût des sinistres évolue plutôt selon la catégorie d'assurance considérée et non pas comme l'indice des prix officiel. Et l'inventaire non-vie nécessite d'ajuster continuellement le niveau des provisions pour tenir compte de ces différentes dérives inflationnistes. Pour se protéger de l'inflation, les assureurs recourent notamment à l'indexation qui fait varier la

50. Site internet <https://www.aft.gouv.fr>

51. Obligation Assimilable du Trésor

cotisation, les montants de garanties et les franchises en fonction d'un critère de référence ayant nécessairement un lien avec le risque assuré. En général, la variation périodique s'effectue à chaque échéance annuelle. De façon symétrique, la clause d'indexation est également employée par les réassureurs pour faire évoluer les priorité et portée des traités non-proportionnels renouvelés ainsi à l'identique chaque année sans ajustement des conditions d'engagement. Et pour éviter que l'inflation des sinistres soit uniquement à la charge du réassureur, une clause de stabilisation permet de partager ce surcoût entre assureur et cessionnaires.

1.3 Les données

On distingue les données de l'étude, internes à GENERALI et accessibles depuis le système d'information de la compagnie qui font l'objet d'un premier paragraphe, des informations externes qui résultent de recherches, le plus souvent sur Internet, et qui sont présentées dans une deuxième partie. Un dernier paragraphe synthétise la problématique ainsi que les différentes ressources à travers un lexique des notations utilisées dans la suite du mémoire. Au préalable, il convient de rappeler l'aspect prudentiel des données puisque les entreprises d'assurance sont tenues de mettre en place des processus et procédures internes de nature à garantir le caractère approprié, l'exhaustivité et l'exactitude des données utilisées pour calculer leurs provisions techniques prudentielles⁵².

1.3.1 Les données internes à Generali

Cette étude exploite les informations issues de la base de données sur laquelle les travaux d'inventaire non-vie de GENERALI France sont réalisés. Ces données se présentent à un niveau agrégé compatible avec la maille comptable. La structure des informations est la suivante :

- société d'assurance (le preneur de risque)
- catégorie ministérielle⁵³
- produit
- date de survenance (pour les données issues de la sinistralité)
- date d'effet (pour les primes)
- date d'ouverture de chantier (pour les garanties décennales de l'assurance construction)⁵⁴
- seuil⁵⁵

52. Article R351-13 du code des assurances

53. Terme usuel pour désigner la catégorie d'assurance au sein de GENERALI France

54. Contrairement aux autres opérations d'assurance non-vie qui fonctionnent en répartition, les garanties décennales de l'assurance construction, à savoir la garantie dommage ouvrage et la responsabilité civile décennale sont assujetties au régime par capitalisation. Dans ce contexte, les primes et sinistres sont rattachés à l'exercice de la date d'ouverture de chantier

55. Le montant total d'un sinistre composé du cumul des règlements et de la provision dossier-dossier est utilisé

- date de comptabilisation (a minima exercice et mois comptables)
- date d'inventaire (a minima exercice et mois d'inventaire).

Dans l'optique de capter et mesurer le phénomène inflationniste, nous choisissons d'étudier un ensemble comprenant de nombreuses données. Nous arrêtons ainsi notre choix sur **les sinistres de charge inférieure à 150k€ de GENERALI IARD, principale société non-vie de GENERALI France, à l'arrêté annuel de décembre 2017** du périmètre initié dans les paragraphes qui précèdent à savoir, la provision pour sinistre à payer (PSAP) brute de recours des catégories 23 (dommages matériels automobiles), 24 (dommages aux biens des particuliers), 25 (dommages aux biens des entreprises), 26 (dommages aux biens agricoles) et 36 (responsabilité civile décennale de l'assurance construction).

Si l'on dispose des primes émises, règlements, recours, provisions de primes et sinistres, prévisions de recours et nombres de sinistres à ce niveau de granularité, le nombre de contrats qui constitue un indicateur pertinent de l'exposition fait défaut et ce, d'autant plus que le portefeuille de GENERALI France a subi, comme le rapporte l'annexe H, des évolutions conséquentes ces dernières années dans les branches considérées.

L'étude cherche à évaluer le phénomène inflationniste, notamment à l'aide du coût moyen aussi, plusieurs limites sur les données sont à considérer. Tout d'abord, les règlements sont nets des franchises qui ne sont d'ailleurs pas présentes dans la base d'inventaire ; ce qui exclut également le suivi de leurs évolutions. De plus, les recours encaissés constituent une potentielle source de bruit dans l'évaluation des niveaux d'inflation si bien qu'ils ont été exclus du périmètre étudié. Quant aux conventions d'indemnisation entre assureurs, telles CIDRE⁵⁶ et IRSA⁵⁷, elles impactent aussi bien les règlements que le nombre de sinistres dans la mesure où elles différencient la gestion des sinistres sur la base de montants forfaitaires. Enfin, le nombre total de sinistres utilisé dans cette étude comprend les "sans suite"⁵⁸ pour lesquels aucune prestation n'a été versée, ce qui affecte le coût moyen réel.

Sur le plan de la profondeur d'historique, nous disposons des données à partir de l'exercice d'origine

pour classer les sinistres en plusieurs catégories. On définit ainsi :

- les sinistres attritionnels ou récurrents (qui sont nombreux et d'un montant peu élevé) d'évaluation inférieure à 150k€,
- les sinistres graves pour lesquels le coût se situe entre 150k€ et 1M€,
- les sinistres très graves pour lesquels le montant est compris entre 1M€ et 5M€ et
- les sinistres atypiques supérieurs à 5M€.

Le classement se fait selon la règle "grave un jour, grave toujours". Ainsi, le franchissement à la baisse d'un seuil suite à une diminution de l'évaluation d'un sinistre n'altère pas son classement.

56. Convention d'Indemnisation Directe et de Recours Dégâts des Eaux

57. Convention d'Indemnisation directe de l'assuré et de Recours contre les Sociétés d'assurance Automobile

58. Les "sans suite" comprennent différents cas administratifs qui ne se limitent pas aux seuls sinistres inférieurs à la franchise. Néanmoins, comme indiqué page précédente, seules des données agrégées compatibles avec la maille comptable sont disponibles dans la base d'inventaire. Ainsi, les informations détaillées des dossiers sinistres n'étant pas disponibles, le classement des "sans suite" selon le cas administratif dont ils relèvent n'est pas possible. Dans ce contexte, seules deux options nous étaient offertes :

- Inclure les "sans-suite" dans l'étude et exploiter l'ensemble des sinistres
- Ou les exclure en excluant aussi les sinistres "ouverts" et travailler sur les sinistres "clos".

Dans cette étude, la première option a été envisagée, comme exposé ci-contre, et une méthode de calcul du coût moyen basée sur le nombre ultime de sinistres a été adoptée afin de s'affranchir de ce biais.

La seconde option aurait été tout autant envisageable à condition de faire une hypothèse qui relie le coût moyen des sinistres "ouverts" à celui des sinistres "clos".

(survenance ou date ouverture chantier) 1990 à compter de l'exercice comptable 2003. Autrement dit, pour les années d'origine 1990 à 2002, seules les informations à compter de l'exercice calendaire 2003 sont exploitables. La figure 1.10 résume la disposition des informations de l'outil d'inventaire non-vie qui s'apparente à la bande jaune. Le contour rouge correspond aux données de l'année calendaire (2017 dans notre cas). Le triangle gris indique l'absence d'information correspondante. Enfin, le triangle orange constitue la partie des données à estimer lors du processus d'inventaire.

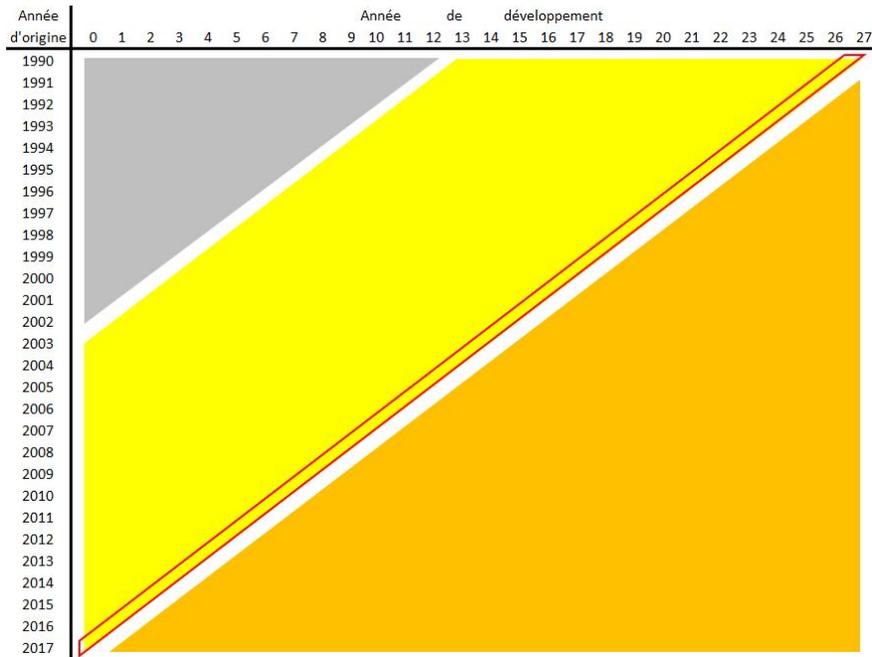


FIGURE 1.10 – Profondeur d'historique des données de l'outil d'inventaire non-vie

1.3.2 Les données externes

Les données externes se composent de séries chronologiques qui permettent de calibrer et quantifier le phénomène inflationniste contenu d'une part, dans les anticipations des marchés financiers et, d'autre part, dans l'évolution du coût des sinistres. Dans le premier cas, la nature de la donnée est un prix ou un taux actuariel alors que dans le second cas, elle se présente sous la forme d'un nombre sans dimension. L'obtention de ces valeurs sur des horizons de plusieurs années a fait l'objet, contre toute attente, d'une charge de travail conséquente ; la commercialisation d'une partie de ces informations explique sans doute les difficultés rencontrées⁵⁹.

En l'absence d'accès aux cotations des swaps, nous utilisons les données des OAT (obligations nominales et indexées) françaises. Le choix devient plus difficile quand on considère les indices. De nombreux organismes nationaux tels l'INSEE ou internationaux comme EUROSTAT et l'OCDE⁶⁰

59. Il faut saluer à cet effet la richesse des bases de données de la BCE et de EUROSTAT, accessibles depuis les liens respectifs <https://sdw.ecb.europa.eu/> et <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>, qui mériteraient certainement une plus grande attention de la part des professionnels, notamment de l'assurance, tant elles peuvent fournir des données précieuses à de nombreuses réflexions

60. Organisation de coopération et de développement économiques. Site Internet : <http://www.oecd.org>

ainsi que des groupements et associations sectoriels tels la FFA⁶¹, la FFB⁶², le GIMRP⁶³ et la SRA⁶⁴ publient pour leurs professionnels et membres ou simplement à destination du public une multitude d'indices et index⁶⁵. Cette liste devient infinie si l'on y mêle les combinaisons (linéaires ou autres) que l'on peut créer à partir de ces données. Nous avons retenu les douze séries qui suivent, en privilégiant d'une part la représentativité d'un indice ainsi que sa notoriété, et d'autre part, la diversité des publications :

- IPC hors tabac (indice des prix à la consommation hors tabac publié par l'INSEE et présenté dans l'annexe G.3),

- IPCH hors tabac (indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac publié par EUROSTAT et présenté dans l'annexe G.4),

- ASSU (indice des primes d'assurance publié par EUROSTAT et présenté dans l'annexe G.5),

- ICC (indice du coût de la construction publié par l'INSEE et présenté dans l'annexe G.6),

- ICC FFB (indice du coût de la construction publié par la FFB et présenté dans l'annexe G.7),

- BT01 (index BT01, tous corps d'état, publié par l'INSEE et présenté dans l'annexe G.8),

- REPA (indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels publié par EUROSTAT et présenté dans l'annexe G.9),

- CARRO (indice de la main d'oeuvre carrosserie publié par la SRA et présenté dans l'annexe G.10),

- RECH (indice du prix des pièces de rechange publié par la SRA et présenté dans l'annexe G.11),

- RI (index des risques industriels publié par la FFA et présenté dans l'annexe G.12),

- BM (index des bris de machines publié par la FFA et présenté dans l'annexe G.13),

- GIMRP (indice des salaires mensuels des ouvriers publié par le Groupe des Industries Métallurgiques de la Région Parisienne et présenté dans l'annexe G.14).

Au sein de ces 12 séries chronologiques, des sous-ensembles apparaissent. Ainsi, les indices nommés IPC (hors tabac), IPCH (hors tabac) et ASSU constituent un premier groupe à caractère économique puisqu'ils représentent, pour les deux premiers, les mesures officielles de l'inflation respectivement

61. Fédération Française de l'Assurance. Site Internet : <https://www.ffa-assurance.fr/>

62. Fédération Française du Bâtiment. Site Internet : <https://www.ffbatiment.fr/>

63. Groupe des Industries Métallurgiques de la Région Parisienne. Site Internet : <http://www.gim-idf.fr/>

64. Sécurité et Réparation Automobiles. Site Internet : <http://www.sra.asso.fr/>

65. Nous adoptons dans la suite du document la terminologie des marchés publics accessible à l'adresse <https://marches-publics.legibase.fr/actualites/focus/index-et-indices-dans-les-marches-publics-mode-78585> qui distingue indice et index. Un indice est un nombre sans dimension qui fluctue avec le temps permettant ainsi le suivi d'une grandeur économique (bien ou service). Nous désignons par index, le nombre abstrait qui résulte de la combinaison, en général linéaire, d'un ou plusieurs indices

en France et au sein de l'Union européenne et, pour le dernier, une mesure sectorielle de l'indice des prix.

Les indices ICC, ICC FFB et l'index BT01 forment un ensemble lié au secteur du bâtiment et de l'habitation en général.

Les séries REPA, CARRO et RECH constituent quant à elles des indicateurs des dommages automobiles.

Et les index RI, BM et GIMRP sont utilisés dans des clauses spécifiques de contrats d'assurance ou de réassurance.

La figure 1.11 représente les 12 séries ainsi sélectionnées sur la période 2003-2017 et permet de les comparer sur cet intervalle en attribuant à chaque série une base 100 au 1/1/2003.

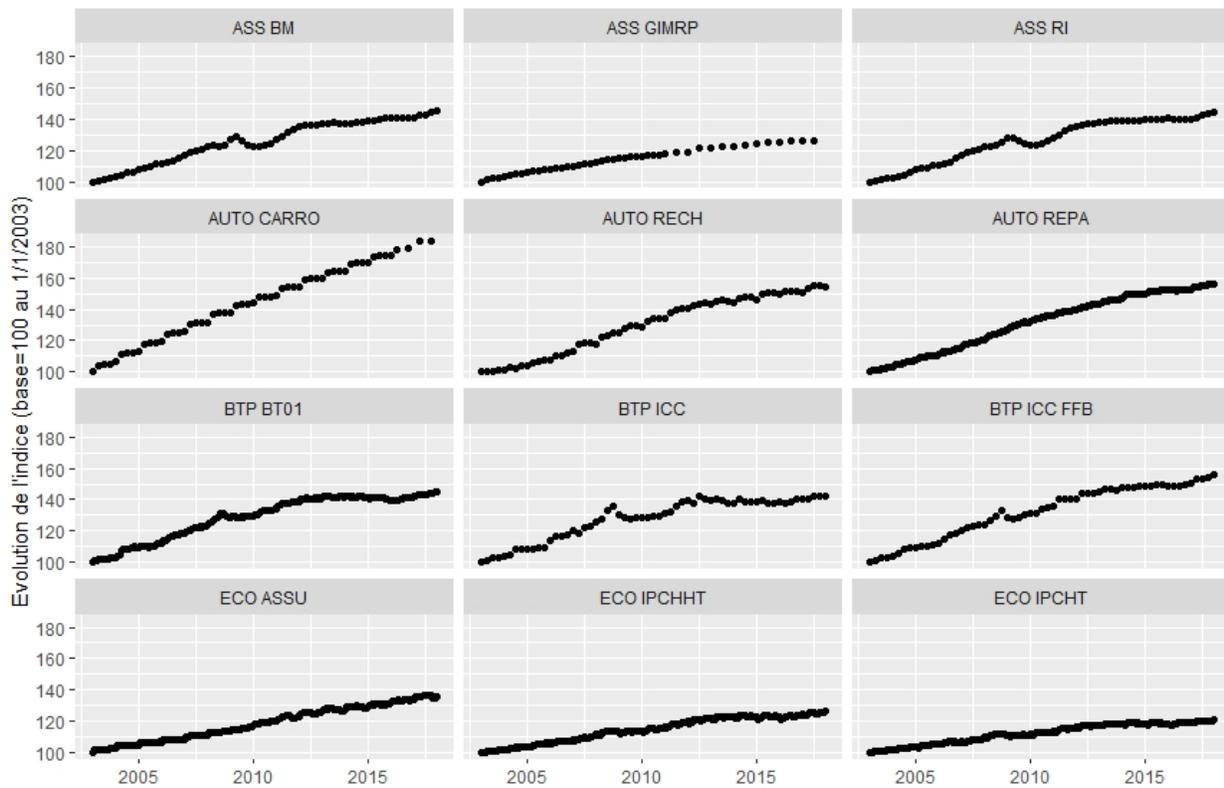


FIGURE 1.11 – Evolution des 12 indices sur la période 2003-2017
Base 100 au 1/1/2003

De façon générale, l'évolution des prix sur la période 2003-2017 s'est révélée plus importante pour les indices du secteur automobile qui devancent les séries du bâtiment et de l'habitation. Ensuite, les indices relatifs aux clauses d'assurance et de réassurance ont augmenté davantage que les indicateurs économiques de l'inflation.

Malgré les singularités de chaque série, on observe également la similitude des graphes BM (bris de machines), RI (risques industriels) et ICC (coût de la construction) qui se retrouvent aussi de façon atténuée dans BT01 (tous corps d'état) et ICC FFB (coût de la construction de la FFB).

1.3.3 Notations

On considère une catégorie d'assurance (23, 24, 25, 26 ou 36) dont les sinistres se déroulent sur $(n + 1)$ années. On note :

i , l'année d'origine qui est l'exercice de la date d'ouverture de chantier pour la catégorie 36 de la responsabilité décennale de l'assurance construction et l'exercice de survenance pour les autres catégories étudiées, $i \in \mathbb{N}_n$,

j , le délai de règlement, $j \in \mathbb{N}_n$,

t_{ij} , la mesure de sinistralité, d'exposition ou de prime **non cumulée** (appelée aussi incrément) correspondant à l'année d'origine i et au délai j .

On associe également la mesure cumulée $T_{ij} = \sum_{h=0}^j t_{ih}$ de sinistralité, d'exposition ou de prime pour l'année i jusqu'au délai de règlement j .

Le tableau 1.1 représente ainsi le triangle non cumulé (t_{ij}) où les notations formelles de 0 à n correspondent en pratique aux exercices 2003 à 2017 pour les années d'origine et aux années de développement 0 à 14.

Année d'origine	Année de développement								
	0	1	...	j	...	$n - i$...	$n - 1$	n
0	$t_{0,0}$	$t_{0,1}$...	$t_{0,j}$...	$t_{0,n-i}$...	$t_{0,n-1}$	$t_{0,n}$
1	$t_{1,0}$	$t_{1,1}$...	$t_{1,j}$...	$t_{1,n-i}$...	$t_{1,n-1}$	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮			
i	$t_{i,0}$	$t_{i,1}$...	$t_{i,j}$...	$t_{i,n-i}$			
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮					
$n - j$	$t_{n-j,0}$	$t_{n-j,1}$...	$t_{n-j,j}$					
⋮	⋮	⋮							
$n - 1$	$t_{n-1,0}$	$t_{n-1,1}$							
n	$t_{n,0}$								

TABLE 1.1 – Représentation générique d'un triangle de liquidation des incréments

Avec le même formalisme, le tableau 1.2 représente le triangle des données cumulées.

Le tableau 1.3 répertorie les notations employées pour les différentes quantités analysées au cours de ce mémoire à l'aide d'un triangle de liquidation. Cette liste n'est pas exhaustive, des rapports sinistres à primes (*loss ratio*), des nombres de contrats et autres éléments sont abondamment étudiés avec cette technique dans la littérature consacrée.

Année d'origine	Année de développement								
	0	1	...	j	...	$n-i$...	$n-1$	n
0	$T_{0,0}$	$T_{0,1}$...	$T_{0,j}$...	$T_{0,n-i}$...	$T_{0,n-1}$	$T_{0,n}$
1	$T_{1,0}$	$T_{1,1}$...	$T_{1,j}$...	$T_{1,n-i}$...	$T_{1,n-1}$	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮			
i	$T_{i,0}$	$T_{i,1}$...	$T_{i,j}$...	$T_{i,n-i}$			
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮					
$n-j$	$T_{n-j,0}$	$T_{n-j,1}$...	$T_{n-j,j}$					
⋮	⋮	⋮							
$n-1$	$T_{n-1,0}$	$T_{n-1,1}$							
n	$T_{n,0}$								

TABLE 1.2 – Représentation générique d'un triangle de liquidation des cumuls

Nature de la mesure	Incrément	Cumul
Elément générique	t_{ij}	T_{ij}
Primes émises	p_{ij}	P_{ij}
Règlement de sinistres	x_{ij}	X_{ij}
Charge de sinistres	s_{ij}	S_{ij}
Nombre de sinistre	n_{ij}	N_{ij}
Coût moyen de sinistres	l_{ij}	L_{ij}

TABLE 1.3 – Natures des éléments représentés à l'aide d'un triangle

A partir des données de paiements du triangle supérieur et des autres informations disponibles, on cherche à compléter la partie inférieure du triangle pour déterminer une estimation au 31/12/ n (2017 dans notre cas) de :

- la charge ultime de sinistres par année d'origine i , $S_i = X_{i,n}$ avec $S_0 = X_{0,n}$ connue, l'année 0 étant complètement déroulée,
- la provision à constituer pour chaque année d'origine, $R_i = S_i - X_{i,n-i}$ avec $R_0 = 0$,
- la provision globale toutes années confondues, $R = \sum_{i=0}^{i=n} R_i$.

Ces estimations sont, comme le souligne PARTRAT & al. [2007] [6], primordiales pour la détermination du résultat technique de la branche considérée et permettent d'évaluer les flux de trésorerie futurs dans le contexte prudentiel Solvabilité 2 (cf. § 1.1.4).

Dans les méthodes que nous allons emprunter, les calculs se conduisent à partir des **facteurs de développement** f_{ij} et les résultats s'interprètent à l'aide des **cadences cumulées de règlement** C_{ij} que l'on définit respectivement par :

$$f_{ij} = \frac{X_{i,j+1}}{X_{i,j}} \quad (1.3)$$

avec $(i,j) \in \mathbb{N}_{n-1}^2$ et $f_{in} = f_{nn} = 1$

et

$$C_{ij} = \frac{X_{i,j}}{X_{i,n}} \quad (1.4)$$

avec $(i,j) \in \mathbb{N}_n^2$. On a donc $C_{in} = 1$ pour tout $i \in \mathbb{N}_n$

Il en résulte également que pour $(i,j) \in \mathbb{N}_{n-1}^2$,

$$f_{ij} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} \quad (1.5)$$

Une correspondance biunivoque existe entre les cadences de règlement et les facteurs de développement.

Chapitre 2

Provisionnement technique en assurance non-vie

L'évaluation de la provision (pour sinistres à payer - PSAP) à constituer à partir des données observées a naturellement conduit au développement de nombreuses méthodes dites déterministes en ce qu'elles prévoient la provision exacte sous certaines conditions. Ensuite, le besoin de quantifier l'incertitude sur les résultats obtenus a permis l'essor de nouvelles méthodes dites stochastiques en ce qu'elles considèrent les données de liquidation comme des variables aléatoires réelles. Malgré tout l'intérêt que présentent les méthodes stochastiques, ce chapitre se limite à quelques techniques classiques. En effet, celles-ci sont actuellement utilisées, au sein de GENERALI France, pour l'évaluation des réserves non-vie et offrent également une méthode de traitement de l'inflation étudiée dans le cadre de ce mémoire. Ainsi, la méthode *chain ladder* standard, en usage principalement pour la sinistralité attritionnelle, est présentée dans une première section tandis que la méthode de séparation de Taylor fait l'objet du second paragraphe.

2.1 Méthode *chain ladder* standard

Avec les notations du paragraphe 1.3.3, on considère une (sous-)branche dont les sinistres se déroulent sur $(n + 1)$ années et on dispose des (X_{ij}) , les montants cumulés bruts de recours.

La méthode *chain ladder* repose sur l'hypothèse forte que les ratios des facteurs adjacents $\frac{X_{i,j+1}}{X_{i,j}}$, c'est-à-dire les facteurs de développement définis au paragraphe 1.3.3, sont indépendants de l'exercice d'origine i .

Ainsi, on suppose les égalités suivantes, pour $j \in \mathbb{N}_{n-1}$,

$$\frac{X_{0,j+1}}{X_{0,j}} = \frac{X_{1,j+1}}{X_{1,j}} = \dots = \frac{X_{i,j+1}}{X_{i,j}} = \dots = \frac{X_{n-j-1,j+1}}{X_{n-j-1,j}} = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} X_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} X_{i,j}} \quad (2.1)$$

Ces relations sont, au mieux, approximativement vérifiées dans la réalité aussi, le rapport de la somme des termes, constitue l'estimateur naturel du facteur de développement f_j indépendant de i

soit, pour $j \in \mathbb{N}_{n-1}$,

$$f_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j-1} X_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j-1} X_{i,j}} \quad (2.2)$$

et $f_n = 1$.

La charge ultime par année d'origine S_i s'écrit alors pour $i \in \mathbb{N}_n$,

$$S_i = X_{i,n} = X_{i,n-i} f_{n-i} f_{n-i+1} \dots f_{n-1} f_n = X_{i,n-i} \prod_{h=n-i}^n f_h \quad (2.3)$$

On en déduit la provision par exercice R_i , pour $i \in \mathbb{N}_n$, $R_i = S_i - X_{i,n-i}$ soit :

$$R_i = X_{i,n-i} \left(\prod_{h=n-i}^n f_h - 1 \right) \quad (2.4)$$

ainsi que la provision globale R

$$R = \sum_{i=0}^n R_i = \sum_{i=0}^n X_{i,n-i} \left(\prod_{h=n-i}^n f_h - 1 \right) \quad (2.5)$$

Deux valeurs du triangle supérieur, situées aux extrémités opposées, apparaissent comme pivots, car uniques, dans toute méthode *chain ladder*. Il s'agit de :

- i) la charge ultime de sinistres de la première année d'origine (exercice 0, délai n)
- ii) les règlements de la dernière année d'origine (exercice n , délai 0)

L'emploi de la méthode nécessite de vérifier a posteriori la validité de l'hypothèse sous-jacente à *chain ladder*. Ainsi, pour j fixé, l'existence d'un paramètre f_j tel que pour tout $i \in \mathbb{N}_{n-j-1}$, $X_{i,j+1} = f_j X_{i,j}$ implique que les $(n-j)$ couples $(X_{i,j}, X_{i,j+1})_{i=0, \dots, n-j-1}$ doivent être "sensiblement" alignés sur une droite passant par l'origine que l'on représente sous la forme d'un graphe dénommé **C-C plot**.

Mais la principale validation repose sur le **d-triangle** formé des facteurs individuels de développement $f_{i,j} = \frac{X_{i,j+1}}{X_{i,j}}$ pour $i+j < n$

Année d'origine	Délai de règlement								
	0	1	...	j	...	n-i	...	n-1	n
0	$f_{0,0}$	$f_{0,1}$...	$f_{0,j}$...	$f_{0,n-i}$...	$f_{0,n-1}$	$f_{0,n}$
1	$f_{1,0}$	$f_{1,1}$...	$f_{1,j}$...	$f_{1,n-i}$...	$f_{1,n-1}$	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮			
i	$f_{i,0}$	$f_{i,1}$...	$f_{i,j}$...	$f_{i,n-i}$			
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮					
n-j	$f_{n-j,0}$	$f_{n-j,1}$...	$f_{n-j,j}$					
⋮	⋮	⋮							
n-1	$f_{n-1,0}$	$f_{n-1,1}$							
n	$f_{n,0}$								

TABLE 2.1 – D-triangle des facteurs individuels de développement

En effet, l'hypothèse de la méthode *chain ladder* implique que les éléments de la j^e colonne du d-triangle sont "sensiblement" constants. Ainsi l'examen du d-triangle semblable à celui du tableau 2.1, permet d'effectuer des choix alternatifs de facteurs dans le cas où apparaissent des valeurs extrêmes ou des structures non aléatoires (tendance essentiellement ou effet saisonnier pour des périodes mensuelles ou trimestrielles).

Une dernière validation d'une méthode *chain ladder* consiste à comparer les données du triangle supérieur avec celles issues de l'application rétrospective des facteurs choisis à partir de la première année de paiements pour chaque exercice de survenance.

Les graphes cc-plot appliqués aux différentes catégories d'assurance étudiées et reportés dans l'annexe I, révèlent que pour la première année de développement ($j=0$), la relation linéaire n'est dans le meilleur des cas qu'approximative et qu'elle se dessine ensuite progressivement au gré des années de développement successives ($j \geq 1$). Dans le cas de la responsabilité décennale de l'assurance construction, la tendance linéaire ne se distingue pas les premières années avant d'apparaître à partir de $j=3$.

Application aux dommages matériels automobiles

L'application de la méthode *chain ladder* aux dommages matériels automobiles conduit aux facteurs de développement et cadences du tableau 2.2.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6
	0	1	2	3	4	5	6
f_j	1,416	1,016	1,003	1,001	1,001	1,000	1,000
c_j	69,05%	28,76%	1,55%	0,33%	0,14%	0,07%	0,04%

TABLE 2.2 – Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages matériels automobiles

On en déduit, dans le tableau 2.3, la provision par année d'origine ainsi qu'une provision globale de 73,1 M€.

Exercice	$X_{i,n-i}$	S_{in}	R_i
2003	308 738 698	308 738 698	0
2004	209 343 111	209 343 111	0
2005	336 157 927	336 161 225	3 298
2006	322 532 093	322 537 454	5 361
2007	326 608 944	326 636 254	27 310
2008	331 966 448	332 010 885	44 437
2009	361 640 143	361 718 274	78 131
2010	374 966 969	375 120 955	153 986
2011	348 017 246	348 256 911	239 665
2012	309 660 754	309 987 532	326 778
2013	273 159 013	273 626 591	467 578
2014	230 805 854	231 521 674	715 820
2015	205 068 889	206 389 804	1 320 915
2016	211 415 478	216 157 694	4 742 216
2017	144 899 964	209 850 475	64 950 511

TABLE 2.3 – Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages matériels automobiles

La figure 2.1 reproduit le d-triangle des facteurs de développement individuels f_{ij} et est complété, dans le tableau 2.4, par les statistiques de base de chaque colonne à savoir la moyenne m , l'écart-type σ et le coefficient de variation cv dont on rappelle qu'il s'écrit $cv = \frac{\sigma}{m}$.

Exercice	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2003	1.14033	1.01413	1.00585	1.00337	1.00058	1.00025	1.00020	1.00035	1.00019	1.00003	1.00008	1.00002	1.00000	1
2004	1.62624	1.03441	1.00848	1.00376	0.99992	1.00058	1.00097	1.00104	1.00005	1.00005	1.00000	1.00000	1.00002	
2005	1.42847	1.01793	1.00401	1.00117	1.00052	1.00015	1.00018	1.00003	1.00001	1.00008	1.00016	1.00000		
2006	1.36608	1.01527	1.00193	1.00105	1.00060	1.00028	1.00005	1.00020	1.00014	1.00007	1.00000			
2007	1.43724	1.01445	1.00150	1.00049	1.00080	1.00016	1.00082	1.00008	1.00000	1.00000				
2008	1.41458	1.01394	1.00286	1.00088	1.00075	1.00037	1.00005	0.99994	1.00009					
2009	1.42922	1.01626	1.00299	1.00056	1.00041	1.00017	1.00002	1.00007						
2010	1.46464	1.01605	1.00300	1.00131	1.00079	1.00084	1.00023							
2011	1.45550	1.01682	1.00330	1.00103	1.00148	1.00050								
2012	1.43607	1.01274	1.00217	1.00137	1.00037									
2013	1.44273	1.01645	1.00297	1.00139										
2014	1.47368	1.01087	1.00267											
2015	1.43323	1.01043												
2016	1.46737													
2017														

FIGURE 2.1 – Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages matériels automobiles

Malgré un premier facteur des exercices 2003 et 2004 sensiblement différents des autres années d'origine, les statistiques du tableau 2.4 indiquent une relative stabilité qui ne remet pas en question la méthode *chain ladder*. D'ailleurs, les facteurs de développement du tableau 2.2 coïncident avec

les moyennes du d-triangle pour $j > 0$ et celui de la première année ($j=0$), s'écarte de moins de 1% de sa moyenne.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6
j	0	1	2	3	4	5
m	1,430	1,016	1,003	1,001	1,0006	1,0003
σ	0,101	0,006	0,002	0,001	0,0004	0,0002
cv	0,071	0,006	0,002	0,001	0,0004	0,0002

TABLE 2.4 – Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages matériels automobiles

Application aux dommages aux biens des particuliers

L'application de la méthode *chain ladder* aux dommages aux biens des particuliers conduit aux facteurs de développement et cadences du tableau 2.5.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	
j	0	1	2	3	4	5	6	7	8
f_j	1,8227	1,0766	1,0220	1,0096	1,0055	1,0037	1,0024	1,0016	1,0012
c_j	48,60%	39,98%	6,78%	2,10%	0,94%	0,54%	0,37%	0,24%	0,16%

TABLE 2.5 – Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens des particuliers

On en déduit, dans le tableau 2.6, la provision par année d'origine ainsi qu'une provision globale de 105,1 M€.

Exercice	$X_{i,n-i}$	S_{in}	R_i
2003	173 594 476	173 594 476	0
2004	138 734 985	138 698 163	-36822
2005	167 563 267	167 561 269	-1 998
2006	176 414 600	176 446 797	32 197
2007	169 386 513	169 480 638	94 125
2008	180 370 117	180 682 179	312 062
2009	239 631 186	240 345 223	714 037
2010	200 867 191	201 786 639	919 448
2011	196 021 221	197 395 777	1 374 556
2012	212 675 866	214 958 712	2 282 846
2013	181 181 976	184 137 985	2 956 009
2014	148 149 312	152 013 328	3 864 016
2015	124 623 435	130 687 234	6 063 799
2016	116 041 575	131 007 887	14 966 312
2017	67 614 866	139 137 075	71 522 209

TABLE 2.6 – Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens des particuliers

La figure 2.2 reproduit le d-triangle des facteurs de développement individuels f_{ij} et est complété, dans le tableau 2.7, par les statistiques de base de chaque colonne à savoir la moyenne m , l'écart-type σ et le coefficient de variation cv .

Exercice	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2003	1.48034	1.06208	1.02071	1.00823	1.00441	1.00468	1.00399	1.00114	1.00152	1.00095	1.00043	1.00023	1.00040	0.99973
2004	2.13305	1.09379	1.02081	1.01074	1.00602	1.00466	1.00200	1.00212	1.00114	1.00220	1.00035	1.00014	1.00007	
2005	1.89145	1.07026	1.02007	1.00875	1.00590	1.00217	1.00212	1.00141	1.00056	1.00200	1.00025	1.00020		
2006	1.83334	1.07709	1.01846	1.00820	1.00383	1.00426	1.00228	1.00168	1.00136	0.99995	1.00045			
2007	1.85083	1.07441	1.02058	1.00971	1.00683	1.00436	1.00257	1.00105	1.00062	1.00103				
2008	1.91732	1.08222	1.02188	1.00866	1.00664	1.00401	1.00226	1.00210	1.00219					
2009	1.60092	1.06686	1.01691	1.00740	1.00536	1.00188	1.00228	1.00169						
2010	1.86946	1.07746	1.02329	1.01025	1.00555	1.00269	1.00193							
2011	2.03246	1.08059	1.02740	1.00904	1.00655	1.00533								
2012	1.81831	1.08338	1.02418	1.01160	1.00444									
2013	1.87362	1.08478	1.02464	1.01353										
2014	1.83423	1.07275	1.02581											
2015	1.85652	1.07378												
2016	1.86945													
2017														

FIGURE 2.2 – Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens des particuliers

Le premier facteur des exercices 2003, 2004 et 2009 diffère sensiblement des autres années d'origine. Néanmoins, les statistiques du tableau 2.7 indiquent une relative stabilité qui ne remet pas en question la méthode *chain ladder*. D'ailleurs, les facteurs de développement du tableau 2.5 coïncident avec les moyennes du d-triangle pour $j > 0$ et celui de la première année ($j=0$) s'écarte de moins de 2% de sa moyenne.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8
	0	1	2	3	4	5	6	7	
m	1,8472	1,0769	1,0221	1,0096	1,0056	1,0038	1,0024	1,0016	
σ	0,1572	0,0083	0,0031	0,0018	0,0010	0,0012	0,0007	0,0004	
cv	8,51%	0,77%	0,30%	0,18%	0,10%	0,12%	0,7%	0,4%	

TABLE 2.7 – Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens des particuliers

Application aux dommages aux biens des entreprises

L'application de la méthode *chain ladder* aux dommages aux biens des entreprises conduit aux facteurs de développement et cadences du tableau 2.8.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
f_j	1,8800	1,0692	1,0185	1,0068	1,0037	1,0028	1,0023	1,0009	1,0006
c_j	48,00%	42,24%	6,24%	1,79%	0,67%	0,37%	0,28%	0,23%	0,09%

TABLE 2.8 – Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens des entreprises

On en déduit, dans le tableau 2.9, la provision par année d'origine ainsi qu'une provision globale de 66 M€.

Exercice	$X_{i,n-i}$	S_{in}	R_i
2003	123 933 738	123 933 738	0
2004	103 022 897	102 940 102	-82 795
2005	110 289 271	110 259 046	-30 225
2006	123 366 800	123 330 611	-36 189
2007	116 484 425	116 468 542	-15 883
2008	115 175 066	115 219 098	44 032
2009	141 751 084	141 888 868	137 784
2010	128 157 892	128 403 822	245 930
2011	120 654 423	121 166 296	511 873
2012	124 154 870	125 036 285	881 415
2013	110 744 813	111 943 738	1 198 925
2014	92 460 110	94 099 786	1 639 676
2015	87 530 047	90 730 997	3 200 950
2016	81 590 898	90 424 637	8 833 739
2017	45 649 203	95 112 236	49 463 033

TABLE 2.9 – Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens des entreprises

La figure 2.3 reproduit le d-triangle des facteurs de développement individuels f_{ij} et est complété, dans le tableau 2.10, par les statistiques de base de chaque colonne à savoir la moyenne m , l'écart-type σ et le coefficient de variation cv .

Exercice	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2003	1.5775	1.0509	1.0118	1.0065	0.9917	1.0018	1.0055	1.0003	1.0003	1.0001	1.0004	1.0003	1.0009	0.9992
2004	1.8998	1.0860	1.0200	0.9956	1.0052	1.0001	1.0008	1.0007	0.9998	1.0012	0.9993	1.0004	1.0001	
2005	1.8607	1.0690	1.0041	1.0066	1.0024	1.0032	1.0020	1.0007	0.9999	1.0001	1.0000	0.9992		
2006	1.8347	1.0268	1.0178	1.0056	1.0044	1.0013	1.0009	1.0014	1.0010	1.0006	1.0007			
2007	1.7711	1.0614	1.0156	1.0073	1.0072	1.0017	1.0014	1.0011	1.0012	1.0007				
2008	1.9925	1.0769	1.0178	1.0062	1.0048	1.0061	1.0018	1.0016	1.0013					
2009	1.7586	1.0711	1.0246	1.0091	1.0045	1.0029	1.0010	1.0009						
2010	1.9771	1.0781	1.0209	1.0089	1.0053	1.0039	1.0048							
2011	2.0413	1.0875	1.0249	1.0114	1.0052	1.0043								
2012	1.9167	1.0776	1.0204	1.0079	1.0067									
2013	1.9623	1.0839	1.0210	1.0082										
2014	1.9997	1.0661	1.0224											
2015	2.0060	1.0712												
2016	1.9804													
2017														

FIGURE 2.3 – Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens des entreprises

Le premier facteur de l'exercice 2003 diffère sensiblement des autres années d'origine. Néanmoins, les statistiques du tableau 2.10 indiquent une relative stabilité qui ne remet pas en question la méthode *chain ladder*. D'ailleurs, les facteurs de développement du tableau 2.8 coïncident avec les moyennes du d-triangle pour $j > 0$ et celui de la première année ($j=0$) diffère de 1% de sa moyenne.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8
	0	1	2	3	4	5	6	7	
m	1,8985	1,0697	1,0184	1,0067	1,0037	1,0028	1,0023	1,0009	
σ	0,1279	0,0165	0,0058	0,0040	0,0044	0,0018	0,0018	0,0004	
cv	6,7%	1,5%	0,6%	0,4%	0,4%	0,2%	0,2%	0,04%	

TABLE 2.10 – Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens des entreprises

Application aux dommages aux biens agricoles

L'application de la méthode *chain ladder* aux dommages aux biens agricoles conduit aux facteurs de développement et cadences du tableau 2.11.

j	0-1 0	1-2 1	2-3 2	3-4 3	4-5 4	5-6 5	6-7 6
f_j	1.322467	1.017740	1.001897	1.000935	1.001705	1.001724	1.000735
c_j	73,70%	23,77%	1,73%	0,19%	0,09%	0,17%	0,07%

TABLE 2.11 – Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens agricoles

On en déduit, dans le tableau 2.12, la provision par année d'origine ainsi qu'une provision globale de 2 M€.

Exercice	$X_{i,n-i}$	S_{in}	R_i
2003	8 622 697	8 622 697	0
2004	5 239 776	5 239 776	0
2005	6 723 673	6 723 673	0
2006	7 172 110	7 172 110	0
2007	7 630 276	7 630 276	0
2008	6 302 369	6 302 528	159
2009	9 935 100	9 943 117	8 017
2010	6 066 208	6 072 914	6 706
2011	7 662 720	7 676 828	14 108
2012	7 722 871	7 750 426	27 555
2013	11 276 052	11 335 573	59 521
2014	10 974 522	11 042 771	68 249
2015	4 499 506	4 536 078	36 572
2016	9 472 629	9 719 036	246 407
2017	4 167 043	5 654 126	1 487 083

TABLE 2.12 – Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode *chain ladder* appliquée aux dommages aux biens agricoles

La figure 2.4 reproduit le d-triangle des facteurs de développement individuels f_{ij} et est complété, dans le tableau 2.13, par les statistiques de base de chaque colonne à savoir la moyenne m , l'écart-type σ et le coefficient de variation cv .

Exercice	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2003	1.13512	1.01348	1.00802	1.00008	0.99958	1.00000	1.00011	1.0000	1.00000	1.00000	1	1	1	1
2004	1.31114	1.01884	1.01486	1.00101	1.00025	1.00000	1.00255	1.0000	1.00152	1.00000	1	1	1	
2005	1.27138	1.02691	1.01034	1.00866	1.00071	1.00804	1.00422	1.0023	1.00368	1.00013	1	1		
2006	1.18791	1.04709	0.98635	0.99985	1.00000	1.00000	1.00000	1.0000	1.00000	1.00000	1			
2007	1.16972	1.01555	1.00353	0.99355	1.00000	1.00000	1.00000	1.0000	1.00000	1.00000				
2008	1.41273	1.02041	1.00270	1.00457	1.00683	1.00000	1.00000	1.0000	1.00000					
2009	1.15772	1.01093	1.00034	1.00024	1.00151	1.00000	1.00000	1.0000						
2010	1.28965	1.01519	1.01019	1.00085	1.00057	1.00949	1.00000							
2011	1.42349	1.01626	1.00372	1.00115	1.00795	1.00028								
2012	1.43895	1.02244	1.00043	1.00259	1.00000									
2013	1.36891	1.00992	0.99366	1.00017										
2014	1.37680	1.01360	1.00000											
2015	1.66182	1.00854												
2016	1.62403													
2017														

FIGURE 2.4 – Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens agricoles

On observe, au sein du tableau 2.13, une certaine volatilité sur le premier facteur individuel. Celui-ci s'avère plutôt bas pour l'exercice 2003 et, au contraire, se révèle particulièrement élevé sur les derniers exercices 2015 et 2016. Contrairement aux catégories précédentes, les facteurs de développement du tableau 2.11 coïncident avec les moyennes du d-triangle seulement à partir de $j=4$ même si ceux des années précédentes ($j=0$ à $j=3$), se situent dans l'intervalle $[m - \sigma, m + \sigma]$.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7
	0	1	2	3	4	5	6
m	1,3450	1,0184	1,0028	1,0012	1,0017	1,0020	1,0009
σ	0,1626	0,0100	0,0077	0,0036	0,0030	0,0039	0,0016
cv	12,1%	1,0%	0,8%	0,4%	0,3%	0,3%	0,4%

TABLE 2.13 – Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir de règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens agricoles

Application à la responsabilité décennale de l'assurance construction

L'application de la méthode *chain ladder* à la responsabilité décennale de l'assurance construction conduit aux facteurs de développement et cadences du tableau 2.14 qu'il convient de compléter avec les cadences c_{12} et c_{13} qui sont respectivement égales à 6% et 4%.

j	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
f_j	3,26	1,92	1,64	1,47	1,36	1,29	1,18	1,17	1,14	1,12	1,10	1,08
c_j	2%	4%	5%	7%	8%	9%	10%	8%	9%	9%	9%	8%

TABLE 2.14 – Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode *chain ladder* appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction

On en déduit, dans le tableau 2.15, la provision par année d'origine ainsi qu'une provision globale de 91,2 M€.

Exercice	$X_{i,n-i}$	S_{in}	R_i
2003	13 362 733	13 362 733	0
2004	13 586 712	14 103 421	516709
2005	15 557 539	16 890 808	1 333 269
2006	14 858 723	17 344 479	2 485 756
2007	13 178 854	16 880 833	3 701 979
2008	11 936 635	17 160 216	5 223 581
2009	10 852 345	17 786 852	6 934 507
2010	9 530 907	18 214 667	8 683 760
2011	8 843 025	20 000 906	11 157 881
2012	6 280 488	18 251 556	11 971 068
2013	4 045 801	15 976 784	11 930 983
2014	1 687 411	9 766 415	8 079 004
2015	852 552	8 078 493	7 225 941
2016	443 406	8 073 561	7 630 155
2017	73 520	4 358 164	4 284 644

TABLE 2.15 – Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode *chain ladder* appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction

La figure 2.5 reproduit le d-triangle des facteurs de développement individuels f_{ij} et est complété, dans le tableau 2.16, par les statistiques de base de chaque colonne à savoir la moyenne m , l'écart-type σ et le coefficient de variation cv .

Exercice	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2003	1.93209	2.14949	1.87979	1.58951	1.40939	1.35964	1.15133	1.16698	1.13772	1.13685	1.08587	1.08126	1.04155	1.03803
2004	6.29638	2.47054	1.87199	1.60364	1.34809	1.23581	1.16297	1.13782	1.20124	1.10976	1.09097	1.05860	1.05010	
2005	8.81030	2.23382	1.85898	1.58695	1.34828	1.33340	1.15836	1.22095	1.10792	1.11714	1.07537	1.08439		
2006	6.17604	2.43363	2.01684	1.51160	1.39066	1.28265	1.26438	1.13283	1.13876	1.11351	1.13433			
2007	7.45222	3.24120	1.72424	1.65848	1.35941	1.30667	1.12904	1.16543	1.11740	1.13602				
2008	8.48599	2.38364	1.61619	1.45781	1.39951	1.21359	1.15210	1.12464	1.14979					
2009	2.97937	1.26557	1.59761	1.55389	1.22384	1.23091	1.17794	1.21152						
2010	1.33500	2.10532	1.77117	1.46458	1.41752	1.27963	1.27098							
2011	5.97954	1.80689	1.38962	1.29869	1.36846	1.33892								
2012	1.89340	1.65180	1.43950	1.30744	1.35813									
2013	2.78004	1.53112	1.41631	1.27196										
2014	4.12665	2.16342	1.67721											
2015	7.28365	2.04444												
2016	5.79313													
2017														

FIGURE 2.5 – Facteurs de développement individuels appliqués à la responsabilité décennale de l'assurance construction

L'observation du d-triangle et des statistiques du tableau 2.13 invalident l'emploi de *chain ladder* en raison de la grande volatilité des facteurs individuels des deux premières années de développement.

	0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	8-9	9-10	10-11	11-12
j	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
m	5,1	2,1	1,7	1,5	1,4	1,3	1,2	1,2	1,1	1,1	1,1	1,1
σ	2,6	0,5	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
cv	50%	24%	12%	9%	4%	4%	5%	3%	3%	1%	2%	1%

TABLE 2.16 – Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours de la responsabilité décennale de l'assurance construction

2.2 Méthodes de séparation de Taylor

Initiée par VERBEEK [1972] [9], la méthode a été généralisée en approche déterministe par TAYLOR [1977] [8]. L'intérêt de cette technique repose sur le calcul de la provision de sinistres dans un triangle soumis, ce qui est généralement le cas, à une inflation inconnue non nécessairement constante au cours des exercices calendaires.

Si les deux paragraphes qui suivent présentent deux options théoriquement possibles, seule la première fait l'objet d'une application aux différentes catégories d'assurance au sein d'une dernière section, puis se trouve développée, ensuite, dans le cadre de cette étude.

2.2.1 Méthode arithmétique

Dans l'hypothèse où la cadence de règlement reste stable en monnaie constante et s'avère ainsi indépendante de l'année d'origine i , le modèle général suppose que le coût moyen des paiements non cumulés l_{ij} de l'année i et délai j est le produit de la cadence (qui dépend du délai j) par un facteur d'inflation λ_{i+j} qui dépend de l'année calendaire $(i+j)$ soit pour $(i, j) \in \mathbb{N}_n^2$

$$l_{ij} = c_j \lambda_{i+j} \quad (2.6)$$

Le vecteur $(c_j)_{j=0, \dots, n}$ s'identifie aux cadences de règlements non cumulés en monnaie constante tandis que le vecteur $(\lambda_k)_{k=0, \dots, n}$ s'interprète comme le coût moyen des règlements lors de l'exercice comptable k .

La contrainte supplémentaire sur les cadences $\sum_{j=0}^n c_j = 1$ assure l'identification des paramètres. En effet, on détermine de manière unique les $(2n+2)$ variables inconnues à l'aide du vecteur des diagonales $(d_k)_{k=0, \dots, n}$ et du vecteur des colonnes $(v_j)_{j=0, \dots, n}$ dont les termes s'écrivent respectivement pour $k \in \mathbb{N}_n$,

$$d_k = \sum_{i=0}^k l_{i, k-i} = \lambda_k \sum_{j=0}^k c_j \quad (2.7)$$

et pour $j \in \mathbb{N}_n$,

$$v_j = \sum_{i=0}^{n-j} l_{i, j} = c_j \sum_{k=j}^n \lambda_k \quad (2.8)$$

On remarque ainsi que la diagonale d_n de l'exercice comptable (ou tout du moins du dernier exercice calendaire du triangle) est égale à λ_n en raison de la somme totale des cadences c_j qui vaut 1.

De $\lambda_n = d_n$, on déduit

$$c_n = \frac{v_n}{\lambda_n}$$

puis les autres paramètres de proche en proche selon :

$$\lambda_h = \frac{d_h}{1 - \sum_{j=h+1}^n c_j} \quad (2.9)$$

et

$$c_h = \frac{v_h}{\sum_{k=h}^n \lambda_k} \quad (2.10)$$

La méthode permet ainsi de réécrire les informations du triangle supérieur sous la forme du tableau 2.17 mais ne permet pas de compléter la partie inférieure ni d'évaluer les provisions.

Année d'origine	Délai de règlement								
	0	1	...	j	...	n-i	...	n-1	n
0	$c_0\lambda_0$	$c_1\lambda_1$...	$c_j\lambda_j$...	$c_{n-i}\lambda_{n-i}$...	$c_{n-1}\lambda_{n-1}$	$c_n\lambda_n$
1	$c_0\lambda_1$	$c_1\lambda_2$...	$c_j\lambda_{j+1}$...	$c_{n-i}\lambda_{n-i+1}$...	$c_{n-1}\lambda_n$	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		
i	$c_0\lambda_i$	$c_1\lambda_{i+1}$...	$c_j\lambda_{i+j}$...	$c_{n-i}\lambda_n$			
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮					
n-j	$c_0\lambda_{n-j}$	$c_1\lambda_{n-j+1}$...	$c_j\lambda_n$					
⋮	⋮	⋮							
n-1	$c_0\lambda_{n-1}$	$c_1\lambda_n$							
n	$c_0\lambda_n$								

TABLE 2.17 – Méthode de séparation de Taylor

2.2.2 Méthode géométrique

La procédure reste identique au paragraphe précédent en substituant une modélisation multiplicative au modèle arithmétique. La relation $l_{ij} = c_j\lambda_{i+j}$ s'accompagne cette fois de la condition $\prod_{j=0}^n c_j = 1$ et de l'identification respective des produits diagonaux et des produits en colonne avec, pour $k \in \mathbb{N}_n$,

$$e_k = \prod_{i=0}^k l_{i,k-i} = \lambda_k^{k+1} \prod_{j=0}^k c_j \quad (2.11)$$

et pour $j \in \mathbb{N}_n$,

$$w_j = \prod_{i=0}^{n-j} l_{i,j} = c_j^{n-j+1} \prod_{k=j}^n \lambda_k \quad (2.12)$$

2.2.3 Application aux catégories d'assurance

La méthode de séparation arithmétique de Taylor est appliquée aux différentes catégories d'assurance du périmètre de l'étude. Dans cette partie, l'obtention du coût moyen est calquée sur l'outil d'inventaire non-vie qui divise le triangle des règlements incrimementaux bruts de recours par le triangle correspondant du nombre de sinistres. Les cadences obtenues sont comparées avec celles issues de la méthode *chain ladder*. Elles feront également l'objet d'un complément d'analyse dans la dernière partie ainsi que les facteurs d'inflation que les importantes variations de portefeuille rendent, à ce stade, difficiles à confronter.

Application aux dommages matériels automobiles

La méthode de séparation de Taylor conduit aux cadences et facteurs d'inflation du tableau 2.18. Les cadences *chain ladder* du tableau 2.2 étaient respectivement de 69,1%, 28,8% et 1,6% pour les premières années de développement et diffèrent ainsi respectivement de 2%, 5% et 6% avec celles de Taylor. La cadence cumulée sur les deux premières années reste toutefois constante (97,9%) quelle que soit la méthode.

j	c_j	Exercice	$\lambda_{Exercice}$
0	70,5%	2003	940,5
1	27,4%	2004	651,4
2	1,5%	2005	933,9
3	0,3%	2006	1010,1
4	0,1%	2007	1206,9
5	0,1%	2008	1251,0
6	0,0%	2009	1231,1
7	0,0%	2010	1238,8
8	0,0%	2011	1263,5
9	0,0%	2012	1305,4
10	0,0%	2013	1338,5
11	0,0%	2014	1370,2
12	0,0%	2015	1460,1
13	0,0%	2016	1494,2
14	0,0%	2017	1550,8

TABLE 2.18 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages matériels automobiles

Application aux dommages aux biens des particuliers

La méthode de séparation de Taylor conduit aux cadences et facteurs d'inflation du tableau 2.19. Les cadences *chain ladder* du tableau 2.5 étaient respectivement de 48,6%, 40,0%, 6,8%, 2,1%, et 0,9% pour les premières années de développement, ce qui correspond à des écarts, pour les trois premières, de 5%, 6% et 7% avec celles issues de Taylor. La cadence cumulée sur les deux premières années reste également constante à 1% près.

j	c_j	Exercice	$\lambda_{Exercice}$
0	52,1%	2003	794,1
1	37,6%	2004	639,7
2	6,3%	2005	851,7
3	1,9%	2006	1016,6
4	0,8%	2007	1248,3
5	0,4%	2008	1322,0
6	0,3%	2009	1646,0
7	0,1%	2010	1478,3
8	0,1%	2011	1545,1
9	0,0%	2012	1827,5
10	0,0%	2013	1821,6
11	0,0%	2014	1895,0
12	0,0%	2015	1807,7
13	0,0%	2016	1837,3
14	0,0%	2017	1972,2

TABLE 2.19 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des particuliers

Application aux dommages aux biens des entreprises

La méthode de séparation de Taylor conduit aux cadences et facteurs d'inflation du tableau 2.20. Les cadences *chain ladder* du tableau 2.8 étaient respectivement de 48,0%, 42,2%, 6,2% et 1,8% pour les premières années de développement soit en écart de 8% avec celles issues de Taylor pour les deux premières années tout en conservant une cadence cumulée constante (différence inférieure à 1%).

j	c_j	Exercice	$\lambda_{Exercice}$
0	51,8%	2003	1906,2
1	39,0%	2004	1720,6
2	5,9%	2005	1966,3
3	1,7%	2006	2340,6
4	0,6%	2007	2891,4
5	0,3%	2008	2569,6
6	0,2%	2009	3245,4
7	0,2%	2010	3021,3
8	0,1%	2011	3135,6
9	0,0%	2012	3403,8
10	0,0%	2013	3407,9
11	0,0%	2014	3294,6
12	0,0%	2015	3290,5
13	0,0%	2016	3257,5
14	0,0%	2017	3370,4

TABLE 2.20 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des entreprises

Application aux dommages aux biens agricoles

La méthode de séparation de Taylor conduit aux cadences et facteurs d'inflation du tableau 2.21. Les cadences *chain ladder* du tableau 2.11 étaient respectivement de 73,7%, 23,8% et 1,7% pour les premières années de développement et correspondent ainsi à celles issues de Taylor. La cadence cumulée sur les deux premières années reste également constante à 0,5% près.

j	c_j	Exercice	$\lambda_{Exercice}$
0	73,3%	2003	3006,3
1	24,5%	2004	2848,8
2	1,5%	2005	3724,8
3	0,2%	2006	3950,7
4	0,1%	2007	4460,1
5	0,1%	2008	4370,3
6	0,1%	2009	6468,9
7	0,1%	2010	5332,0
8	0,0%	2011	5225,6
9	0,0%	2012	5639,3
10	0,0%	2013	7482,0
11	0,0%	2014	8033,9
12	0,0%	2015	5531,1
13	0,0%	2016	7230,2
14	0,0%	2017	6903,7

TABLE 2.21 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens agricoles

Application à la responsabilité décennale de l'assurance construction

La méthode de séparation de Taylor conduit aux cadences et facteurs d'inflation du tableau 2.22. Les cadences *chain ladder* du tableau 2.14 étaient respectivement de 2%, 4%, 5%, 7%, 8%, 9%, 10%, 8%, 9%, 9%, 9%, 8%, 6% et 4% pour les premières années de développement et diffèrent ainsi sensiblement de celles obtenues avec Taylor.

j	c_j	Exercice	$\lambda_{Exercice}$
0	8,1%	2003	1770,3
1	12,8%	2004	990,7
2	10,7%	2005	2233,9
3	9,6%	2006	4641,8
4	8,6%	2007	7871,0
5	8,0%	2008	8470,6
6	7,7%	2009	9749,7
7	6,0%	2010	8340,3
8	6,2%	2011	5681,9
9	5,5%	2012	6763,1
10	5,0%	2013	6918,7
11	4,3%	2014	5793,2
12	3,5%	2015	6296,6
13	2,2%	2016	6344,3
14	1,8%	2017	7598,0

TABLE 2.22 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction

Chapitre 3

Modélisation de l'inflation

La méthode de séparation de Taylor fournit des facteurs d'inflation sur les données historiques mais ne permet ni de calculer la partie inférieure du triangle de liquidation ni d'estimer les réserves associées.

Cette partie propose justement de prolonger les développements de la séparation de Taylor jusqu'à l'ultime afin d'évaluer la provision. Dans ce but, un premier paragraphe présente un modèle d'inflation des règlements qui relie les coefficients de Taylor à un taux de référence dont les évolutions reflètent au mieux les paiements de la catégorie d'assurance considérée. Ensuite, l'utilisation des propriétés observées ou attendues de l'indice spécifique fournit une première solution décrite dans la section qui suit. Enfin, dans un dernier paragraphe, nous exploitons les données de marché pour extraire une courbe d'inflation anticipée associée à la courbe des taux sans risque du référentiel prudentiel Solvabilité 2.

3.1 Modélisation de l'inflation des règlements

Nous reprenons dans cette partie le modèle proposé par LAGRANGE et MEUNIER [2014] [4] pour représenter les facteurs d'inflation issus de la méthode de Taylor à l'aide d'un taux spécifique. Ce modèle ainsi que sa version améliorée font l'objet des deux premiers paragraphes. Ensuite, un dernier chapitre est consacré à la décomposition de la variance des facteurs d'inflation qui permet d'évaluer l'incertitude sur les résultats obtenus.

3.1.1 Méthode du maximum de vraisemblance

Dans ce modèle, les facteurs d'inflation s'écrivent, pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$, sous la forme

$$\lambda_k = \lambda_0 (1 + ai_0) \dots (1 + ai_{k-1}) + \gamma_k \quad (3.1)$$

où γ_k représente le risque spécifique associé à l'année calendaire k , a est un paramètre supposé positif, pour rester cohérent, et les $(i_k)_{k=1, \dots, n}$ sont les taux d'inflation entre les années k et $k+1$. Le facteur λ_0 n'est pas décomposé.

On suppose de plus que les $(\gamma_k)_{k=1,\dots,n}$ sont indépendants et identiquement distribués selon une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$. Ainsi, l'espérance et la variance du risque spécifique sont supposés indépendants de l'exercice calendaire k .

La fonction de vraisemblance du n -uplet $(\gamma_1, \dots, \gamma_n)$ s'écrit alors :

$$\mathcal{L}(\mu, \sigma^2, \gamma_1, \dots, \gamma_n) = \prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(\gamma_k - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

La fonction \mathcal{L} est strictement supérieure à 0 et strictement inférieure à 1 aussi, l'application du logarithme népérien permet de transformer le produit en somme négative selon :

$$\ln(\mathcal{L}(\mu, \sigma^2, \gamma_1, \dots, \gamma_n)) = l(\mu, \sigma^2, \gamma_1, \dots, \gamma_n) = -\frac{n}{2}(\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)) - \sum_{k=1}^n \left(\frac{(\gamma_k - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

Puis à l'aide de (3.1), on remplace γ_k par λ_k , λ_0 et a dans l'équation précédente qui devient alors :

$$l(a, \mu, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n) = -\frac{n}{2}(\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)) - \sum_{k=1}^n \left(\frac{(\lambda_k - \lambda_0 \prod_{j=0}^{k-1} (1 + ai_j) - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \quad (3.2)$$

Avant de déterminer les estimateurs a , μ et σ du maximum de vraisemblance, il convient de vérifier l'identifiabilité du système.

Pour tout n -uplet $(\lambda_1, \dots, \lambda_n)$, on peut remarquer qu'à minima, les deux triplets $(a_1 = 0, \mu_1 = 0, \sigma_1^2 = \sigma^2)$ et $(a_2 = -\frac{1}{i_1}, \mu_2 = -\lambda_0, \sigma_2^2 = \sigma^2)$ vérifient :

$$l(a_1, \mu_1, \sigma_1^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n) = l(a_2, \mu_2, \sigma_2^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n) \quad (3.3)$$

Dans ce contexte, on ajoute une contrainte supplémentaire sur le paramètre μ pour rendre le modèle identifiable. On pose ainsi :

$$\mu = 0 \quad (3.4)$$

On suppose par conséquent que la composante spécifique du portefeuille étudié est de moyenne nulle, ce qui semble réaliste en l'absence de changement dans la gestion des risques.

L'estimation des paramètres a et σ s'effectue en déterminant les racines des dérivées partielles du logarithme de vraisemblance l par rapport à ces variables.

Afin de faciliter la lecture des équations, on pose pour tout $k \in \{0, \dots, n\}$

$$g_k(a) = \prod_{j=0}^k (1 + ai_j) \quad (3.5)$$

g est dérivable sur \mathbb{R} pour tout k .

On obtient $g'_0(a) = i_0$ et pour tout $k=1,\dots,n$

$$g'_k(a) = g'_{k-1}(a)(1 + ai_k) + g_{k-1}(a)i_k \quad (3.6)$$

Ainsi, les dérivées partielles de l par rapport à a et σ^2 s'écrivent respectivement

$$\frac{\partial l(a, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n)}{\partial a} = \sum_{k=1}^n \frac{(\lambda_k - \lambda_0 g_{k-1}(a))}{\sigma^2} \lambda_0 g'_{k-1}(a) \quad (3.7)$$

et

$$\frac{\partial l(a, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \left(\frac{\lambda_k - \lambda_0 g_{k-1}(a)}{\sigma^2} \right)^2 \quad (3.8)$$

La fonction maxLik du package R éponyme permet d'évaluer le paramètre \hat{a} , indépendant de $\hat{\sigma}^2$, à partir d'une valeur initiale que nous fixons proche de 1 (initialisation à 0,9) et d'une méthode spécifiée (nous choisissons l'algorithme de Newton-Raphson que le lecteur peut consulter dans l'étude de LAGRANGE et MEUNIER [2014] [4]).

L'estimateur $\hat{\sigma}^2$ est ensuite déterminé à partir de \hat{a} et de (3.8). Ainsi, on obtient :

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\lambda_k - \lambda_0 g_{k-1}(\hat{a}))^2 \quad (3.9)$$

Application du modèle aux catégories d'assurance

Nous appliquons notre modèle directement sur les différentes catégories d'assurance de notre périmètre et reproduisons les résultats pour les seuls dommages matériels automobiles qui en illustrent les limites. En effet, bien que le tableau 3.1 affiche des valeurs des paramètres \hat{a} et $\hat{\sigma}$ plutôt encourageantes puisque quel que soit l'indice utilisé, l'ordre de grandeur du premier se situe dans un intervalle plausible entre 0,8 et 2,5 et, l'écart-type σ représente environ 10% du facteur d'inflation initial tout en restant relativement constant, la vérification des hypothèses du modèle sur l'indice CARRO qui présente le maximum de vraisemblance ne permet pas de retenir ce choix.

Indices	\hat{a}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	2,540	107,8
IPCHHT	2,075	107,2
ASSU	1,688	110,4
ICC	1,203	113,2
ICC FFB	1,070	104,2
BT01	1,175	112,9
REPA	1,066	104,6
CARRO	0,797	102,9
RECH	1,116	104,0
RI	1,260	103,7
BM	1,270	103,0
GIMRP	1,979	107,3

TABLE 3.1 – Méthode du maximum de vraisemblance sur les règlements moyens bruts de recours des dommages matériels automobiles

La régression des résidus (γ_k) sur cette série indique, sur la figure 3.1, une corrélation significativement non nulle au risque de 5% (p-value de 4,5%).

```

Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-210.352  -33.581   -2.277   38.388  138.951

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    147.32     81.84   1.800  0.0970 .
liste_TAUX[-1] -4358.43    1950.88  -2.234  0.0453 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 90 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.2937,    Adjusted R-squared:  0.2349
F-statistic: 4.991 on 1 and 12 DF,  p-value: 0.04528

```

FIGURE 3.1 – Régression des résidus γ_k du modèle sur l'indice CARRO

Le graphe 3.2 des résidus indique effectivement une structure non aléatoire qui invite à reconsidérer le modèle.

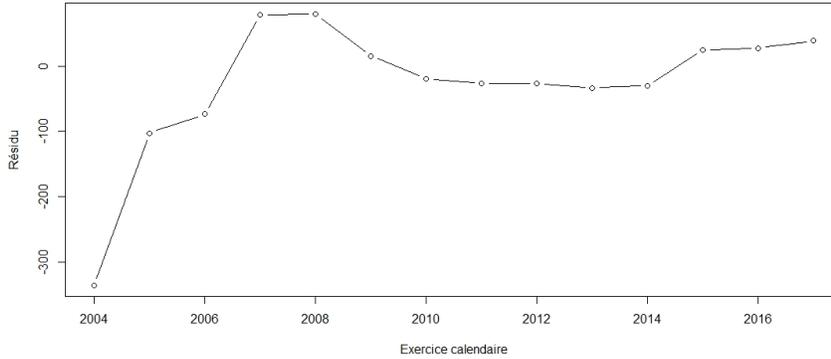


FIGURE 3.2 – Résidus γ_k du modèle appliqué à l'indice CARRO

3.1.2 Modèle amélioré du maximum de vraisemblance

Nous modifions le modèle afin d'ajuster au mieux l'évolution des facteurs d'inflation qui s'écrivent désormais, pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$, sous la forme

$$\lambda_k = b\lambda_0 (1 + ai_0) \dots (1 + ai_{k-1}) + \gamma_k \quad (3.10)$$

où b doit être positif. Les autres paramètres du paragraphe précédent restent identiques à savoir, les $(\gamma_k)_{k=1, \dots, n}$ sont indépendants et identiquement distribués selon une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, a est un paramètre supposé positif pour rester cohérent et les $(i_k)_{k=1, \dots, n}$ sont les taux d'inflation entre les années k et $k+1$.

Ainsi, l'expression de γ_k devient :

$$\gamma_k = \lambda_k - b\lambda_0 g_{k-1}(a) \quad (3.11)$$

avec la fonction g de (3.5), ce qui permet de réécrire la log-vraisemblance selon :

$$l(a, b, \mu, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n) = -\frac{n}{2} (\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)) - \sum_{k=1}^n \left(\frac{(\lambda_k - b\lambda_0 g_{k-1}(a) - \mu)^2}{2\sigma^2} \right) \quad (3.12)$$

Nous conservons la contrainte $\mu = 0$ de l'équation (3.4) pour assurer l'identifiabilité du système et nous cherchons alors les estimateurs a , b et σ^2 du maximum de vraisemblance.

$$\frac{\partial l(a, b, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n)}{\partial a} = \sum_{k=1}^n \frac{(\lambda_k - b\lambda_0 g_{k-1}(a))}{\sigma^2} b\lambda_0 g'_{k-1}(a) \quad (3.13)$$

$$\frac{\partial l(a, b, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n)}{\partial b} = \sum_{k=1}^n \frac{(\lambda_k - b\lambda_0 g_{k-1}(a))}{\sigma^2} \lambda_0 g_{k-1}(a) \quad (3.14)$$

et

$$\frac{\partial l(a, b, \sigma^2, \lambda_1, \dots, \lambda_n)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \left(\frac{\lambda_k - b\lambda_0 g_{k-1}(a)}{\sigma^2} \right)^2 \quad (3.15)$$

Les équations (3.14) et (3.15) permettent d'exprimer respectivement les paramètres \hat{b} et $\hat{\sigma}^2$ en fonction de \hat{a} qui est estimé comme dans le paragraphe précédent à partir de la fonction maxLik du langage R.

$$\hat{b} = \frac{\sum_{k=1}^n \lambda_k}{\lambda_0 \sum_{k=1}^n g_{k-1}(\hat{a})} \quad (3.16)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left(\lambda_k - \hat{b}\lambda_0 g_{k-1}(\hat{a}) \right)^2 \quad (3.17)$$

Application du modèle amélioré aux catégories d'assurance

L'annexe J détaille les résultats qui permettent de retenir le modèle amélioré du maximum de vraisemblance avec quelques réserves, cependant, pour :

- les dommages aux biens agricoles pour lesquels les indices sélectionnés s'accordent effectivement relativement peu avec les caractéristiques de cette catégorie,
- la responsabilité décennale de l'assurance construction pour laquelle l'écart-type des résidus se situe à un niveau élevé qui représente l'ordre de grandeur du niveau d'inflation initial
- et les dommages aux biens des entreprises pour lesquels une structure non aléatoire des résidus semble se dessiner.

Malgré la présence de 12 séries chronologiques distinctes, le tableau 3.2 met en évidence l'indice du coût de la construction (ICC) publié par l'INSEE qui présente la meilleure adéquation au modèle amélioré pour trois des cinq catégories d'assurance étudiées.

Catégorie d'assurance	Meilleur indice
C23 - Dommages matériels automobiles	Index BM des bris de machines
C24 - Dommages aux biens des particuliers	Indice ICC du coût de la construction
C25 - Dommages aux biens des entreprises	Indice ICC du coût de la construction
C26 - Dommages aux biens agricoles	Index RI des risques industriels
C36 - Responsabilité décennale de l'assurance construction	Indice ICC du coût de la construction

TABLE 3.2 – Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance

Si l'index BM des bris de machines s'ajuste le mieux à notre modèle pour les dommages matériels automobiles, nous lui préférons l'indice CARRO du prix de la main d'oeuvre carrosserie qui présente également un bon ajustement et bénéficie, en outre, d'une relation sectorielle avec cette branche.

3.1.3 Variance des facteurs d'inflation

Les modèles étudiés dans les paragraphes qui précèdent permettent de décomposer les facteurs d'inflation issus de la séparation de Taylor en un terme, qui dépend d'un taux d'inflation, et d'un autre, qui représente le risque spécifique du portefeuille et qui n'est pas corrélé au premier. Il en résulte que la variance des facteurs d'inflation est la simple somme des variances des deux autres membres. Ainsi, à partir de l'équation 3.10 reproduite infra, on a pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$:

$$\lambda_k = b\lambda_0 (1 + ai_0) \dots (1 + ai_{k-1}) + \gamma_k \quad (3.18)$$

que l'on peut réécrire à l'aide de la fonction g_k

$$\lambda_k = b\lambda_0 g_{k-1}(a) + \gamma_k \quad (3.19)$$

On obtient ainsi :

$$Var(\lambda_k) = b^2 \lambda_0^2 Var(g_{k-1}(a)) + Var(\gamma_k) \quad (3.20)$$

Application aux catégories d'assurance

Le tableau 3.3 met en évidence l'adéquation du modèle amélioré du maximum de vraisemblance avec les trois premières catégories d'assurance à savoir, les dommages matériels automobiles, les dommages aux biens des particuliers et les dommages aux biens des entreprises puisque la variance expliquée par le modèle représente plus de 87% de la variance des facteurs d'inflation issus de la méthode de Taylor.

Dans le cas de la responsabilité décennale de l'assurance construction, il apparaît clairement que le modèle peine à expliquer la variance des facteurs d'inflation de Taylor. Entre les deux, le modèle amélioré du maximum de vraisemblance semble adapté aux dommages aux biens agricoles si l'on s'en tient aux cadences qui correspondent à celles de *chain ladder* mais explique cependant à peine 80% de la variance des facteurs d'inflation. Comme mentionné dans le paragraphe précédent, l'absence d'adéquation entre les séries chronologiques sélectionnées et les caractéristiques singulières de cette branche constitue déjà un premier facteur qui interpelle.

Catégorie d'assurance	Variance expliquée par le modèle
C23 - Dommages matériels automobiles	87%
C24 - Dommages aux biens des particuliers	97%
C25 - Dommages aux biens des entreprises	92%
C26 - Dommages aux biens agricoles	79%
C36 - Responsabilité décennale de l'assurance construction	45%

TABLE 3.3 – Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance

3.2 Estimation des niveaux d'inflation future

La méthode de séparation arithmétique de Taylor appliquée au triangle supérieur identifie les cadences $(c_j)_{j=0, \dots, n}$ de règlement par année de développement ainsi que les facteurs d'inflation $(\lambda_k)_{k=0, \dots, n}$ par exercice calendaire. Le modèle amélioré retenu dans le paragraphe précédent relie

ces niveaux d'inflation à un taux de référence. Ainsi, estimer les valeurs futures de la série permet de déterminer les coefficients de Taylor à venir, $(\lambda_k)_{k=n+1,\dots,2n}$, et de compléter, à cadences constantes, la partie inférieure du triangle de liquidation, en orange, dans le tableau 3.4. Un premier paragraphe envisage une évolution à taux fixe tandis qu'un second développement exploite le fait que les courbes des indices retenus s'apparentent à des fonctions linéaires du temps¹, ce qui revient à cristalliser la variation de l'indice.

Année d'origine	Délai de règlement								
	0	1	...	j	...	n-i	...	n-1	n
0	$c_0\lambda_0$	$c_1\lambda_1$...	$c_j\lambda_j$...	$c_{n-i}\lambda_{n-i}$...	$c_{n-1}\lambda_{n-1}$	$c_n\lambda_n$
1	$c_0\lambda_1$	$c_1\lambda_2$...	$c_j\lambda_{j+1}$...	$c_{n-i}\lambda_{n-i+1}$...	$c_{n-1}\lambda_n$	$c_n\lambda_{n+1}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
i	$c_0\lambda_i$	$c_1\lambda_{i+1}$...	$c_j\lambda_{i+j}$...	$c_{n-i}\lambda_n$...		$c_n\lambda_{n+i}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
n-j	$c_0\lambda_{n-j}$	$c_1\lambda_{n-j+1}$...	$c_j\lambda_n$		$c_n\lambda_{2n-j}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
n-1	$c_0\lambda_{n-1}$	$c_1\lambda_n$							$c_n\lambda_{2n-1}$
n	$c_0\lambda_n$	$c_1\lambda_{n+1}$...	$c_j\lambda_{n+j}$...	$c_{n-i}\lambda_{2n-i}$...	$c_{n-1}\lambda_{2n-1}$	$c_n\lambda_{2n}$

TABLE 3.4 – Méthode de séparation de Taylor appliquée aux données historiques et futures

3.2.1 Projection avec inflation cristallisée

La BCE détermine une cible proche de 2% pour l'évolution des prix aussi, il apparaît naturel de simuler également un taux d'inflation constant propre à la catégorie d'assurance considérée. A partir de l'équation 3.10, les facteurs d'inflation futurs s'écrivent, pour k dans $\{n+1,\dots,2n\}$:

$$\lambda_k = \hat{b}\lambda_0 (1 + \hat{a}i_1) \dots (1 + \hat{a}i_{n-1}) (1 + \hat{a}i_n) \dots (1 + \hat{a}i_{k-1}) + \gamma_k \quad (3.21)$$

avec \hat{a} et \hat{b} les estimateurs du maximum de vraisemblances déterminés sur le triangle supérieur et les $(\gamma_k)_{k=n+1,\dots,2n}$, indépendants et identiquement distribués selon une loi normale $\mathcal{N}(\hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$ où $\hat{\mu} = 0$ (d'après l'équation (3.4) pour assurer l'identifiabilité du système) et $\hat{\sigma}^2$, un estimateur du maximum de vraisemblance (cf. équation (3.17)).

Le taux est fixé pour le futur à une valeur constante i donc $i_n = \dots = i_{2n-1} = i$, si bien que l'équation 3.21 devient, pour k dans $\{n+1,\dots,2n\}$:

$$\lambda_k = \hat{b}\lambda_0 g_{n-1}(\hat{a}) \prod_{j=n}^{k-1} (1 + \hat{a}i)^{j-n+1} + \gamma_k \quad (3.22)$$

Parmi les valeurs possibles, la moyenne géométrique du taux sur la période étudiée (2003 à 2017), soit, avec $indice_j$, la valeur de l'indice considéré sur la période j,

$$i = \left(\frac{indice_{k+n}}{indice_k} \right)^{\frac{1}{n}} - 1 \quad (3.23)$$

1. L'annexe G contient pour chaque indice les caractéristiques du modèle de régression linéaire sur le temps

apparaît la plus appropriée aussi, elle est implémentée avec les résultats du tableau 3.5 qui comprennent également, à titre informatif, la moyenne historique de chaque série sur l'ensemble des données récupérées.

Indices	Période 2003-2017		Période complète	
	Moyenne géométrique (en %)		Moyenne géométrique (en %)	
IPCHT	1,08		1,21	1990-2017
IPCHHT	1,35		1,35	2002-2017
ASSU	1,98		1,98	2002-2017
ICC	2,18		3,54	1954-2017
ICC FFB	2,75		5,03	1954-2017
BT01	2,34		3,22	1974-2017
REPA	2,65		2,19	1996-2017
CARRO	4,08		4,08	2002-2017
RECH	2,60		2,60	2002-2017
RI	2,41		2,27	1992-2017
BM	2,40		2,46	1997-2017
GIMRP	1,62		2,09	1974-2017

TABLE 3.5 – Moyenne de chaque taux sur la période considérée

Application aux catégories d'assurance

Le tableau 3.6 détaille la provision par année d'origine ainsi obtenue par catégorie d'assurance et rappelle également le résultat issu de la méthode *chain ladder* à des fins de comparaison.

Exercice	C23		C24		C25		C26		C36	
	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	-37	-42	-83	-95	0	0	517	544
2005	3	4	-2	-7	-30	-38	0	0	1 333	1 409
2006	5	6	32	24	-36	-47	0	0	2 486	2 872
2007	27	28	94	84	-16	-29	0	0	3 702	4 158
2008	44	48	312	283	44	30	0	0	5 224	6 179
2009	78	86	714	594	138	112	8	7	6 935	8 527
2010	154	191	919	856	246	229	7	6	8 684	11 569
2011	240	303	1 375	1 318	512	492	14	13	11 158	16 032
2012	327	399	2 283	2 044	881	860	28	28	11 971	17 252
2013	468	535	2 956	2 788	1 199	1 230	60	48	11 931	16 916
2014	716	813	3 864	4 027	1 640	1 846	68	58	8 079	11 074
2015	1 321	1 486	6 064	6 558	3 201	3 571	37	46	7 226	9 503
2016	4 742	4 776	14 966	16 615	8 834	10 186	246	207	7 630	8 046
2017	64 951	67 994	71 522	72 914	49 463	55 248	1 487	2 287	4 285	4 682

TABLE 3.6 – Provisions (en milliers d'euros) par année d'origine obtenues par *chain ladder* et la méthode de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé

De la même façon, le tableau 3.7 permet de comparer la provision globale obtenue d'un côté avec la méthode *chain ladder* classique et de l'autre, à partir de la méthode de Taylor combinée à une projection du taux d'inflation cristallisé.

Catégorie d'assurance	Chain ladder	Modèle	<i>Ecart</i>
C23 - Dommages matériels automobiles	73 076	75 915	3,9%
C24 - Dommages aux biens des particuliers	105 062	108 054	2,8%
C25 - Dommages aux biens des entreprises	65 993	73 595	11,5%
C26 - Dommages aux biens agricoles	1 955	2 700	38,1%
C36 - Responsabilité décennale	91 161	118 762	30,3%

TABLE 3.7 – Provision globale toutes années confondues (en milliers d'euros) obtenue par *chain ladder* et la méthode de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé

Les résultats obtenus confirment l'adéquation du modèle amélioré du maximum de vraisemblance pour les branches à développement court à l'exception des dommages aux biens agricoles. Dans le cas de la responsabilité décennale de l'assurance construction, l'écart important dans le niveau des provisions invite à la prudence dans la mesure où les hypothèses de validité des deux méthodes ne sont pas complètement vérifiées.

La projection à taux d'inflation constant implique également que les facteurs de Taylor projetés croissent à un rythme fixe qui, d'après l'équation (3.22), est égal au produit du paramètre \hat{a} du modèle par le taux d'inflation de l'indice utilisé. On obtient ainsi, comme résumé dans le tableau 3.8, un taux d'inflation de la branche qui dépend du modèle et de l'indice sélectionné.

Catégorie d'assurance	\hat{a}	Indice	Moyenne	Taux d'inflation de la branche
C23 - Dommages matériels automobiles	0,829	CARRO	4,08%	3,38%
C24 - Dommages aux biens des particuliers	3,289	ICC	2,18%	7,17%
C25 - Dommages aux biens des entreprises	1,964	ICC	2,18%	4,28%
C26 - Dommages aux biens agricoles	2,684	RI	2,41%	6,47%
C36 - Responsabilité décennale	2,311	ICC	2,18%	5,04%

TABLE 3.8 – Taux d'inflation des facteurs de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé

3.2.2 Projection avec variation cristallisée de l'indice d'inflation

L'annexe G illustre pour chaque indice et index, son évolution dans le temps. Si les taux varient sensiblement, les indices suivent plutôt une trajectoire linéaire. Nous vérifions cette hypothèse à l'aide de régressions linéaires qui confirment, en première approximation, la conjecture². En effet, en notant I_t , la valeur de l'indice en date t , on obtient la relation :

$$I_t = \alpha t + \beta + \epsilon_t \quad (3.24)$$

avec α et β , les paramètres du modèle et ϵ_t , un bruit blanc non corrélé avec le temps et qui suit une loi normale $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$ de moyenne nulle et de variance constante σ^2 . Le tableau 3.9 indique les valeurs du paramètre α de chaque indice sélectionné sur la période 2003-2017 ainsi que sur les données complètes. Les détails du modèle et les graphes associés sont intégrés, pour chaque indice, dans le paragraphe dédié de l'annexe G. La p-value est systématiquement inférieure à $2e^{-16}$, ce qui assure la significativité des résultats.

Indices	Période 2003-2017		Période complète		
	Pente α	R^2	Pente α	R^2	Période
IPCHT	1,180	0,96	1,227	0,99	1990-2017
IPCHHT	1,456	0,96	1,482	0,96	2002-2017
ASSU	1,893	0,99	1,889	0,99	2002-2017
ICC	32,212	0,85	27,82	0,97	1954-2017
ICC FFB	23,13	0,96	16,36	0,96	1954-2017
BT01	18,38	0,89	17,89	0,98	1974-2017
REPA	2,647	0,98	2,365	0,97	1996-2017
CARRO	6,787	0,99	6,886	0,99	2002-2017
RECH	4,276	0,97	4,2396	0,98	2002-2017
RI	123,9	0,94	116,1	0,97	1992-2017
BM	22,11	0,95	23,58	0,98	1997-2017
GIMRP	4,325	0,98	5,125	0,99	1974-2017

TABLE 3.9 – Pente et coefficient de détermination de la régression linéaire temporelle de chaque indice

Application aux catégories d'assurance

L'utilisation de la pente sur la période 2003-2017 conduit aux provisions par année d'origine du tableau 3.10.

2. Se reporter, pour chaque indice, au paragraphe qui lui est dédié dans l'annexe G

Exercice	C23		C24		C25		C26		C36	
	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle	CL	Modèle
2003	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004	0	0	-37	-42	-83	-94	0	0	517	541
2005	3	0	-2	-7	-30	-37	0	0	1 333	1 397
2006	5	0	32	25	-36	-46	0	0	2 486	2 841
2007	27	28	94	83	-16	-27	0	0	3 702	4 102
2008	44	50	312	280	44	31	0	0	5 224	6 078
2009	78	79	714	585	138	113	8	7	6 935	8 358
2010	154	107	919	841	246	229	7	6	8 684	11 295
2011	240	184	1 375	1 290	512	490	14	13	11 158	15 578
2012	327	281	2 283	1 997	881	854	28	28	11 971	16 688
2013	468	449	2 956	2 719	1 199	1 217	60	47	11 931	16 277
2014	716	622	3 864	3 926	1 640	1 823	68	57	8 079	10 592
2015	1 321	1 141	6 064	6 407	3 201	3 529	37	45	7 226	9 029
2016	4 742	4 193	14 966	16 310	8 834	10 089	246	202	7 630	7 588
2017	64 951	68 039	71 522	72 017	49 463	54 876	1 487	2 262	4 285	4 381

TABLE 3.10 – Comparaison des provisions par année d’origine obtenues par *chain ladder* et la méthode de Taylor avec projection de la variation cristallisée de l’indice

La provision globale qui en résulte, au sein du tableau 3.11, montre une meilleure adéquation aux estimations *chain ladder* qu’avec le taux d’inflation cristallisé ce qui nous conduit à retenir la projection à variation d’indice constante. Cette conclusion conforte également la réalité historique puisque l’annexe G met plutôt en évidence l’évolution affine des indices que la constance des taux d’inflation correspondants.

Exercice	Chain ladder	Modèle	Ecart
C23 - Dommages matériels automobiles	73 076	75 174	2,9%
C24 - Dommages aux biens des particuliers	105 062	106 433	1,3%
C25 - Dommages aux biens des entreprises	65 993	73 045	10,8%
C26 - Dommages aux biens agricoles	1 955	2 666	36,4%
C36 - Responsabilité décennale	91 161	114 746	25,9%

TABLE 3.11 – Comparaison de la provision totale toutes années confondues obtenue par *chain ladder* et la méthode de Taylor avec projection de la variation cristallisée de l’indice

D’ailleurs, les facteurs de Taylor projetés n’augmentent pas selon un unique taux de croissance avec une projection à variation constante d’indice. En effet, le taux d’inflation décroît, dans ce cas, puisqu’en reprenant l’équation (1.1) de définition du taux d’inflation $i_{t,s}$, entre les dates t et $t + s$ ($s > 0$) et entre les dates t' et $t' + s$ ($s > 0$) avec $t' > t$, on peut écrire respectivement avec I_t , la valeur de l’indice en date t :

$$i_{t,s} = \frac{I_{t+s} - I_t}{I_t} \quad (3.25)$$

et

$$i_{t',s} = \frac{I_{t'+s} - I_{t'}}{I_{t'}} \quad (3.26)$$

Or la projection considérée suppose ici que :

$$I_{t+s} - I_t = I_{t'+s} - I_{t'} \quad (3.27)$$

Avec $t' > t$, on a également $I_{t'} > I_t$ si bien que $i_{t',s} < i_{t,s}$.

Le tableau 3.12 recense, pour chaque branche, les valeurs maximale et minimale du taux d'inflation ainsi que sa moyenne géométrique.

Catégorie d'assurance	Taux d'inflation		
	Maximal	Minimal	Moyenne
C23 - Dommages matériels automobiles	2,47%	1,86%	2,13%
C24 - Dommages aux biens des particuliers	6,23%	5,00%	5,56%
C25 - Dommages aux biens des entreprises	3,72%	2,99%	3,32%
C26 - Dommages aux biens agricoles	5,44%	4,31%	4,82%
C36 - Responsabilité décennale	4,38%	3,51%	3,91%

TABLE 3.12 – Taux d'inflation des facteurs de Taylor avec projection à variation constante d'indice

3.3 Modélisation de l'inflation à partir de la courbe des taux

Dans cette partie, on utilise les données de marché pour réaliser les projections de l'inflation future. Un premier paragraphe vérifie, sur des données historiques, l'existence d'une relation linéaire entre l'inflation et les taux d'intérêt à l'aide d'une mesure de leur corrélation. Dans un second chapitre, on extrait l'inflation anticipée par les investisseurs directement des cotations de marché et de la relation de Fisher.

3.3.1 Corrélation de l'inflation et des taux d'intérêt

Une première intuition consiste à tester la corrélation de l'inflation avec les taux d'intérêt. Généralement, l'évolution des prix est indiquée sur des périodes annuelles aussi, nous sélectionnons des obligations de maturité 1 an dans la base de données de la BCE³. Afin de réduire la prime de risque incluse dans les taux et d'éviter ainsi un éventuel biais de la mesure, seules les obligations dont les émetteurs ont la meilleure signature, à savoir AAA, sont extraites. Le panel d'obligations ainsi constitué provient de l'ensemble de la zone euro, ce qui conduit à préférer le taux d'inflation européen hors tabac à celui publié par l'INSEE. La corrélation de Pearson apparaît à 0,6 et significativement différente de zéro sur le test 3.3.

```
Pearson's product-moment correlation
data: frame_TAUX_COMPLET$BOND.1Y and frame_TAUX_COMPLET$IPCHHT
t = 9.2385, df = 158, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.4812892 0.6844853
sample estimates:
      cor
0.592223
```

FIGURE 3.3 – Mesure de la corrélation de Pearson entre le taux d'inflation harmonisé européen hors tabac et les taux des obligations AAA de maturité 1 an sur la période 2004-2017

Source : EUROSTAT et BCE

Pour autant, l'existence d'une relation linéaire semble peu évidente sur la figure 3.4, même si l'inflation (en noir) et le taux d'intérêt à un an (en bleu) présentent des tendances de même sens.

3. Lien <http://sdw.ecb.europa.eu>

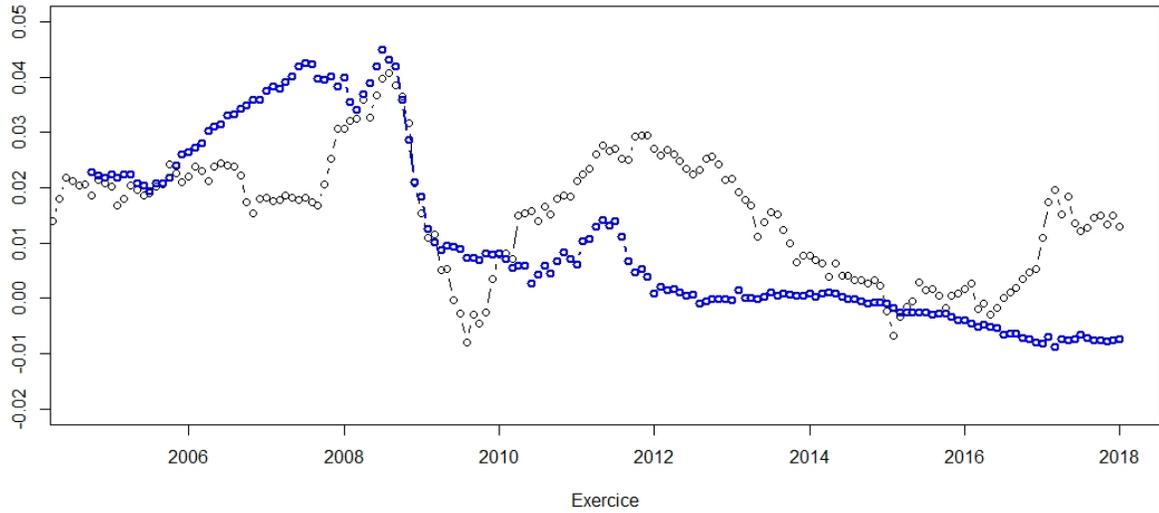


FIGURE 3.4 – Evolution sur la période 2004-2017 du taux d'inflation harmonisé européen hors tabac (en noir) et du taux des obligations AAA de maturité 1 an
Source : EUROSTAT et BCE

3.3.2 Extraction de l'inflation anticipée de la courbe des taux

Dans le paragraphe 1.2.3, nous avons retrouvé l'équation de Fisher (1.2) qui stipule que le taux d'inflation anticipée correspond à la différence, pour une même maturité, entre le taux nominal et le taux réel. La principale opération consiste alors, en suivant la méthode de PORTAIT et PONCET [2012][7], à transformer le taux actuariel de l'instrument financier en taux actuariel zéro coupon qui est le seul taux actuariel qui peut exister pour une maturité donnée en l'absence d'opportunité d'arbitrage (AOA). Dans notre cas, nous utilisons des obligations qui sont des titres à remboursement in fine dans le sens où aucun remboursement de capital n'est servi avant l'échéance même si des paiements périodiques d'intérêts sont réalisés. Le taux dépend de la maturité θ , on le note y_θ (pour *yield*). L'ensemble $(y_\theta)_{\theta>0}$ pour toutes les valeurs de θ des titres in fine au pair, constitue la gamme des TATIF (Taux Actuariels des Titres Remboursés In Fine).

Par définition, un titre zéro-coupon ne procure à son détenteur qu'un seul flux situé à l'échéance de ce titre. Notons $B_T(t)$, le prix, en date t , d'un tel titre qui délivre 1 € à l'échéance T ($T > t$). En absence d'opportunité d'arbitrage (AOA), la valeur de marché du zéro-coupon $B_T(t)$ s'identifie avec le facteur d'actualisation $b_{T-t}(t)$ et en posant $\theta = T - t$, on obtient :

$$B_T(t) = b_\theta(t) = (1 + r_\theta(t))^{-\theta} = (1 + r_{T-t}(t))^{-(T-t)} \quad (3.28)$$

avec $r_\theta(t)$, le seul taux actuariel qui prévaut pour toutes les opérations sans risque de durée $\theta = T - t$ en date t .

A partir de la gamme $(y_n)_{n=1,\dots,N}$ des TATIF annuels observés, la gamme $(r_n)_{n=1,\dots,N}$ des taux zéro-coupon ainsi que les facteurs d'actualisation $(b_n)_{n=1,\dots,N}$ se déduisent de proche en proche.

Déjà, le titre in fine au pair de durée un an est un zéro-coupon donc :

$$r_1 = y_1 \quad (3.29)$$

et

$$b_1 = \frac{1}{1 + y_1} \quad (3.30)$$

Le titre in fine coté au pair (donc taux de coupon égal au taux actuariel y_2), de durée 2 ans et de nominal unitaire (donc de valeur de marché égale à 1 car au pair) génère ainsi la séquence de flux $(y_2, 1 + y_2)$ et sa valeur V vérifie à l'aide des facteurs d'actualisation b_1 et b_2 la relation suivante :

$$V = 1 = b_1 y_2 + b_2 (1 + y_2) \quad (3.31)$$

On en déduit b_2 selon :

$$b_2 = \frac{1 - b_1 y_2}{1 + y_2} \quad (3.32)$$

puis r_2 avec :

$$r_2 = b_2^{-\frac{1}{2}} - 1 \quad (3.33)$$

On calcule ainsi dans l'ordre des échéances croissantes les facteurs d'actualisation b_3, \dots, b_n, \dots et le taux actuariel correspondant r_3, \dots, r_n, \dots

Le facteur b_n s'obtient à partir d'un titre in fine, au pair, de nominal 1 €, de durée n années et de taux actuariel (de coupon) y_n . Ce titre génère ainsi la séquence de flux $(y_n, y_n, \dots, y_n, 1 + y_n)$.

Sa valeur s'écrit :

$$V = 1 = y_n \sum_{i=1}^{n-1} b_i + b_n (1 + y_n) \quad (3.34)$$

soit :

$$b_n = \frac{1 - y_n \sum_{i=1}^{n-1} b_i}{1 + y_n} \quad (3.35)$$

On détermine ainsi b_n en fonction de y_n et des $(n-1)$ facteurs d'actualisation b_1, b_2, \dots, b_{n-1} calculés dans les étapes antérieures. Le taux actuariel de durée n année est donné quant à lui par la relation :

$$r_n = b_n^{-\frac{1}{n}} - 1 \quad (3.36)$$

En pratique, la méthode décrite supra n'est pas toujours possible notamment lorsque :

- plusieurs titres in fine de même maturité se traitent sur la base de taux différents,
- certaines maturités sont manquantes.

L'idée consiste alors à déterminer les paramètres en minimisant, par exemple, l'écart au carré entre le prix de marché P_j et le prix théorique \hat{P}_j pour un ensemble d'obligations.

On observe ainsi les prix $(P_j)_{j=1, \dots, m}$ de m titres in fine générant les coupons c_θ^j aux dates t_1^j, \dots, T^j . Et on cherche une gamme de facteurs d'actualisation b_θ qui correspondent aux m prix théoriques

$$\hat{P}_j = \sum_{\theta=t_1^j}^{T^j} c_\theta^j b_\theta \quad (3.37)$$

et qui expliquent le mieux les prix observés en minimisant la somme des carrés des écarts

$$\sum_{j=1}^m (\hat{P}_j - P_j)^2 \quad (3.38)$$

Application On utilise les données du tableau 3.13.

Titre	Taux coupon	Echéance	Code titre
OAT	1,75%	25/05/2023	FR0011486067
OATi	0,1%	25/07/2023	FR0010585901
OATi	0,1%	01/03/2025	FR0012558310
OAT	0,5%	25/05/2025	FR0012517027
OATi	0,1%	01/03/2028	FR0013238268
OAT	2,75%	25/10/2027	FR0011317783
OAT €i	1,85%	25/07/2027	FR0011008705
OAT	4,5%	25/04/2041	FR0010773192
OAT €i	1,8%	25/07/2040	FR0010447367

TABLE 3.13 – Caractéristiques des OAT émises par l’Etat français
Source : Agence France Trésor

Les obligations indexées sur l’inflation de la zone euro (OAT €i) permettent d’extraire une inflation anticipée de la zone euro. Pour obtenir une valeur cohérente avec l’inflation en France, nous appliquons une correction de -0,14% conformément à une directive du groupe GENERALI qui correspond finalement à la différence des moyennes géométriques des taux d’inflation hors tabac (IPCHT) et taux d’inflation harmonisé hors tabac (IPCHHT) sur la période complète du tableau 3.5. Nous procédons également par interpolation linéaire pour les maturités manquantes. L’inflation anticipée extraite des obligations de l’Etat français, à fin 2017, est reproduite sur la figure 3.5. Dans le contexte actuel de taux d’intérêt faibles (voire négatifs), l’inflation anticipée reste modérée et en première approximation constante sur une période assez longue pour se ramener à une projection à taux constant (1,5%) comme au paragraphe 3.2.1.

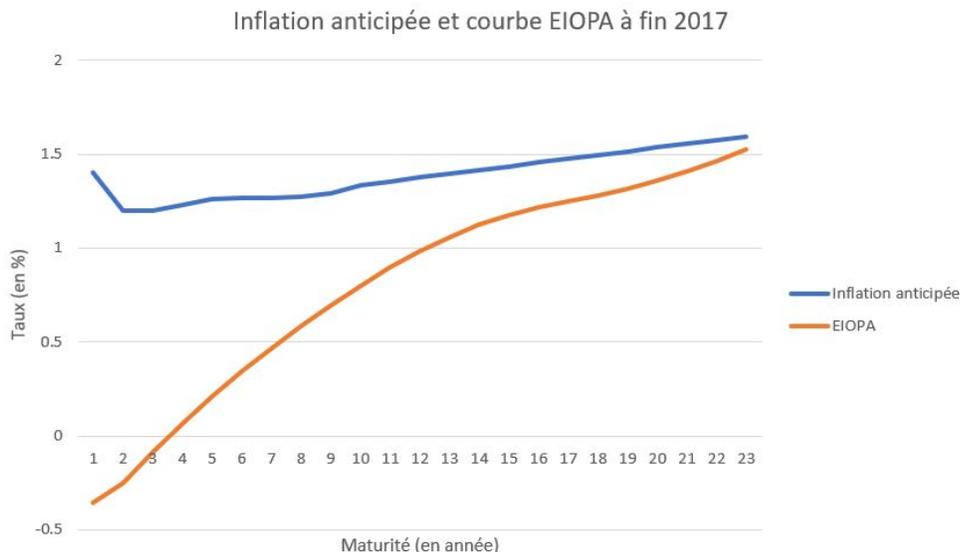


FIGURE 3.5 – Inflation anticipée et courbe des taux sans risque de l’EIOPA pour la France (sans ajustement de volatilité) à fin 2017

Source : EIOPA, Agence France Trésor et Bloomberg

Chapitre 4

Analyses des résultats

Un premier paragraphe s'inscrit dans la continuité de l'analyse en évaluant l'impact d'une hausse de l'inflation sur le montant des provisions. Ensuite, trois paragraphes se consacrent à l'examen de la sensibilité des résultats obtenus à différents paramètres. En effet, les développements du chapitre précédent se fondent sur la méthode de séparation arithmétique de Taylor qui dépend elle-même du choix réalisé pour le calcul du coût moyen. Ainsi, deux variantes de ce calcul sont étudiées dans une première section. La partie suivante confronte les résultats des différentes méthodes aux règlements effectués par le passé à l'aide de rétro-simulations. Enfin, une dernière section examine les prédictions de nos modèles sur les règlements futurs réalisés sur l'exercice comptable 2018.

4.1 Projection avec sur-inflation

On évalue, dans cette partie, le supplément de provisions qu'engendre une hausse de l'inflation. Si la projection à variation constante d'indice s'accorde mieux à la réalité historique, elle s'exerce cependant à taux d'inflation décroissant aussi, nous reprenons la projection à taux constant à laquelle nous ajoutons une sur-inflation comprise entre 1% et 5%. Une valeur nulle permet de retrouver les résultats du paragraphe 3.2.1. Compte tenu du modèle amélioré du maximum de vraisemblance, une hausse de 1% de l'inflation induit une croissance des facteurs de Taylor proportionnelle à la valeur du paramètre \hat{a} référencé dans le tableau 3.8.

4.1.1 Dommages matériels automobiles

Le tableau 4.1 montre qu'une hausse de 1% de l'inflation génère un supplément de réserve d'environ 700k € qui représente 1% de la provision globale de la branche. La hausse correspondante des facteurs de Taylor est de 0,8% ($\hat{a} = 0,829$).

Sur-inflation	0%	1%	2%	3%	4%	5%
Provisions (en milliers d'euros)	75 916	76 634	77 357	78 083	78 813	79 547
Supplément (en milliers d'euros)	0	718	723	726	730	734
Inflation des facteurs de la branche	3,4%	4,2%	5,0%	5,9%	6,7%	7,5%

TABLE 4.1 – Impact de l'inflation sur les provisions des dommages matériels automobiles avec projection à taux constant

4.1.2 Dommages aux biens des particuliers

Le tableau 4.2 indique qu'une hausse de 1% de l'inflation génère un supplément de réserve de 6M€ à 8M€ soit 6% à 8% de la provision globale de la branche. Cette catégorie s'avère par conséquent beaucoup plus sensible à l'inflation que les dommages matériels automobiles. Il ressort également que la hausse correspondante des facteurs de Taylor est de 3,3% ($\hat{a} = 3,289$).

Sur-inflation	0%	1%	2%	3%	4%	5%
Provisions (en milliers d'euros)	108 054	114 037	120 422	127 257	134 597	142 505
Supplément (en milliers d'euros)	0	5 983	6 385	6 835	7 340	7 908
Inflation des facteurs de la branche	7,2%	10,4%	13,7%	17,0%	20,3%	23,6%

TABLE 4.2 – Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens des particuliers avec projection à taux constant

4.1.3 Dommages aux biens des entreprises

Le tableau 4.3 montre qu'une hausse de 1% de l'inflation génère un supplément de réserve de 2M€ ce qui accroît de 3% la provision globale de la branche. On voit également que la hausse correspondante des facteurs de Taylor est de 2% ($\hat{a} = 1,964$).

Sur-inflation	0%	1%	2%	3%	4%	5%
Provisions (en milliers d'euros)	73 595	75 675	77 799	79 967	82 178	84 431
Supplément (en milliers d'euros)	0	2 080	2 124	2 168	2 211	2 253
Inflation des facteurs de la branche	4,3%	6,2%	8,2%	10,2%	12,1%	14,1%

TABLE 4.3 – Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens des entreprises avec projection à taux constant

4.1.4 Dommages aux biens agricoles

Le tableau 4.4 indique qu'une hausse de 1% de l'inflation génère un supplément de réserve de 100k€ soit 5% de la provision globale de la branche. Comme les dommages aux biens des particuliers,

l'inflation impacte davantage le niveau de provision de cette catégorie. La hausse correspondante des facteurs de Taylor s'établit à 2,7% ($\hat{a} = 2,684$).

Sur-inflation	0%	1%	2%	3%	4%	5%
Provisions (en milliers d'euros)	2 700	2 796	2 895	2 998	3 104	3 216
Supplément (en milliers d'euros)	0	96	99	103	107	111
Inflation des facteurs de la branche	6,5%	9,2%	11,8%	14,5%	17,2%	19,9%

TABLE 4.4 – Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens agricoles avec projection à taux constant

4.1.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

Le tableau 4.5 montre qu'une hausse de 1% de l'inflation génère un supplément de réserve d'environ 13M€ (soit plus de 14% du total de la branche) et que l'augmentation de la provision croît plus vite qu'une fonction affine de l'inflation, comme attendu pour une catégorie à développement long. On voit également que la hausse correspondante des facteurs de Taylor est de 2,3% ($\hat{a} = 2,311$).

Sur-inflation	0%	1%	2%	3%	4%	5%
Provisions (en milliers d'euros)	118 763	131 611	146 101	162 461	180 957	201 890
Supplément (en milliers d'euros)	0	12 848	14 490	16 360	18 496	20 933
Inflation des facteurs de la branche	5,0%	7,3%	9,7%	12,0%	14,3%	16,6%

TABLE 4.5 – Impact de l'inflation sur les provisions de la responsabilité décennale de l'assurance construction avec projection à taux constant

4.2 Etude des coûts moyens

Dans son article, TAYLOR indique que l'emploi du coût moyen $l_{i,j}$ n'est pas neutre et précise à ce titre, que le choix de n_i , le nombre de sinistres de l'année d'origine i , dans l'équation (4.1) peut s'avérer problématique¹.

$$l_{i,j} = \frac{X_{i,j} - X_{i,j-1}}{n_i} \quad (4.1)$$

En présence de portefeuilles stables, une alternative serait de développer la méthode de TAYLOR directement à partir des incréments réglés et non plus des coûts moyens. PARTRAT & al. [2007] [6] font d'ailleurs ce choix pour présenter cette technique. Dans notre cas, les évolutions importantes des portefeuilles étudiés de GENERALI France ne nous permettent pas d'envisager cette solution. Néanmoins, nous proposons deux autres calculs du coût moyen, le premier, à partir du nombre de sinistres connu sur la dernière diagonale du triangle considéré² et, le second, à partir d'un nombre ultime de sinistres obtenu par une liquidation *chain ladder* classique.

1. *This number n_i can be a little problematic*

2. Autrement dit, il s'agit du nombre effectif de sinistres de l'exercice d'inventaire

On désigne par la suite :

- méthode 1 : coût moyen l_1 déterminé avec la dernière diagonale,
- méthode 2 : coût moyen l_2 déterminé avec le triangle du nombre de sinistres (méthode utilisée dans la partie 3),
- méthode 3 : coût moyen l_3 déterminé avec un nombre ultime de sinistres.

Par construction, on a donc généralement ³ :

$$l_3 \leq l_1 \leq l_2$$

L'annexe K reproduit les impacts de la méthode de calcul du coût moyen sur les cadences et facteurs d'inflation déterminés à partir de la méthode arithmétique de Taylor.

A l'exception de la responsabilité décennale de l'assurance construction, on relève que toutes les méthodes, y compris *chain ladder*, convergent vers les mêmes cadences par année de développement. L'utilisation du coût moyen permet donc bien de s'affranchir des évolutions importantes, en termes de volume, que les portefeuilles de GENERALI France ont connues ces dernières années. Ceci implique également que les écarts sur les coûts moyens se répercutent sur les facteurs d'inflation. Si le phénomène est particulièrement marqué les premières années, il tend à disparaître ensuite au point de voir aussi converger les niveaux d'inflation des différentes méthodes sur les derniers exercices calendaires. Dans ce contexte, ces facteurs de Taylor s'interprètent alors concrètement comme le coût moyen des prestations au titre d'un exercice comptable donné.

Ensuite, le modèle amélioré du paragraphe 3.1.2 a été appliqué aux catégories d'assurance en utilisant les différentes méthodes de calcul du coût moyen. A cette occasion, le maximum de vraisemblance (MV) n'a pas été systématiquement atteint avec le même indice pour les méthodes 1 et 3. Ainsi, on remarque dans le tableau 4.6 que l'indice CARRO présente à plusieurs reprises le meilleur ajustement. Dans le cas des dommages matériels automobiles, les résultats confortent notre choix opéré dans le chapitre 3. De façon analogue, nous conservons l'indice ICC pour la méthode 1 de la responsabilité décennale.

Catégorie d'assurance	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
C23 - Dommages matériels automobiles	Indice CARRO	Index BM	Indice CARRO
C24 - Dommages aux biens des particuliers	Indice ICC	Indice ICC	Indice ICC
C25 - Dommages aux biens des entreprises	Indice ICC	Indice ICC	Indice ICC
C26 - Dommages aux biens agricoles	Index RI	Index RI	Index RI
C36 - Responsabilité décennale	Index CARRO	Indice ICC	Indice ICC

TABLE 4.6 – Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance selon la méthode de calcul du coût moyen

La projection avec variation constante de l'indice sélectionné conduit finalement aux provisions globales du tableau 4.7 dans lequel sont également rappelés les résultats obtenus avec *chain ladder* et la méthode 2. Si celle-ci permet de retrouver le niveau des réserves comptables pour les dommages

3. A l'exception des premières années du périmètre, soit 2003 à 2006, pour lesquelles le nombre de sinistres décroît avec les premiers exercices de développement si bien que la relation ordinale se trouve modifiée selon

$$l_2 \leq l_3 \leq l_1$$

aux biens des particuliers, il apparaît que la méthode 3 semble plus indiquée pour les dommages matériels automobiles et, pour les dommages aux biens des entreprises, les méthodes 1 et 3 fournissent conjointement de meilleurs résultats que la méthode 2.

A l'inverse, aucune des trois méthodes ne permet de retrouver le niveau de provision des dommages aux biens agricoles. S'il a été précédemment indiqué que cette catégorie ne bénéficie pas d'un indice approprié, l'exploitation des premiers facteurs des survenances 2015 et 2016 du d-triangle apparaît opportune voire nécessaire.

Quant à la responsabilité décennale de l'assurance construction, il est relativement difficile d'interpréter les résultats dans la mesure où la méthode *chain ladder* elle-même, ne vérifie pas les hypothèses de validité de son applicabilité.

Exercice	Chain ladder	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
C23 - Dommages matériels automobiles	73 076	70 180	75 174	73 182
C24 - Dommages aux biens des particuliers	105 062	95 464	106 433	99 853
C25 - Dommages aux biens des entreprises	65 993	62 832	73 045	68 798
C26 - Dommages aux biens agricoles	1 955	2 674	2 666	2 731
C36 - Responsabilité décennale	91 161	90 438	114 746	105 709

TABLE 4.7 – Comparaison des provisions totales (en milliers d'euros) obtenues pour les différentes catégories d'assurance selon la méthode de calcul du coût moyen

4.3 Rétro-simulation des règlements

Dans cette partie, nous appliquons, pour les trois méthodes de calcul du coût moyen, le modèle amélioré sur des triangles historiques afin de confronter nos résultats avec les règlements réalisés. DENUIT et CHARPENTIER [2005] [3] décrivent ce principe de rétro-simulation dont l'implémentation se trouve désormais facilitée par les évolutions des outils informatiques⁴.

Pour chaque catégorie d'assurance, on définit un nombre minimal m d'exercices que chaque triangle simulé doit a minima comporter. Ce nombre indique que la branche se liquide sur $m+1$ années. Puis une double boucle sur la première année d'origine et sur la dernière année du triangle permet de générer les différentes instances. Ainsi, sur la période complète 2003-2017 (m est donc strictement inférieur à 15), le nombre de triangles possibles correspond à la somme de 1 (un seul triangle de 2017- m à 2017) à $14 - m + 1$ (on compte en effet $14-m+1$ triangles à partir de l'exercice d'origine 2003) soit

$$\frac{(14 - m + 1)(14 - m + 2)}{2}$$

De plus, les simulations ne se limitent pas à l'indice sélectionné sur la période complète⁵ et s'appliquent ainsi à l'ensemble des douze séries. En effet, un indice peut présenter le maximum de vraisemblance sur un certain intervalle de temps tandis qu'un autre ajustera mieux les facteurs d'inflation sur une autre période. Parfois, aucun indice ne respecte les conditions du modèle (par exemple, les paramètres a et b doivent être positifs) si bien que le nombre maximum de triangles

4. Le code informatique a été implémenté avec le langage-utilitaire R dans ce mémoire

5. 2003-2017

est rarement atteint⁶. Enfin, les écarts avec les règlements effectifs sont également mesurés avec la méthode *chain ladder* appliquée sur les coûts moyens afin d'étalonner notre comparatif. L'annexe L détaille les résultats obtenus. A l'exception des dommages matériels automobiles, une liquidation *chain ladder* sous-évalue les règlements historiques et il apparaît que notre modèle les surestime. Néanmoins, même si aucune des trois méthodes de calcul du coût moyen se distingue, au moins une, systématiquement, permet, pour chaque catégorie d'assurance, d'obtenir des montants plus proches de la réalité en valeur absolue, ce qui offre des perspectives d'études complémentaires. Dans le cas des dommages agricoles, nous aboutissons également à des paiements inférieurs. Pour cette branche, alors que les hypothèses de la méthode *chain ladder* sont vérifiées, les estimations produisent dans tous les cas des valeurs très en deçà de la réalité et invitent à s'interroger sur la signification des premiers facteurs de développement des survenances 2015 et 2016 de la figure 2.4 qui se situaient à des niveaux bien supérieurs à la moyenne. Quant à la responsabilité décennale de l'assurance construction, les simulations finalement assez proches de la réalité produites par notre modèle avec la méthode 3 demandent une analyse complémentaire puisque les conditions d'application du modèle ne sont pas vérifiées et que seuls 6 triangles historiques ont pu être simulés. Il ressort ainsi de cette analyse par rétro-simulation qu'il convient d'adapter la méthode de calcul du coût moyen à la catégorie d'assurance considérée.

4.4 Contrôle a posteriori

Si l'inventaire 2017 constituait l'arrêté le plus récent au lancement de cette étude, l'exercice 2018 a depuis été comptabilisé si bien que nous en profitons pour confronter les prédictions des modèles présentés dans ce mémoire avec la réalité des données.

L'étude réalisée dans le paragraphe 4.2 a permis, à l'aide d'une projection à variation constante d'indice, de calculer les réserves selon les 3 méthodes de calcul du coût moyen. Nous disposons ainsi des parties inférieures du triangle de la période complète 2003 à 2017 pour chaque catégorie d'assurance. La simple lecture de la diagonale qui suit l'exercice d'inventaire 2017 fournit les estimations de l'exercice comptable 2018.

L'annexe M détaille les règlements réalisés sur l'exercice comptable 2018 ainsi que les estimations ainsi attendues. Seules les années d'origine significatives de chaque catégorie d'assurance sont néanmoins reportées. Les montants indiqués pour la survenance 2018 résultent de la multiplication des coûts moyens prédits de chaque méthode par le nombre ultime de sinistres au titre de l'année d'origine 2017. Cette hypothèse suppose donc a minima une stabilité du portefeuille sur la période 2017-2018.

A l'exception de la responsabilité décennale, il apparaît cette fois que la méthode 2 basée sur le triangle des nombres de sinistres fournit de meilleures estimations que *chain ladder* et se démarque également des autres méthodes de calcul du coût moyen. Pour autant, les estimations de la survenance 2017 des dommages matériels automobiles et des dommages aux biens agricoles restent significativement inférieures à la réalité et amènent à s'interroger sur ce phénomène.

6. Si ce maximum est parfois atteint, il surestime en réalité le nombre de triangles effectifs dans la mesure où pour les triangles dont la dernière diagonale correspond à l'exercice d'inventaire 2017, le système n'est pas en mesure de comparer les règlements

Conclusion

Dans le processus usuel d'inventaire qui se base sur la technique *chain ladder* classique pour la sinistralité attritionnelle des branches à déroulement court, la méthode de séparation arithmétique de Taylor apparaît comme un complément pour le moins utile dans la mesure où, elle constitue un moyen de contrôler les cadences et fournit des niveaux d'inflation qui représentent théoriquement, sur les derniers exercices comptables du triangle de liquidation, les valeurs moyennes des prestations versées par année calendaire. De façon naturelle ou à l'aide d'un ajustement, ces facteurs permettent, de quantifier l'inflation de la catégorie d'assurance étudiée et répondent ainsi au premier objectif de cette étude. Ils ouvrent également la voie à plusieurs analyses. En effet, la connaissance des niveaux d'inflation offre la possibilité d'actualiser les données du triangle en vision *as if* et répond en cela à une demande interne de GENERALI. L'influence des sinistres tardifs dans l'inflation des prestations constitue un autre axe de recherche qui peut s'appuyer sur la méthode de Taylor. Enfin, l'élaboration de modèles à partir des seuls facteurs d'inflation représentatifs permet d'envisager un meilleur ajustement aux données et offre ainsi la perspective d'une meilleure estimation des provisions et des incertitudes associées.

Dans cette optique, il peut être judicieux de reprendre et d'enrichir la méthode améliorée du maximum de vraisemblance utilisée dans la présente étude. En effet, outre la convergence vers les résultats *chain ladder* enregistrés en comptabilité, ce modèle permet de quantifier l'impact d'une hausse de l'inflation sur le niveau global des provisions et fournit ainsi un premier indicateur intéressant. Si une méthode de calcul du coût moyen semble mieux convenir à une catégorie d'assurance dans l'évaluation des réserves et le contrôle des règlements historiques par rétro-simulation, celle employée dans le chapitre 3 répond le mieux aux contrôles a posteriori des prestations 2018 aussi, l'intégration des nombres de sinistres clos et ouverts dans l'élaboration du coût moyen peut se révéler un complément pertinent. Le modèle nécessite néanmoins une adaptation a minima pour les dommages aux biens agricoles pour lesquels nos calculs ne coïncident ni avec les provisions *chain ladder* ni avec les règlements historiques confrontés par rétro-simulation même si, sur ce dernier point, la méthode classique s'avère également décevante. Un autre axe d'amélioration consiste, comme décrit supra, à initialiser le modèle non pas à l'origine du triangle mais à partir des premiers facteurs d'inflation stables. Par extension, le paramétrage d'exclusion de données ainsi que d'un juste compromis entre des périodes plus courtes mais plus significatives des tendances des derniers exercices du triangle et un volume d'information pertinent, doit conduire à de meilleurs résultats. Une évolution plus conséquente consiste à décliner le modèle en fonction des seuls indices afin de bénéficier de la plus grande régularité de ces derniers et des meilleurs ajustements à *chain ladder* obtenus avec les projections à variation constante d'indice. Dans la continuité, la redéfinition de la granularité des données d'inventaire au niveau des garanties, offre l'opportunité d'associer un indice spécifique à chaque garantie et d'en déduire un index global de la catégorie d'assurance, qui combine linéairement les indices spécifiques selon le poids des garanties dans le portefeuille. Dans tous les

cas, la projection à partir de l'inflation anticipée extraite des cotations des instruments financiers ne doit pas être écartée. Si le contexte économique actuel limite son intérêt, cette méthode devrait s'avérer déterminante en période de plus grande instabilité. De plus, l'intégration instantanée de l'information par les marchés lui confère une propriété prospective unique. La technique de rétro-simulation constitue également un outil pertinent dont l'usage demande d'être généralisé et qu'il convient d'enrichir et d'industrialiser, tout comme l'ensemble du code informatique.

Enfin, l'étude de la responsabilité décennale de l'assurance construction laisse de nombreux résultats en suspens dans la mesure où d'un côté, les hypothèses de validité de la méthode *chain ladder* qui permet d'étalonner et de comparer, ne sont pas vérifiées et, de l'autre côté, la période 2003 à 2017 n'offre pas le recul nécessaire pour modéliser le déroulement de la branche et exploiter les rétro-simulations. Dans ce contexte, une méthode d'intégration des données des années d'origine 1990 à 2002 à partir de l'exercice comptable 2003, s'avère pour le moins nécessaire à l'étude des branches à déroulement long.

Bibliographie

- [1] BERNAY André. "Rentabilité des actifs à long terme et risque inflation : enjeux de modélisation pour l'assurance". Master's thesis, ESSEC et ISUP, 2007, 46-64.
- [2] DE MONTBRIAL Thierry et FAUCHART Emmanuelle. "*Introduction à l'économie*". Economica, 3^e édition, 2004, 323-355.
- [3] DENUIT Michel et CHARPENTIER Arthur. "*Mathématiques de l'assurance non-vie*". Economica, Tome II, 2005, 337-398.
- [4] LAGRANGE Laure-Anne et MEUNIER Pierre. "Intégration de l'inflation dans l'évaluation du risque de provisionnement pour un assureur non-vie sous solvabilité 2". Master's thesis, ENSAE Paris Tech, 2014, 37-45.
- [5] MEAR Rodrigue. "Modèles de prévisions de l'inflation : application à la zone euro". Master's thesis, EURIA, 2016, 21-47.
- [6] PARTRAT C., LECOEUR E., NESSI J.M., NISIPASU E. et REIZ O. "*Provisionnement technique en assurance non-vie*". Economica, 2007.
- [7] PORTAIT Roland et PONCET Patrice. "*Finance de marché*". Dalloz, 3^e édition, 2012, 165-188.
- [8] G. C. TAYLOR. "Separation of inflation and other effects from the distribution of non-life insurance claim delays". Macquarie University, Australie et Government's Actuary Department, UK, 1977.
- [9] H. G. VERBEEK. "An approach to the analysis of claims experience in motor liability excess of loss reinsurance". ASTIN Bulletin, Vol 6, N3, 1972, 195-202.

Liens utiles

- Agence France Trésor : <https://www.aft.gouv.fr>
- Autorité de Contrôle Prudentiel et de Résolution : <https://acpr.banque-france.fr/>
- Banque centrale européenne : <https://www.ecb.europa.eu/home/html/index.en.html>
- Base de données de la Banque centrale européenne : <https://sdw.ecb.europa.eu/>
- EIOPA : <https://eiopa.europa.eu/>
- Base de données EUROSTAT : <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>

- Fédération Française de l'Assurance : <https://www.ffa-assurance.fr/>
- Insee : <https://www.insee.fr/>
- Légifrance : <https://www.legifrance.gouv.fr/>

Table des figures

1.1	Cotisations, prestations et placements par type d'assurance	14
1.2	Le poids des composantes du passif des organismes non-vie soumis à S2 à fin 2017 . .	15
1.3	Montants des provisions rapportés aux primes nettes des branches d'assurance non-vie en 2017	16
1.4	Processus comptable des opérations techniques non-vie de GENERALI FRANCE . .	16
1.5	Répartition entre Solvabilité 1 et Solvabilité 2 à fin 2017	17
1.6	Part de la consommation dans le PIB de la France	19
1.7	Pondération des principales composantes de l'IPCH de la zone euro	22
1.8	Mesure de l'inflation sur un exemple simple	22
1.9	Répartition des placements titres par catégorie de titres des assureurs non-vie en 2018	24
1.10	Profondeur d'historique des données de l'outil d'inventaire non-vie	27
1.11	Evolution des 12 indices sur la période 2003-2017	29
2.1	Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages matériels automobiles	36
2.2	Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens des particuliers	38
2.3	Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens des entreprises	40
2.4	Facteurs de développement individuels appliqués aux dommages aux biens agricoles .	42
2.5	Facteurs de développement individuels appliqués à la responsabilité décennale de l'assurance construction	44

3.1	Régression des résidus γ_k du modèle sur l'indice CARRO	55
3.2	Résidus γ_k du modèle appliqué à l'indice CARRO	55
3.3	Mesure de la corrélation de Pearson entre le taux d'inflation harmonisé européen hors tabac et les taux des obligations AAA de maturité 1 an sur la période 2004-2017	64
3.4	Evolution sur la période 2004-2017 du taux d'inflation harmonisé européen hors tabac (en noir) et du taux des obligations AAA de maturité 1 an	65
3.5	Inflation anticipée et courbe des taux sans risque de l'EIOPA pour la France (sans ajustement de volatilité) à fin 2017	67
F.1	Transmission dans l'économie de la politique monétaire de la BCE	103
G.1	Evolution de l'indice du coût de la construction de 1953 à 2017	105
G.2	Evolution de l'indice des prix à la consommation de 1990 à 2017	106
G.3	Taux d'inflation des prix à la consommation (en rouge) et sa variante hors tabac (en bleu) de 1990 à 2017	106
G.4	Evolution du taux d'inflation hors tabac de 1991 à 2017	107
G.5	Evolution de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) de 1990 à 2017	107
G.6	Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) sur la période 2003-2017	108
G.7	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) sur la période 2003-2017	108
G.8	Evolution (en noir) de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	108
G.9	Evolution du taux d'inflation harmonisé hors tabac de 2004 à 2017	109
G.10	Evolution de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) de la zone Euro de 2002 à 2017	109
G.11	Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) sur la période 2003-2017	110
G.12	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) sur la période 2003-2017	110

G.13 Evolution (en noir) de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	110
G.14 Evolution du taux d'inflation des cotisations d'assurance non-vie de 2004 à 2017	111
G.15 Evolution de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) de 2003 à 2017	111
G.16 Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) sur la période 2003-2017	112
G.17 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) sur la période 2003-2017	112
G.18 Evolution (en noir) de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	112
G.19 Evolution du taux d'inflation du coût de la construction de 1955 à 2017	113
G.20 Evolution de l'indice du coût de la construction (ICC) de 1953 à 2017	113
G.21 Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction (ICC) sur la période 2003-2017	114
G.22 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction (ICC) sur la période 2003-2017	114
G.23 Evolution (en noir) de l'indice du coût de la construction (ICC) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	114
G.24 Evolution du taux d'inflation du coût de la construction de la FFB de 1955 à 2017	115
G.25 Evolution de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) de 1954 à 2017	115
G.26 Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) sur la période 2003-2017	116
G.27 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) sur la période 2003-2017	116
G.28 Evolution (en noir) de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	116
G.29 Evolution du taux d'inflation de l'index BT01 de 1975 à 2017	117
G.30 Evolution de l'index BT01 - Tous corps d'état de 1974 à 2017	118
G.31 Résumé statistique de la régression linéaire de l'index BT01 "tous corps d'état" sur la période 2003-2017	118

G.32	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index BT01 "tous corps d'état" sur la période 2003-2017	118
G.33	Evolution (en noir) de l'index BT01 "tous corps d'état" de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	118
G.34	Evolution du taux d'inflation des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels de 1997 à 2017	119
G.35	Evolution de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) de 1996 à 2017	119
G.36	Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) sur la période 2003-2017	120
G.37	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) sur la période 2003-2017	120
G.38	Evolution (en noir) de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	120
G.39	Evolution du taux d'inflation des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie de 2003 à 2017	121
G.40	Evolution de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) de 2002 à 2017	121
G.41	Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) sur la période 2003-2017	122
G.42	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) sur la période 2003-2017	122
G.43	Evolution (en noir) de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	122
G.44	Evolution du taux d'inflation des prix des pièces de rechange de 2003 à 2017	123
G.45	Evolution de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) de 2002 à 2017	123
G.46	Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) sur la période 2003-2017	124
G.47	Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des taux prix des pièces de rechange (RECH) sur la période 2003-2017	124

G.48 Evolution (en noir) de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	124
G.49 Evolution du taux d'inflation de l'index des risques industriels de 1993 à 2017	125
G.50 Evolution de l'index des risques industriels (RI) de 1992 à 2017	125
G.51 Résumé statistique de la régression linéaire de l'index des risques industriels (RI) sur la période 2003-2017	126
G.52 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index des risques industriels (RI) sur la période 2003-2017	126
G.53 Evolution (en noir) de l'index des risques industriels (RI) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	126
G.54 Evolution du taux d'inflation de l'index des bris de machines (BM) de 1998 à 2017	127
G.55 Evolution de l'index des bris de machines (BM) de 1997 à 2017	127
G.56 Résumé statistique de la régression linéaire de l'index des bris de machines (BM) sur la période 2003-2017	128
G.57 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index des bris de machines (BM) sur la période 2003-2017	128
G.58 Evolution (en noir) de l'index des bris de machines de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	128
G.59 Evolution du taux d'inflation des salaires mensuels bruts des ouvriers de 1975 à 2017	129
G.60 Evolution de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) de 1974 à 2017	129
G.61 Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) sur la période 2003-2017	130
G.62 Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) sur la période 2003-2017	130
G.63 Evolution (en noir) de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)	130
H.1 Règlements cumulés bruts de recours en dommages automobiles par exercice de survenance à fin 2017	132
H.2 Evolution des règlements en dommages automobiles pour les survenances 2003 à 2017	132

H.3	Nombre de sinistres par survenance en dommages automobiles à fin 2017	133
H.4	Evolution du nombre de sinistres en dommages automobiles pour les survenances 2003 à 2017	133
H.5	Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens des particuliers par exercice de survenance à fin 2017	134
H.6	Evolution des règlements en dommages aux biens des particuliers pour les survenances 2003 à 2017	134
H.7	Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens des particuliers à fin 2017	135
H.8	Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens des particuliers pour les survenances 2003 à 2017	135
H.9	Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens des entreprises par exercice de survenance à fin 2017	136
H.10	Evolution des règlements en dommages aux biens des entreprises pour les survenances 2003 à 2017	136
H.11	Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens des entreprises à fin 2017	137
H.12	Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens des entreprises pour les survenances 2003 à 2017	137
H.13	Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens agricoles par exercice de survenance à fin 2017	138
H.14	Evolution des règlements en dommages aux biens agricoles pour les survenances 2003 à 2017	138
H.15	Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens agricoles à fin 2017 . . .	139
H.16	Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens agricoles pour les surve- nances 2003 à 2017	139
H.17	Règlements cumulés bruts de recours à fin 2017 en responsabilité décennale de l'as- surance construction par exercice d'ouverture de chantier	140
H.18	Evolution des règlements en responsabilité décennale de l'assurance construction pour les ouvertures de chantier 2003 à 2017	140
H.19	Nombre de sinistres par année d'ouverture de chantier en responsabilité décennale de l'assurance construction à fin 2017	141

H.20	Evolution du nombre de sinistres en responsabilité décennale de l'assurance construction pour les ouvertures de chantier 2003 à 2017	141
I.1	Graphes cc-plot des dommages matériels automobiles	143
I.2	Graphes cc-plot des dommages aux biens des particuliers	144
I.3	Graphes cc-plot des dommages aux biens des entreprises	145
I.4	Graphes cc-plot des dommages aux biens agricoles	146
I.5	Graphes cc-plot de la responsabilité décennale de l'assurance construction	147
J.1	Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice CARRO	150
J.2	Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice CARRO	150
J.3	Histogramme et graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice CARRO	151
J.4	Résumé statistique de la régression, sur l'indice CARRO, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index CARRO	151
J.5	Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	152
J.6	Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	153
J.7	Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	153
J.8	Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	153
J.9	Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	154
J.10	Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	155
J.11	Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	155

J.12	Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	155
J.13	Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI	156
J.14	Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI	157
J.15	Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI	157
J.16	Résumé statistique de la régression, sur l'index RI, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI	157
J.17	Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	158
J.18	Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	159
J.19	Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	159
J.20	Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC	160

Liste des tableaux

1.1	Représentation générique d'un triangle de liquidation des incréments	30
1.2	Représentation générique d'un triangle de liquidation des cumuls	31
1.3	Natures des éléments représentés à l'aide d'un triangle	31
2.1	D-triangle des facteurs individuels de développement	34
2.2	Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages matériels automobiles	35
2.3	Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages matériels automobiles	36
2.4	Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages matériels automobiles	37
2.5	Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens des particuliers	37
2.6	Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens des particuliers	37
2.7	Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens des particuliers	38
2.8	Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens des entreprises	39
2.9	Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens des entreprises	39

2.10	Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens des entreprises	40
2.11	Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens agricoles	41
2.12	Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée aux dommages aux biens agricoles	41
2.13	Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir de règlements cumulés bruts de recours des dommages aux biens agricoles	42
2.14	Facteurs de développement et cadences incrémentales issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction	43
2.15	Paiements cumulés, charges ultimes et provisions issus de la méthode <i>chain ladder</i> appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction	43
2.16	Moyenne, écart-type et coefficient de variation des facteurs de développement individuels du d-triangle obtenu à partir des règlements cumulés bruts de recours de la responsabilité décennale de l'assurance construction	44
2.17	Méthode de séparation de Taylor	46
2.18	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages matériels automobiles	47
2.19	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des particuliers	48
2.20	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des entreprises	49
2.21	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens agricoles	50
2.22	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction	51
3.1	Méthode du maximum de vraisemblance sur les règlements moyens bruts de recours des dommages matériels automobiles	54
3.2	Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance	56

3.3	Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance	57
3.4	Méthode de séparation de Taylor appliquée aux données historiques et futures	58
3.5	Moyenne de chaque taux sur la période considérée	59
3.6	Provisions (en milliers d'euros) par année d'origine obtenues par <i>chain ladder</i> et la méthode de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé	59
3.7	Provision globale toutes années confondues (en milliers d'euros) obtenue par <i>chain ladder</i> et la méthode de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé	60
3.8	Taux d'inflation des facteurs de Taylor avec projection du taux d'inflation cristallisé	60
3.9	Pente et coefficient de détermination de la régression linéaire temporelle de chaque indice	61
3.10	Comparaison des provisions par année d'origine obtenues par <i>chain ladder</i> et la méthode de Taylor avec projection de la variation cristallisée de l'indice	62
3.11	Comparaison de la provision totale toutes années confondues obtenue par <i>chain ladder</i> et la méthode de Taylor avec projection de la variation cristallisée de l'indice	62
3.12	Taux d'inflation des facteurs de Taylor avec projection à variation constante d'indice	63
3.13	Caractéristiques des OAT émises par l'Etat français	67
4.1	Impact de l'inflation sur les provisions des dommages matériels automobiles avec projection à taux constant	69
4.2	Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens des particuliers avec projection à taux constant	69
4.3	Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens des entreprises avec projection à taux constant	69
4.4	Impact de l'inflation sur les provisions des dommages aux biens agricoles avec projection à taux constant	70
4.5	Impact de l'inflation sur les provisions de la responsabilité décennale de l'assurance construction avec projection à taux constant	70
4.6	Meilleur ajustement d'indice au modèle du maximum de vraisemblance amélioré par catégorie d'assurance selon la méthode de calcul du coût moyen	71

4.7	Comparaison des provisions totales (en milliers d'euros) obtenues pour les différentes catégories d'assurance selon la méthode de calcul du coût moyen	72
G.1	Composition de l'index BT01	117
J.1	Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages matériels automobiles	149
J.2	Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens des particuliers	152
J.3	Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens des entreprises	154
J.4	Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens agricoles	156
J.5	Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser, sur la responsabilité décennale de l'assurance construction, les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor	158
K.1	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages matériels automobiles selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen	162
K.2	Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages matériels automobiles .	162
K.3	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des particuliers selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen	163
K.4	Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens des particuliers	163
K.5	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des entreprises selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen	164
K.6	Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens des entreprises	164
K.7	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens agricoles	165

K.8	Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens agricoles . . .	165
K.9	Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction	166
L.1	Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages matériels automobiles à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen	168
L.2	Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens des particuliers à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen	169
L.3	Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens des entreprises à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen	170
L.4	Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens agricoles à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen	171
L.5	Rétro-simulation des règlements bruts de recours de la responsabilité décennale de l'assurance construction à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen	172
M.1	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages matériels automobiles réglés en 2018 par année d'origine avec les estimations produites par la méthode <i>chain ladder</i> et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	174
M.2	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages matériels automobiles réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	174
M.3	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens des particuliers réglés en 2018 par année d'origine avec les estimations produites par la méthode <i>chain ladder</i> et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	175
M.4	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens des particuliers réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	175
M.5	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens des entreprises réglés en 2018 par année d'origine avec les estimations produites par la méthode <i>chain ladder</i> et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	176
M.6	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens des entreprises réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	176

M.7	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens agricoles réglés en 2018 par année d'origine avec les estimations produites par la méthode <i>chain ladder</i> et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	177
M.8	Comparaison (en milliers d'euros) des dommages aux biens agricoles réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	177
M.9	Comparaison (en milliers d'euros) des prestations de la responsabilité décennale de l'assurance construction réglées en 2018 par année d'ouverture de chantier avec les estimations produites par la méthode <i>chain ladder</i> et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	178
M.10	Comparaison (en milliers d'euros) des prestations de la responsabilité décennale de l'assurance construction réglées en 2018 au titre de cet exercice d'ouverture de chantier avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen	178

Annexes

Annexe A

Classification par branche d'assurance

L'article R321-1 du code des assurances définit l'octroi d'un agrément administratif selon les 25 branches qui suivent, numérotées de 1 à 26 (pas de 19) :

1. Accidents (y compris les accidents de travail et les maladies professionnelles)
2. Maladie
3. Corps de véhicules terrestres (autres que ferroviaires)
4. Corps de véhicules ferroviaires
5. Corps de véhicules aériens
6. Corps de véhicules maritimes, lacustres et fluviaux
7. Marchandises transportées (y compris les marchandises, bagages et tous autres biens)
8. Incendie et éléments naturels
9. Autres dommages aux biens
10. Responsabilité civile véhicules terrestres automoteurs
11. Responsabilité civile véhicules aériens
12. Responsabilité civile véhicules maritimes, lacustres et fluviaux
13. Responsabilité civile générale
14. Crédit
15. Caution

16. Pertes pécuniaires diverses
17. Protection juridique
18. Assistance
20. Vie-Décès
21. Nuptialité-Natalité
22. Assurances liées à des fonds d'investissement
23. Opérations tontinières
24. Capitalisation
25. Gestion de fonds collectifs
26. Toute opération à caractère collectif définie à la section I du chapitre Ier du titre IV du livre IV.

Annexe B

Catégories d'assurance non-vie

L'article A344-2 du code des assurances définit les différentes catégories d'assurance. Seules les catégories numérotées 20 à 39, qui concernent l'assurance non-vie, sont reprises infra.

20 Dommages corporels (contrats individuels) (y compris garanties accessoires aux contrats d'assurance vie individuels)

21 Dommages corporels (contrats collectifs) (y compris garanties accessoires aux contrats d'assurance vie collectifs)

22 Automobile (responsabilité civile)

23 Automobile (dommages)

24 Dommages aux biens des particuliers

25 Dommages aux biens professionnels

26 Dommages aux biens agricoles

27 Catastrophes naturelles

28 Responsabilité civile générale

29 Protection juridique

30 Assistance

31 Pertes pécuniaires diverses

34 Transports

35 Assurance construction (dommages)

36 Assurance construction (responsabilité civile)

37 Crédit

38 Caution

39 Acceptations en réassurance (non-vie).

Annexe C

Provisions techniques non-vie

L'article R343-7 du code des assurances définit, pour les opérations d'assurance non-vie, les provisions techniques qui suivent :

1) Provision mathématique des rentes : valeur actuelle des engagements de l'entreprise en ce qui concerne les rentes et accessoires de rentes mis à sa charge

2) Provision pour primes non acquises : provision destinée à constater, pour l'ensemble des contrats en cours, la part des primes émises et des primes restant à émettre se rapportant à la période comprise entre la date de l'inventaire et la date de la prochaine échéance de prime ou, à défaut, du terme du contrat

3) Provision pour risques en cours : provision destinée à couvrir, pour l'ensemble des contrats en cours, la charge des sinistres et des frais afférents aux contrats, pour la période s'écoulant entre la date de l'inventaire et la date de la première échéance de prime pouvant donner lieu à révision de la prime par l'assureur ou, à défaut, entre la date de l'inventaire et le terme du contrat, pour la part de ce coût qui n'est pas couverte par la provision pour primes non acquises

4) Provision pour sinistres à payer : valeur estimative des dépenses en principal et en frais, tant internes qu'externes, nécessaires au règlement de tous les sinistres survenus et non payés, y compris les capitaux constitutifs des rentes non encore mises à la charge de l'entreprise. Pour les garanties décennales d'assurance construction, le montant total des provisions pour sinistres à payer afférentes ne peut être inférieur à la somme du coût total des sinistres qui se sont manifestés jusqu'à la date d'inventaire et une estimation du coût des sinistres non encore manifestés et qui devraient se manifester d'ici à l'expiration de la période de prescription décennale

5) Provision pour risques croissants : provision pouvant être exigée pour les opérations d'assurance contre les risques de maladie et d'invalidité et égale à la différence des valeurs actuelles des engagements respectivement pris par l'assureur et par les assurés

6) Provision pour égalisation :

a) Provision destinée à faire face aux charges exceptionnelles afférentes aux opérations garantissant les risques dus à des éléments naturels, le risque atomique, les risques de responsabilité civile dus à la pollution, les risques spatiaux, les risques liés au transport aérien et les risques liés aux attentats

et au terrorisme, et évaluée dans les conditions fixées par l'article 2 de la loi n° 74-1114 du 27 décembre 1974, par le décret n° 75-768 du 13 août 1975, le décret n° 86-741 du 14 mai 1986 et l'article 39 quinquies G du code général des impôts

b) Provision destinée à compenser en assurance-crédit la perte technique éventuelle apparaissant à la fin de l'exercice, à l'exclusion des opérations d'assurance-crédit à l'exportation pour le compte et avec la garantie de l'Etat

c) Provision destinée à faire face aux fluctuations de sinistralité afférentes aux opérations d'assurance de groupe contre les risques de dommages corporels

7) Provision pour risque d'exigibilité : provision destinée à faire face aux engagements dans le cas de moins-value de l'ensemble des actifs mentionnés à l'article R. 343-10. La provision à constituer est évaluée dans les conditions définies à l'article R. 343-5.

Sous réserve des dispositions du présent code pour l'évaluation des provisions mentionnées aux 4, 6 et 7, les provisions sont évaluées selon les prescriptions comptables de l'Autorité des normes comptables.

Annexe D

Lignes d'activité

L'annexe I du règlement délégué de l'Union Européenne (UE) n° 2015/35 de la Commission du 10 octobre 2014 liste les différentes lignes d'activité qui sont regroupées en cinq grandes thématiques à savoir :

- A - Engagements d'assurance non-vie
- B - Engagements de réassurance proportionnelle en non-vie
- C - Engagements de réassurance non proportionnelle en non-vie
- D - Engagements d'assurance vie
- E - Engagements de réassurance vie

Nous reprenons infra le détail du premier ensemble qui correspond au périmètre de notre étude.

A. Engagements d'assurance non-vie

(1) Assurance des frais médicaux

Engagements d'assurance de frais médicaux dans les cas où l'activité sous-jacente n'est pas exercée sur une base technique similaire à celle de l'assurance vie, autres que les engagements visés à la ligne d'activité 3.

(2) Assurance de protection du revenu

Engagements d'assurance de protection du revenu dans les cas où l'activité sous-jacente n'est pas exercée sur une base technique similaire à celle de l'assurance vie, autres que les engagements visés à la ligne d'activité 3.

(3) Assurance d'indemnisation des travailleurs

Engagements d'assurance santé relatifs aux accidents du travail et aux maladies professionnelles, dans les cas où l'activité sous-jacente n'est pas exercée sur une base technique similaire à celle de l'assurance vie.

(4) Assurance de responsabilité civile automobile

Engagements d'assurance couvrant toute responsabilité découlant de l'utilisation d'un véhicule à moteur terrestre (y compris la responsabilité du transporteur).

(5) Autre assurance des véhicules à moteur

Engagements d'assurance couvrant tout dommage subi par les véhicules à moteur terrestres (y compris les véhicules ferroviaires).

(6) Assurance maritime, aérienne et transport

Engagements d'assurance couvrant tout dommage subi par les véhicules fluviaux, lacustres ou maritimes et les aéronefs, et tout dommage subi par les marchandises transportées ou les bagages quel que soit le moyen de transport. Engagements d'assurance couvrant tous les passifs découlant de l'utilisation d'aéronefs ou de navires, bateaux ou embarcations naviguant sur la mer, les lacs, rivières ou canaux (y compris la responsabilité du transporteur).

(7) Assurance incendie et autres dommages aux biens

Engagements d'assurance couvrant tout dommage subi par les biens ne relevant ni de la ligne d'activité 5, ni de la ligne d'activité 6, par suite d'un incendie, d'une explosion, des forces de la nature y compris les tempêtes, la grêle ou le gel, d'un accident nucléaire, d'un affaissement de terrain ou d'un autre événement tel que le vol.

(8) Assurance de responsabilité civile générale

Engagements d'assurance couvrant tous les domaines, sauf ceux des lignes d'activité 4 et 6.

(9) Assurance crédit et cautionnement

Engagements d'assurance couvrant l'insolvabilité, le crédit à l'exportation, la vente à tempérament, le crédit hypothécaire, le crédit agricole et les sûretés directes et indirectes.

(10) Assurance de protection juridique

Engagements d'assurance couvrant les frais juridiques et le coût des actions en justice.

(11) Assurance assistance

Engagements d'assurance couvrant l'assistance aux personnes qui rencontrent des difficultés lorsqu'elles sont en voyage, en déplacement ou loin de leur lieu de résidence habituel.

(12) Assurance pertes pécuniaires diverses

Engagements d'assurance couvrant le risque d'emploi, l'insuffisance de recettes, les intempéries, la perte de bénéfices, la persistance de frais généraux, les frais commerciaux imprévus, la diminution de la valeur vénale, la perte de loyers ou de revenus, les pertes commerciales indirectes autres que celles mentionnées plus haut, les pertes pécuniaires non commerciales, ainsi que tout autre risque d'assurance non-vie qui n'est pas couvert par les lignes d'activité déjà citées.

Annexe E

Taxe sur les provisions

L'article 235 ter X du code général des impôts (CGI) précise les modalités d'application de la taxe sur les excédents de provision et est reproduit ci-dessous.

Les entreprises d'assurance de dommages de toute nature doivent, lorsqu'elles rapportent au résultat imposable d'un exercice l'excédent des provisions constituées pour faire face au règlement des sinistres advenus au cours d'un exercice antérieur, acquitter une taxe représentative de l'intérêt correspondant à l'avantage de trésorerie ainsi obtenu.

La taxe est assise sur le montant de l'impôt sur les sociétés qui aurait dû être acquitté l'année de la constitution des provisions en l'absence d'excédent. Pour le calcul de cet impôt, les excédents des provisions réintégrés sont diminués, d'une part, d'une franchise égale, pour chaque excédent, à 3 % du montant de celui-ci et des règlements de sinistres effectués au cours de l'exercice par prélèvement sur la provision correspondante, d'autre part, des dotations complémentaires constituées à la clôture du même exercice en vue de faire face à l'aggravation du coût estimé des sinistres advenus au cours d'autres exercices antérieurs. Chaque excédent de provision, après application de la franchise, et chaque dotation complémentaire sont rattachés à l'exercice au titre duquel la provision initiale a été constituée. La taxe est calculée au taux de 0,40 % par mois écoulé depuis la constitution de la provision en faisant abstraction du nombre d'années correspondant au nombre d'exercices au titre desquels il n'était pas dû d'impôt sur les sociétés.

Toutefois, dans le cas où le montant des provisions constituées pour faire face aux sinistres d'un exercice déterminé a été augmenté à la clôture d'un exercice ultérieur, les sommes réintégrées sont réputées provenir par priorité de la dotation la plus récemment pratiquée.

La taxe est déclarée et liquidée :

- 1) Pour les redevables de la taxe sur la valeur ajoutée, sur l'annexe à la déclaration mentionnée au 1 de l'article 287 déposée au titre du mois d'avril ou du deuxième trimestre de l'année au cours de laquelle la taxe prévue au présent article est due ou, pour les redevables dont l'exercice comptable ne coïncide pas avec l'année civile, au titre du quatrième mois ou du deuxième trimestre qui suit la clôture de l'exercice ;
- 2) Pour les redevables de la taxe sur la valeur ajoutée soumis au régime simplifié d'imposition prévu à l'article 302 septies A, sur la déclaration annuelle mentionnée au 3 de l'article 287 déposée dans le courant de l'année au cours de laquelle la taxe est due ;
- 3) Pour les personnes non redevables de la taxe sur la valeur ajoutée, sur l'annexe à la déclaration prévue au 1 du même article 287 déposée auprès du service chargé du recouvrement dont relève leur siège ou principal établissement au plus tard le 25 juin de l'année au cours de laquelle la taxe

prévue au présent article est due.

La taxe est acquittée lors du dépôt de la déclaration. Elle est recouvrée comme en matière de taxes sur le chiffre d'affaires et sous les mêmes garanties et sanctions.

Les dispositions du présent article ne s'appliquent pas aux provisions constituées à raison des opérations de réassurance par les entreprises pratiquant la réassurance de dommages.

La taxe n'est pas déductible de l'assiette de l'impôt sur les sociétés.

Annexe F

Politique monétaire de la Banque Centrale Européenne

La BCE consacre de nombreuses ressources Internet à la vulgarisation de son action. Ainsi, la figure F.1 infra est issue¹ du site officiel de la BCE² qui explique également le mécanisme de formation des prix à partir de la politique monétaire de la banque centrale.

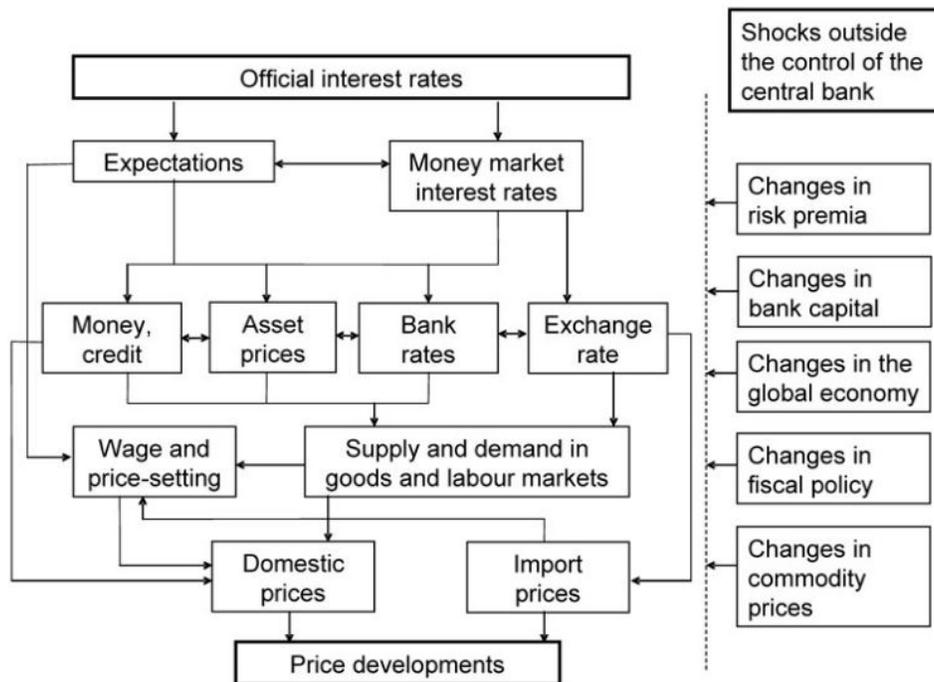


FIGURE F.1 – Transmission dans l'économie de la politique monétaire de la BCE
Source : BCE

1. Lien : <https://www.ecb.europa.eu/mopo/intro/transmission/html/index.en.html>
2. Site officiel : <https://www.ecb.europa.eu/home/html/index.en.html>

Annexe G

Etude des indices

Un premier paragraphe donne une interprétation géopolitique à l'allure du graphe de l'indice du coût de la construction (ICC). Le choix s'est porté sur cette série en raison des accents donnés par son graphe aux différents événements économiques, sociaux et politiques.

Chaque série chronologique fait ensuite l'objet d'un paragraphe dédié qui après avoir présenté l'indice fournit sa représentation graphique et réalise une régression linéaire temporelle.

G.1 Approche géopolitique de l'évolution de l'indice du coût de la construction

L'allure de la courbe qui est rappelée sur la figure G.1 laisse apparaître plusieurs périodes qui coïncident avec des événements géopolitiques et économiques.

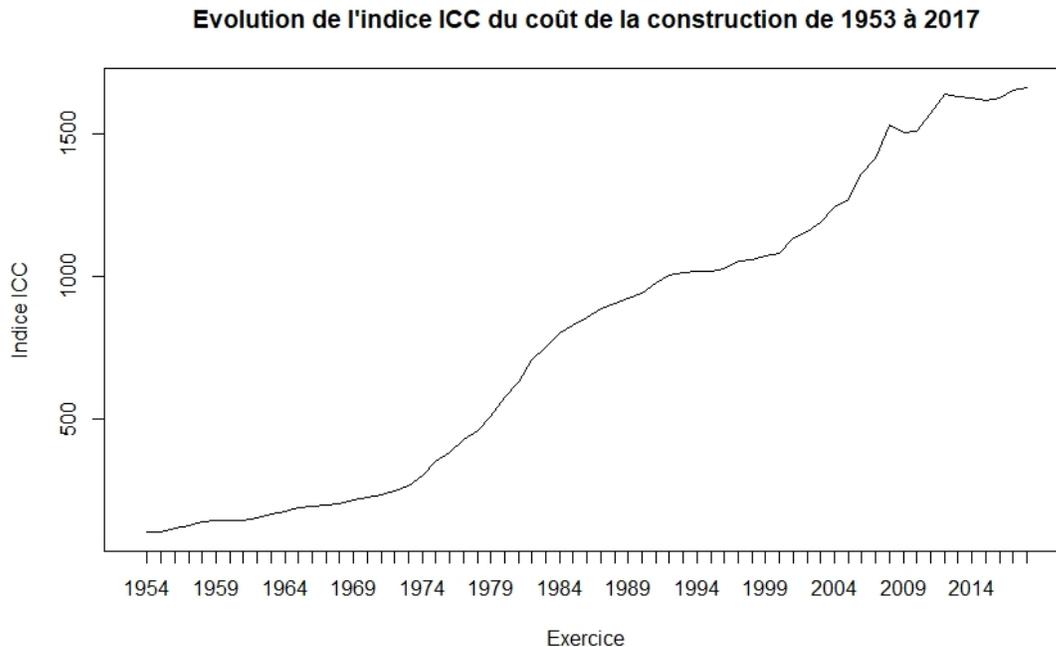


FIGURE G.1 – Evolution de l'indice du coût de la construction de 1953 à 2017
Source : INSEE - Base 100 en décembre 1953

Ainsi, le premier choc pétrolier de 1973 marque le début d'une croissance plus soutenue de l'indice par rapport à la période précédente.

La politique de rigueur menée à partir de 1983 par le gouvernement Mauroy conjuguée à l'effondrement du prix du pétrole en 1985 initie une phase d'accroissement plus modérée de l'indice.

Le krach boursier qui accompagne l'éclatement de la bulle Internet en 2000 induit une accélération de la croissance de l'indice qui se trouve finalement stoppée par la crise suivante dite des *subprimes* en 2008.

S'ensuit une phase de baisse de l'indice qui correspond à l'entrée de la France en récession en 2009. Les difficultés auxquelles est confrontée L'Union européenne avec la crise de l'Euro et des dettes souveraines dont la Grèce reste le symbole marquent le retour à une hausse soutenue jusqu'à ce que les politiques de *quantitative easing* et de baisse des taux directeurs de la BCE ne produisent leurs effets et laissent l'indice à un niveau stable de 2013 à 2017 (cette dernière année voit un fléchissement à la hausse).

G.2 L'indice des prix à la consommation (IPC)

Cet indice, représenté sur la figure G.2, est publié mensuellement par l'INSEE et constitue l'indicateur d'évaluation de l'inflation en France.

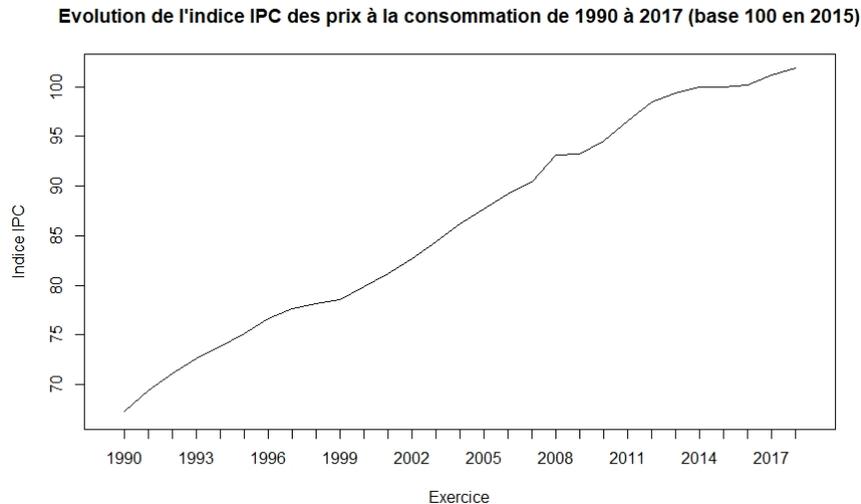


FIGURE G.2 – Evolution de l'indice des prix à la consommation de 1990 à 2017
Source : INSEE - Base 100 en 2015

Néanmoins, on lui préfère souvent l'indice sous-jacent calculé hors tabac (voir la section suivante G.3), si bien qu'il peut être opportun de conserver ces deux indices pour notre étude. Le graphique G.3 met en évidence la grande proximité des deux séries tant il est difficile de distinguer le taux d'inflation (en rouge) de son jumeau hors tabac (en bleu).

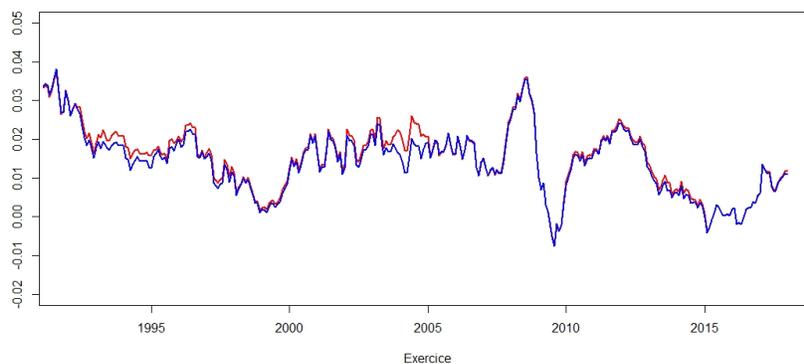


FIGURE G.3 – Taux d'inflation des prix à la consommation (en rouge) et sa variante hors tabac (en bleu) de 1990 à 2017

Source : INSEE

En conséquence, nous conservons uniquement l'indice des prix à la consommation hors tabac qui est employé pour l'indexation des OATi de l'Etat français.

G.3 L'indice des prix à la consommation hors tabac (IPC hors tabac)

Cet indice est construit à partir du précédent en lui enlevant la contribution du tabac. Il sert également de mesure de l'inflation et on lui loue une meilleure représentativité de l'évolution des prix dans le sens où celui du tabac dépend davantage des taxes fixées par l'Etat que de l'équilibre entre l'offre et la demande. De façon analogue, on peut remarquer que l'énergie constitue également un secteur particulier compte tenu de l'existence, en France, des tarifs réglementés de l'énergie et, à l'international, de l'influence sur le prix des hydrocarbures des décisions prises par l'OPEP¹. Si le taux d'inflation présente, sur la figure G.4, des fluctuations similaires aux marches aléatoires des cours de bourse, l'évolution de l'indice associé sur le graphe G.5 se révèle plus régulière et apparaît même comme une fonction linéaire du temps.

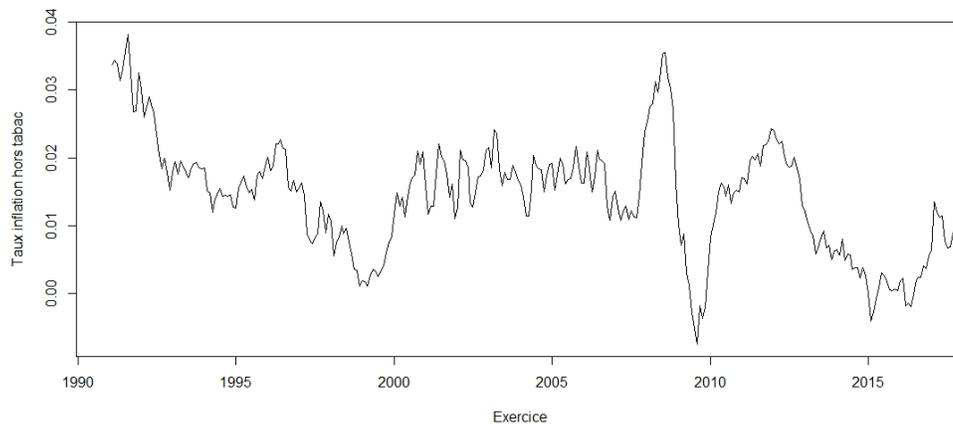


FIGURE G.4 – Evolution du taux d'inflation hors tabac de 1991 à 2017
Source : INSEE

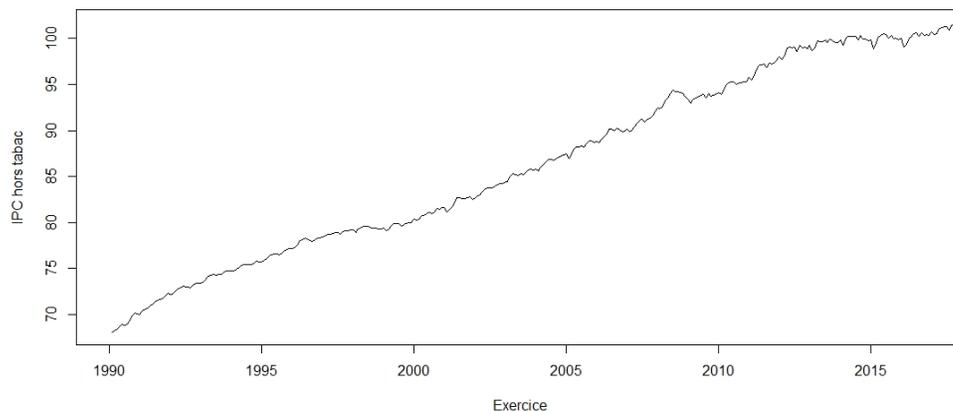


FIGURE G.5 – Evolution de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPC hors tabac) de 1990 à 2017
Source : INSEE - Base 100 en 2015

1. Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole

Le résumé statistique de la régression linéaire de l'indice sur la période 2003-2017, figure G.6, indique effectivement un coefficient de détermination² R^2 de 0,96 très proche de 1 et une pente de la droite de régression significativement non nulle (p-value inférieure à $2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle et, l'histogramme s'assimile, en première approximation, à une loi normale sur la figure G.7. Le graphe associé met également en évidence, une structure linéaire croissante puis décroissante à partir de 2013. Cependant, nous retenons notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées pour les résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.8.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$IPCHT ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.15615 -0.88420 -0.03934  0.83621  2.25764

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.277e+03  3.857e+01  -59.03  <2e-16 ***
explicative  1.180e+00  1.919e-02   61.49  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.115 on 178 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.955,    Adjusted R-squared:  0.9548
F-statistic: 3781 on 1 and 178 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.6 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) sur la période 2003-2017

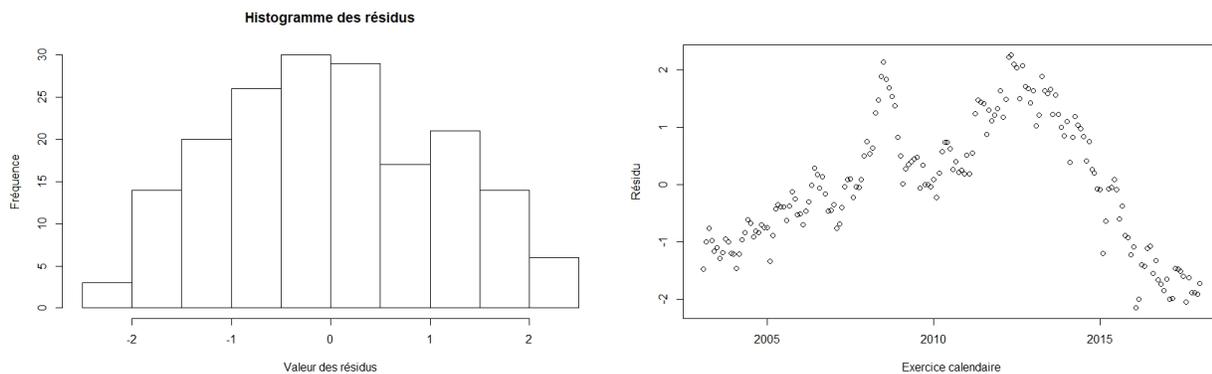


FIGURE G.7 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) sur la période 2003-2017

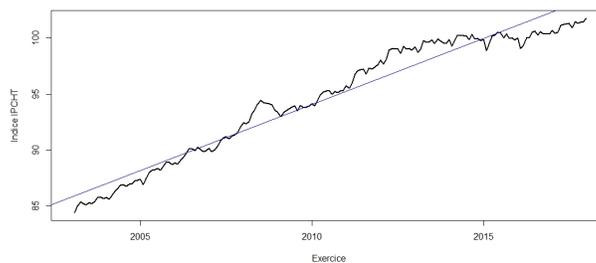


FIGURE G.8 – Evolution (en noir) de l'indice des prix à la consommation hors tabac (IPCHT) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

2. Le coefficient de détermination R^2 est égal au carré du coefficient de corrélation de Pearson

G.4 L'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IP-CHHT)

L'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) est l'indicateur utilisé pour apprécier le respect du critère de convergence portant sur la stabilité des prix, dans le cadre du traité de l'Union européenne (Maastricht).

Il est conçu expressément à des fins de comparaison internationale et ne remplace donc pas l'indice national qui reste l'indice de référence pour analyser l'inflation en France. Les instituts statistiques nationaux fournissent depuis 1996 des indices des prix à la consommation harmonisés pour leur pays et EUROSTAT se charge de consolider les données au niveau des agrégats comme l'Union européenne et la zone Euro. Comme pour l'indice français, l'IPCH et sa variante hors tabac (IPCHHT), représentée sur la figure G.10 avec le taux d'évolution correspondant sur la figure G.9, présentent des valeurs très proches et en raison de l'indexation des OAT €i sur le second, nous conservons ce dernier pour notre étude. Le résumé statistique de la régression linéaire de l'indice

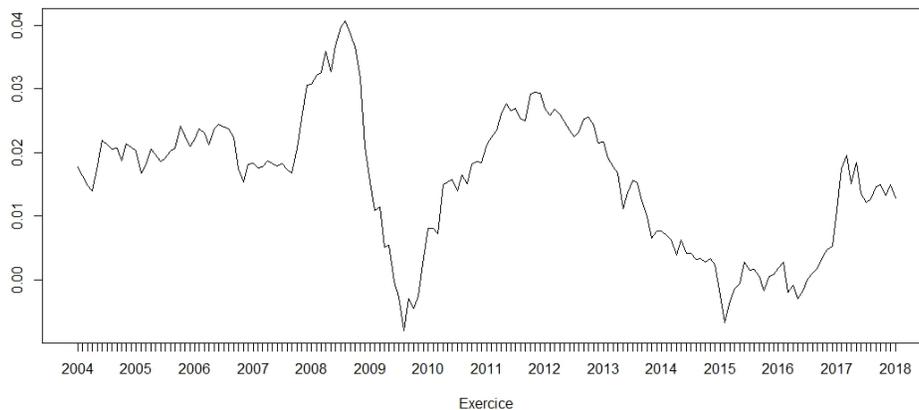


FIGURE G.9 – Evolution du taux d'inflation harmonisé hors tabac de 2004 à 2017
Source : EUROSTAT

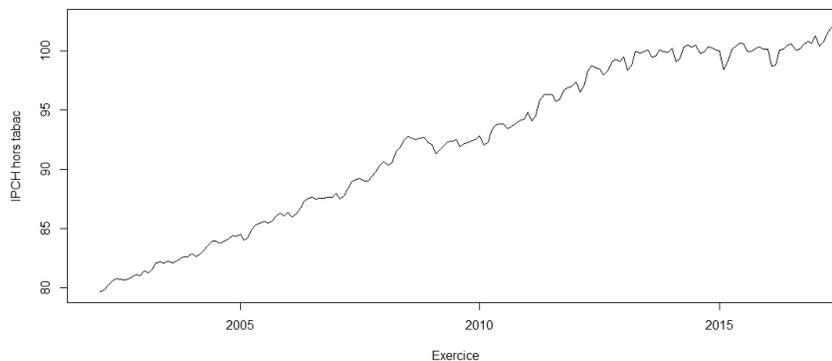


FIGURE G.10 – Evolution de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) de la zone Euro de 2002 à 2017

Source : EUROSTAT - Base 100 en 2015

IPCHHT sur la période 2003-2017, figure G.11, indique également un coefficient de détermination³ R^2 de 0,96 très proche de 1 et une pente de la droite de régression significativement non nulle (p-value inférieure à $2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle et, l'histogramme s'assimile, en première approximation, à une loi normale sur la figure G.12. On relève également, sur le graphe associé, une structure linéaire croissante puis décroissante à partir de 2013. Cependant, nous retenons notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées pour les résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.13.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$IPCHHT ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2.84554 -0.96263 -0.04117  0.89516  2.68618

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.835e+03  4.555e+01  -62.23  <2e-16 ***
explicative  1.456e+00  2.266e-02   64.28  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.316 on 178 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9587, Adjusted R-squared:  0.9585
F-statistic: 4132 on 1 and 178 DF, p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.11 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) sur la période 2003-2017

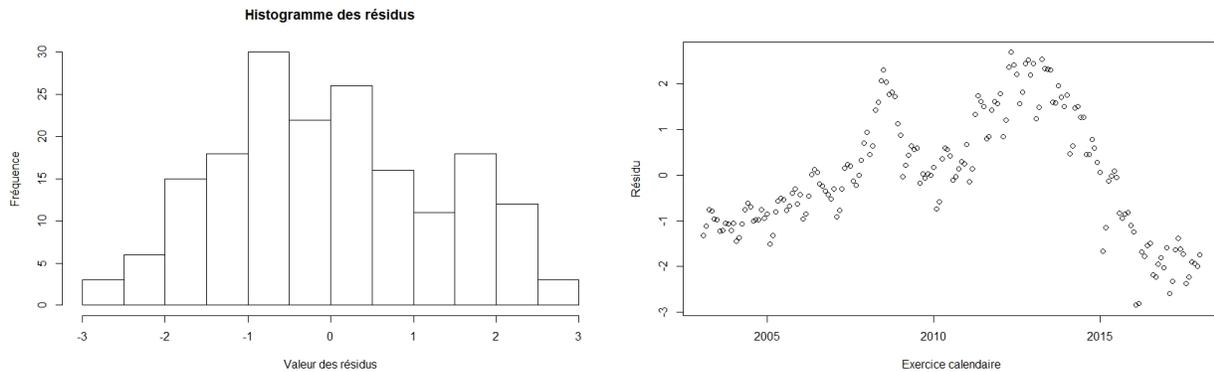


FIGURE G.12 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) sur la période 2003-2017

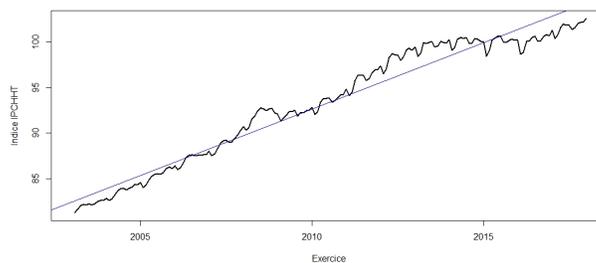


FIGURE G.13 – Evolution (en noir) de l'indice des prix à la consommation harmonisé hors tabac (IPCHHT) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

3. Le coefficient de détermination R^2 est égal au carré du coefficient de corrélation de Pearson

G.5 Indice ASSU

Cet indice mensuel publié par EUROSTAT constitue un indicateur de l'évolution des primes d'assurances non-vie au sein de l'Union européenne. La figure G.15 représente l'indice tandis que le taux associé fait l'objet de la figure G.14.

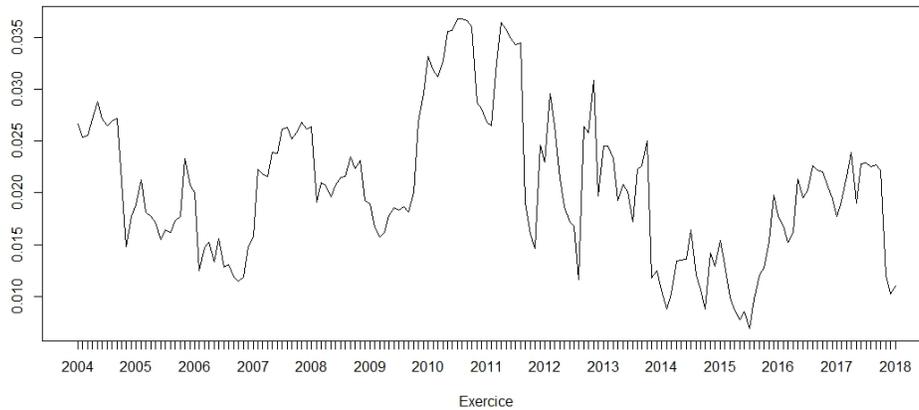


FIGURE G.14 – Evolution du taux d'inflation des cotisations d'assurance non-vie de 2004 à 2017
Source : EUROSTAT

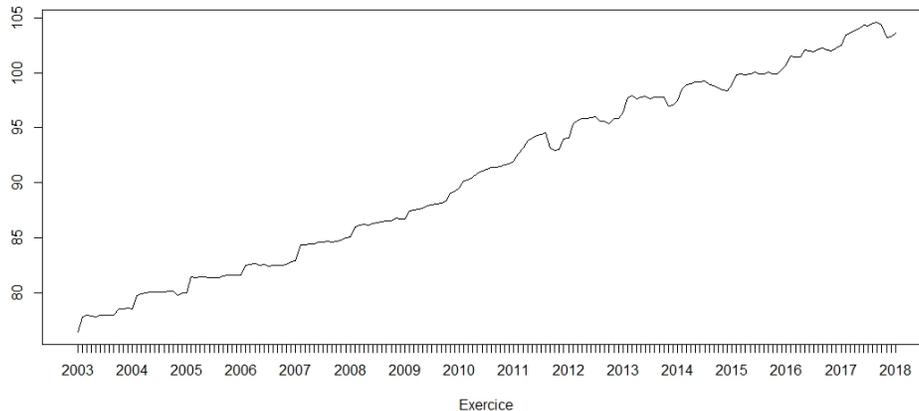


FIGURE G.15 – Evolution de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) de 2003 à 2017
Source : EUROSTAT - Base 100 en 2015

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'indice ASSU sur la période 2003-2017, atteint 0,99 sur la figure G.16 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p -value inférieure à $2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle et, l'histogramme s'assimile, en première approximation, à une loi normale sur la figure G.17, sur laquelle, on décèle une composante périodique sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées pour les résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.18.

```

Call:
lm(formula = frame_INDICES$ASSU ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.66604 -0.61169 -0.02535  0.50021  1.97614

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -3.715e+03  2.792e+01  -133.0  <2e-16 ***
explicative  1.893e+00  1.389e-02   136.3  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.8069 on 178 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9905,    Adjusted R-squared:  0.9905
F-statistic: 1.858e+04 on 1 and 178 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

FIGURE G.16 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) sur la période 2003-2017

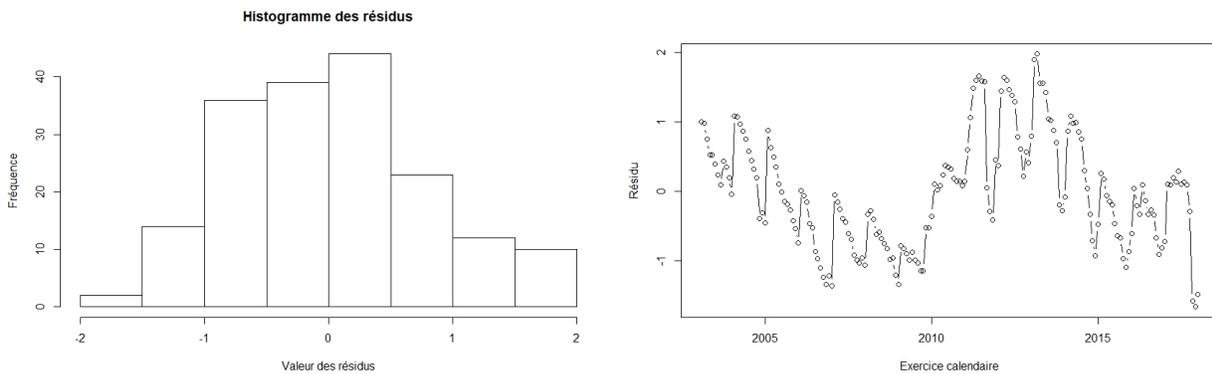


FIGURE G.17 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) sur la période 2003-2017

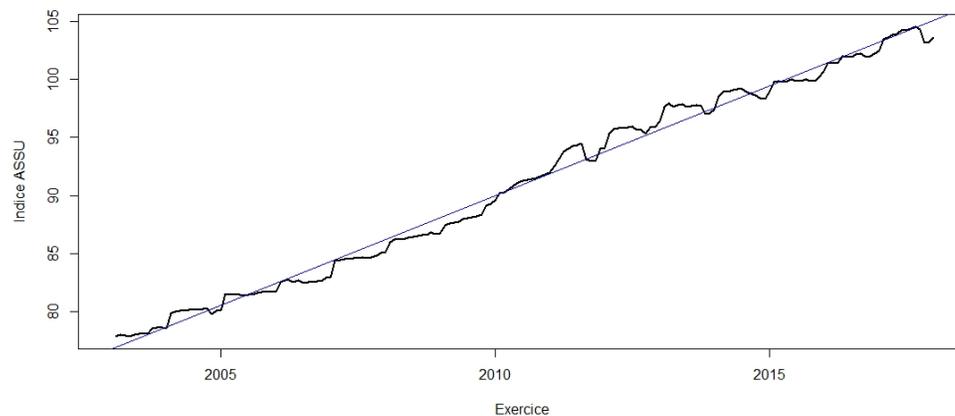


FIGURE G.18 – Evolution (en noir) de l'indice des cotisations d'assurance (ASSU) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.6 L'indice du coût de la construction (ICC)

Cet indice trimestriel publié par l'INSEE⁴ depuis 1954 (base 100 au T4 1953) est construit à partir des prix effectifs de la construction de logements neufs et ne mesure donc pas directement les coûts des facteurs de production utilisés. Il est notamment utilisé dans la révision des loyers des baux d'habitation. La série complète est affichée sur la figure G.19 pour le taux et, sur le graphe G.20 pour l'indice.

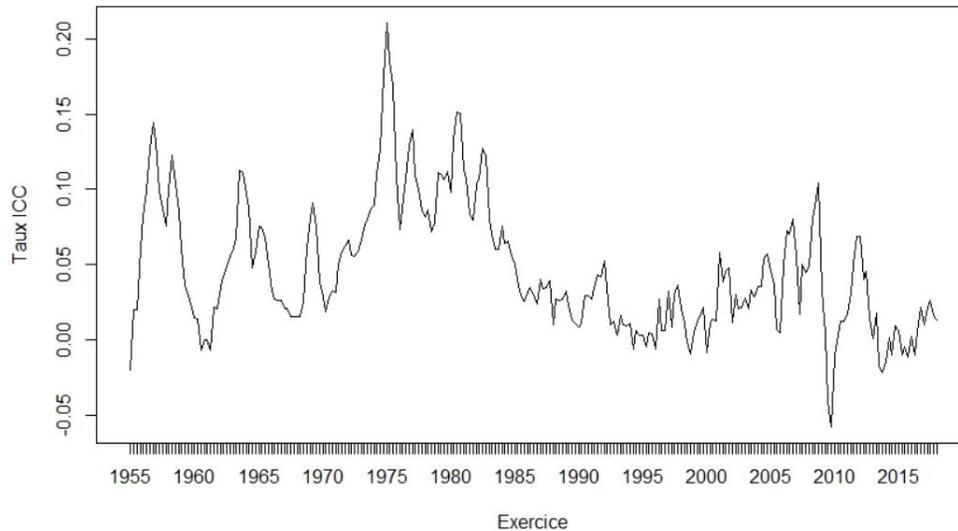


FIGURE G.19 – Evolution du taux d'inflation du coût de la construction de 1955 à 2017
Source : INSEE

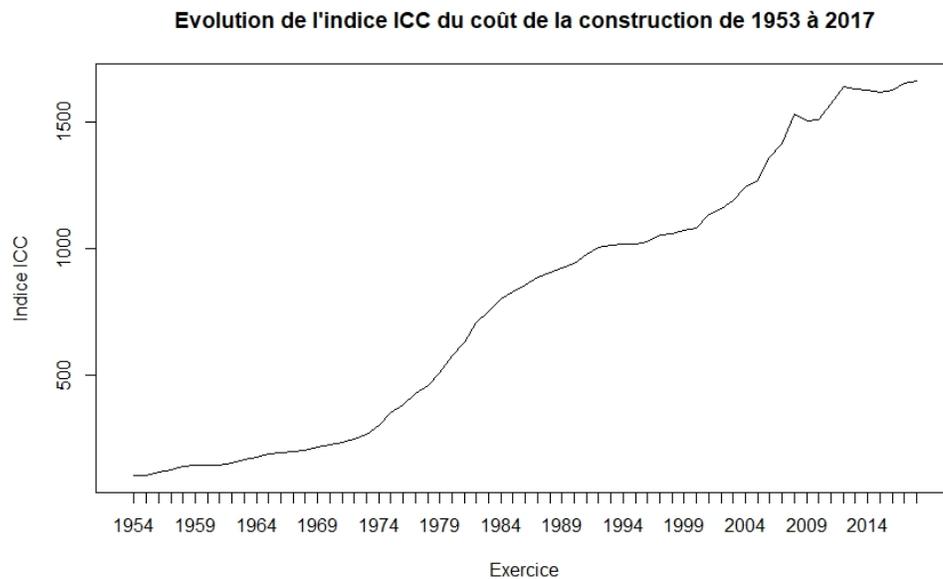


FIGURE G.20 – Evolution de l'indice du coût de la construction (ICC) de 1953 à 2017
Source : INSEE - Base 100 au T4 1953

4. Sous le libellé suivant : Indice du coût de la construction des immeubles à usage d'habitation

Si l'annexe G.1 montre la sensibilité des variations de l'indice au contexte macro-économique, l'application d'une droite de régression sur la période comprise entre 2003 et 2017 conduit néanmoins à un coefficient de détermination de 0,85 (cf. résumé statistique G.21). Si la moyenne des résidus est nulle, l'histogramme présente une dissymétrie importante sur la figure G.22, sur laquelle, une structure croissante puis décroissante des résidus s'observe également sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle en première approximation. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.23.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$ICC ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-82.369 -59.850   1.441  34.911 151.464

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -63263.438   3531.406  -17.91 <2e-16 ***
explicative    32.212     1.756   18.34 <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 58.9 on 58 degrees of freedom
(120 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.8529,    Adjusted R-squared:  0.8504
F-statistic: 336.4 on 1 and 58 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.21 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction (ICC) sur la période 2003-2017

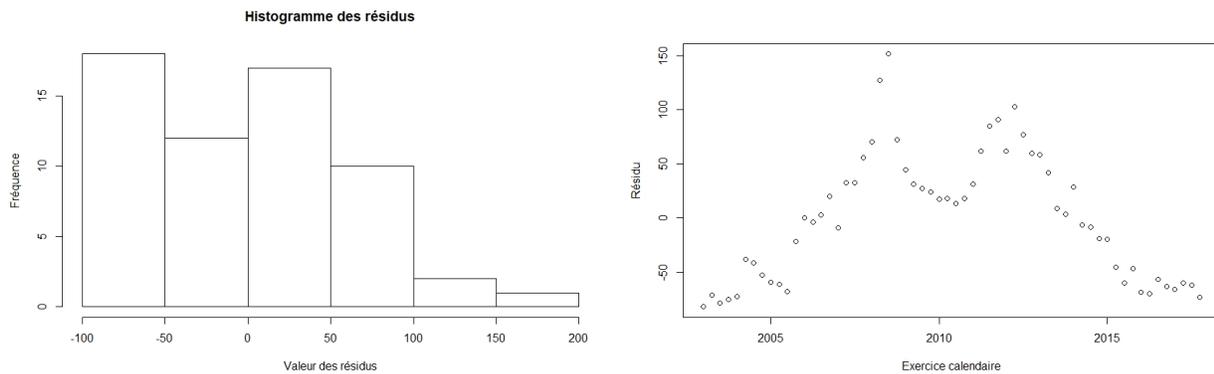


FIGURE G.22 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction (ICC) sur la période 2003-2017

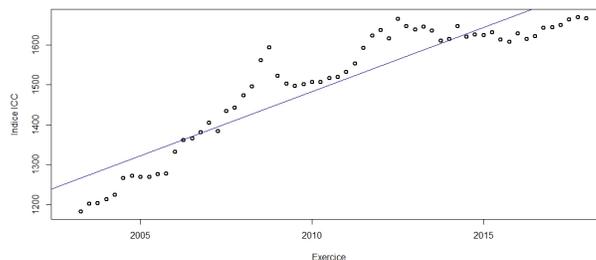


FIGURE G.23 – Evolution (en noir) de l'indice du coût de la construction (ICC) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.7 L'indice FFB du coût de la construction (ICC FFB)

Cet indice trimestriel (base 1 au 1er janvier 1941), établi par la Fédération Française du Bâtiment (FFB) est utilisé, entre autres, dans les contrats habitation des particuliers, immeubles et multirisques professionnels. Il se calcule à partir du prix de revient d'un immeuble de rapport de type courant à Paris. Il enregistre les variations de coût des différents éléments qui entrent dans la composition de l'ouvrage. Ce calcul ne prend toutefois pas en compte la valeur des terrains. Le taux est affiché sur la figure G.24 et l'indice sur le graphe G.25.

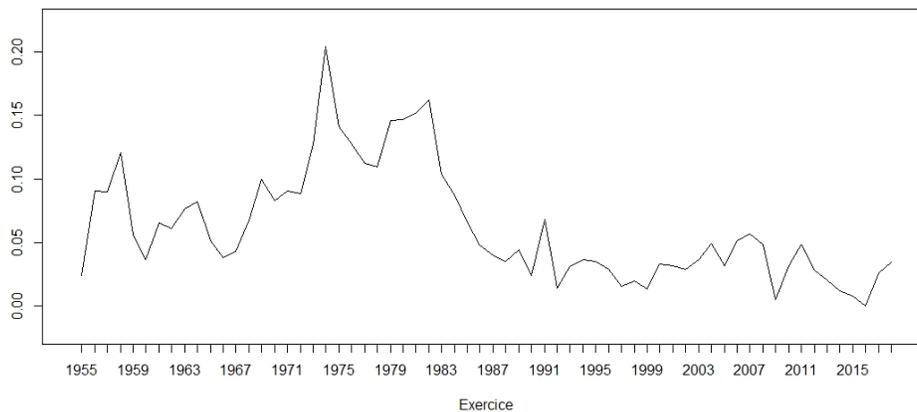


FIGURE G.24 – Evolution du taux d'inflation du coût de la construction de la FFB de 1955 à 2017
Source : FFB

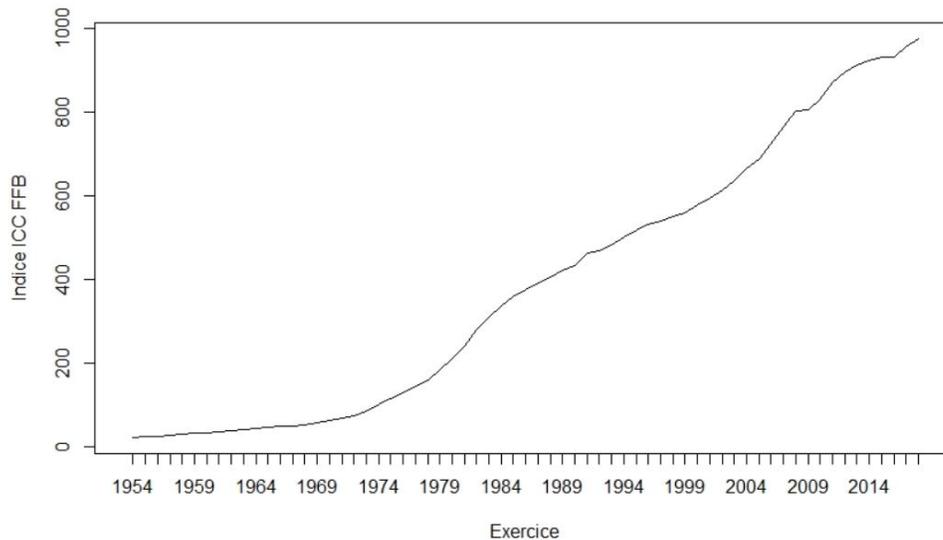


FIGURE G.25 – Evolution de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) de 1954 à 2017

Source : FFB - Base 1 au premier janvier 1941

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'indice ICC FFB sur la période 2003-2017, approche 0,96 sur la figure G.26 et la pente de la droite de régression se révèle significativement

non nulle (p-value inférieure à $2,2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première approximation sur la figure G.27. Le graphe associé montre également une structure croissante puis décroissante des résidus. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.28.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$ICB.FFB ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-33.843 -21.442   3.228  14.526  44.427

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -4.569e+04  1.257e+03  -36.35  <2e-16 ***
explicative  2.313e+01  6.251e-01   37.01  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 20.97 on 58 degrees of freedom
(120 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9594,    Adjusted R-squared:  0.9587
F-statistic: 1369 on 1 and 58 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.26 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) sur la période 2003-2017

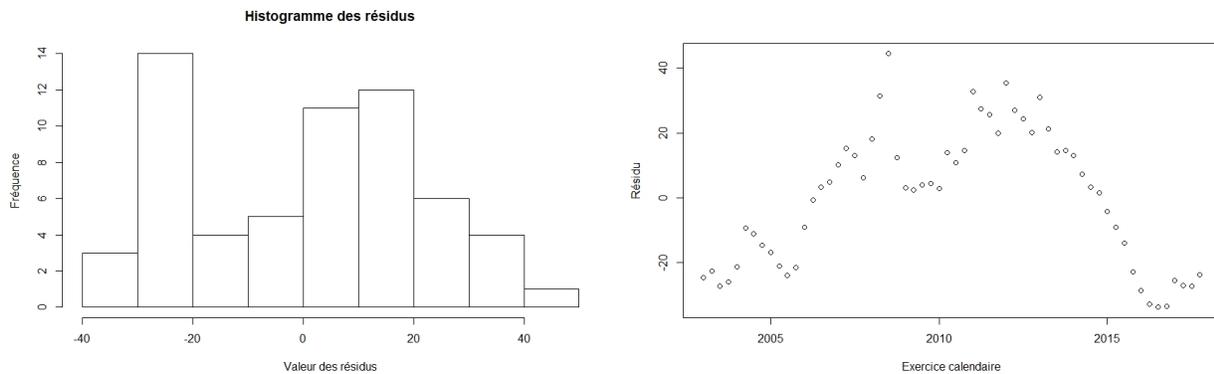


FIGURE G.27 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) sur la période 2003-2017

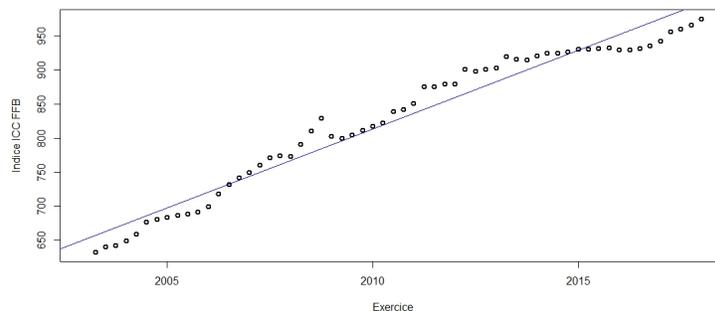


FIGURE G.28 – Evolution (en noir) de l'indice du coût de la construction de la FFB (ICC FFB) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.8 L'index du bâtiment BT01 - Tous corps d'état

L'indice retenu pour la construction est en général l'index BT01 "Tous corps d'état" notamment parce qu'il est publié au Journal Officiel. La base 100 de 1974 a récemment été abandonné au profit d'une base 100 en 2010 avec le coefficient de raccordement 8,3802. Le tableau G.1 donne la composition de l'index.

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.29 et celle de l'index sur le graphe G.30. Le

Salaires et charges	43%
Matériaux	32%
Matériel	4%
Transports	3%
Energie	3%
Frais divers	15%

TABLE G.1 – Composition de l'index BT01
Source : INSEE

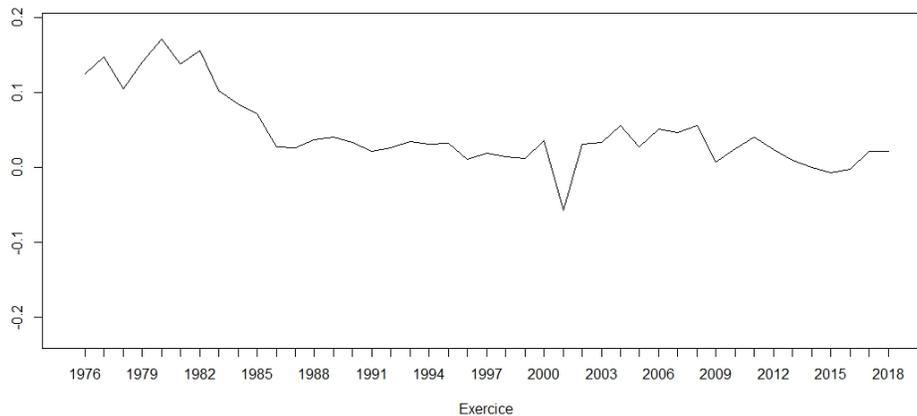


FIGURE G.29 – Evolution du taux d'inflation de l'index BT01 de 1975 à 2017
Source : INSEE

coefficient de détermination de la régression linéaire de l'index BT01 sur la période 2003-2017, vaut 0,89 sur la figure G.31 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p-value inférieure à $2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première approximation sur la figure G.32. Le graphe associé met également en évidence une structure croissante puis décroissante des résidus. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.33.

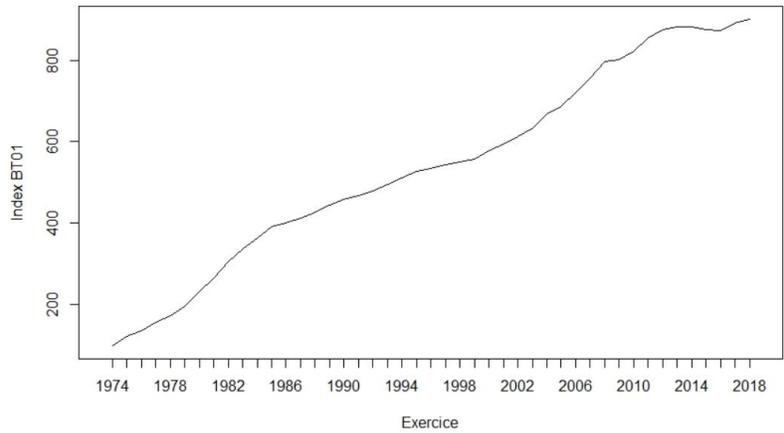


FIGURE G.30 – Evolution de l'index BT01 - Tous corps d'état de 1974 à 2017
Source : INSEE - Base 100 au premier janvier 1974

```

Call:
lm(formula = frame_INDICES$BT01 ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-42.943 -25.916   4.861  23.957  49.326

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -3.616e+04  9.662e+02  -37.42  <2e-16 ***
explicative  1.838e+01  4.805e-01   38.26  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 27.92 on 178 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.8916,    Adjusted R-squared:  0.8909
F-statistic: 1463 on 1 and 178 DF,  p-value: < 2.2e-16

```

FIGURE G.31 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'index BT01 "tous corps d'état" sur la période 2003-2017

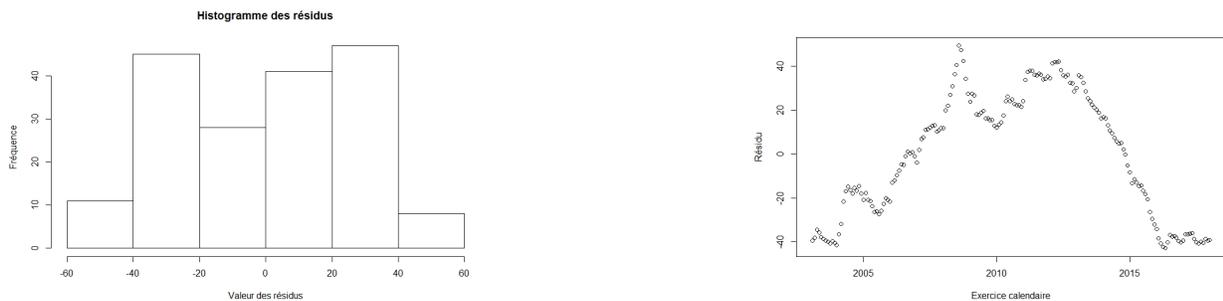


FIGURE G.32 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index BT01 "tous corps d'état" sur la période 2003-2017

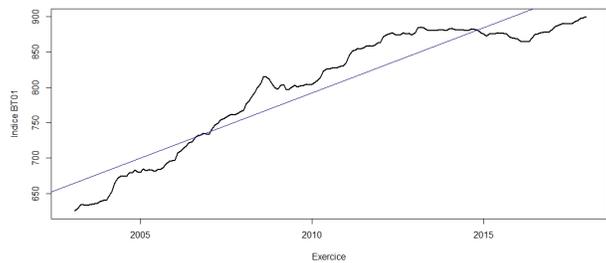


FIGURE G.33 – Evolution (en noir) de l'index BT01 "tous corps d'état" de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.9 Indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA)

Cet indice mensuel, publié par EUROSTAT, mesure l'évolution des prix de l'entretien et de la réparation des véhicules personnels (REPA). L'évolution du taux est affichée sur la figure G.34 et celle de l'indice sur le graphe G.35. Le coefficient de détermination de la régression linéaire de

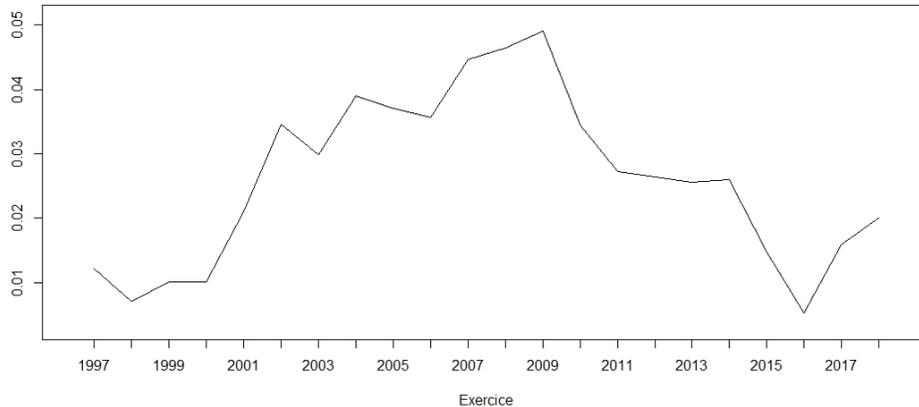


FIGURE G.34 – Evolution du taux d'inflation des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels de 1997 à 2017

Source : EUROSTAT

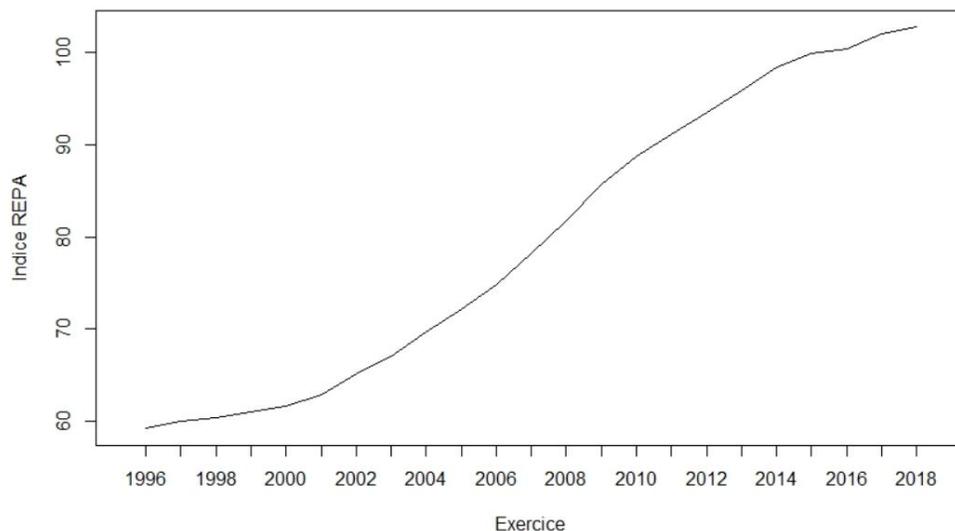


FIGURE G.35 – Evolution de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) de 1996 à 2017

Source : EUROSTAT - Base 100 en 2015

l'indice REPA sur la période 2003-2017, s'élève à 0,98 sur la figure G.36 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p -value inférieure à $2,2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première

approximation sur la figure G.37. Une légère composante périodique émerge également sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.38.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$REPA ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-3.7898 -1.1507 -0.1022  1.5940  2.3428

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -5.235e+03  5.685e+01  -92.09  <2e-16 ***
explicative  2.647e+00  2.828e-02   93.62  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.643 on 178 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9801, Adjusted R-squared:  0.98
F-statistic: 8765 on 1 and 178 DF, p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.36 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) sur la période 2003-2017

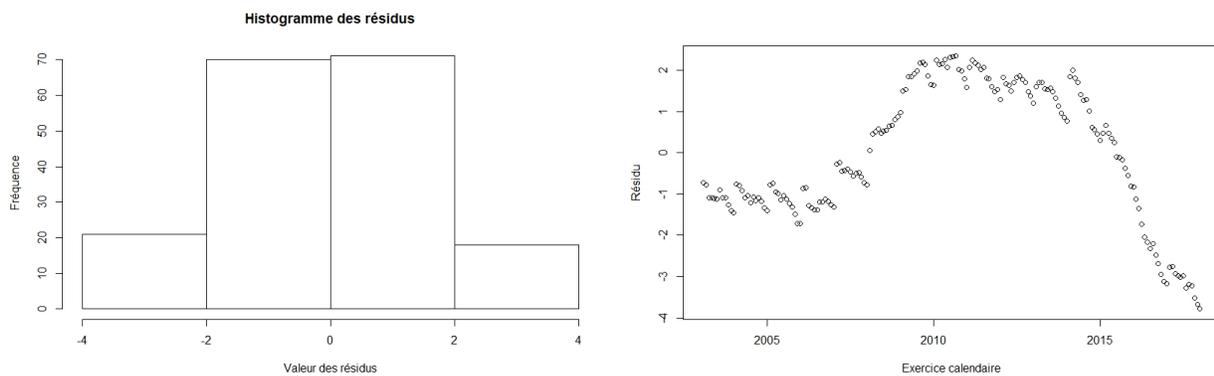


FIGURE G.37 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) sur la période 2003-2017

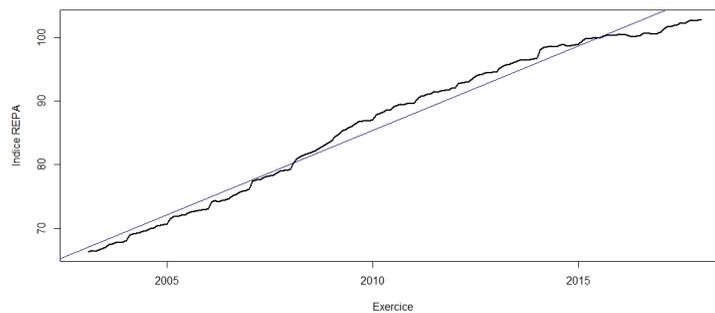


FIGURE G.38 – Evolution (en noir) de l'indice des prix de l'entretien et réparation de véhicules personnels (REPA) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.10 Indice de la main d'oeuvre carrosserie (CARRO)

L'indice trimestriel des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) est calculé hors TVA par la SRA⁵ sur une base 100 en 1998 qui a été modifiée en 2016 avec 2,094 comme coefficient de raccordement.

Les taux horaires de la main-d'oeuvre de carrosserie sont obtenus à partir d'un panel national de réparateurs représentatifs de l'ensemble des carrossiers. Ce panel prend en compte l'effectif productif des réparateurs.

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.39 et celle de l'indice sur le graphe G.40.

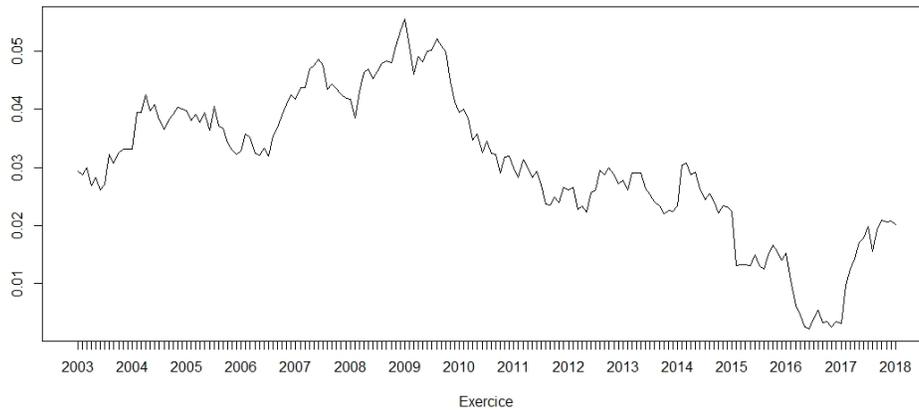


FIGURE G.39 – Evolution du taux d'inflation des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie de 2003 à 2017

Source : EUROSTAT

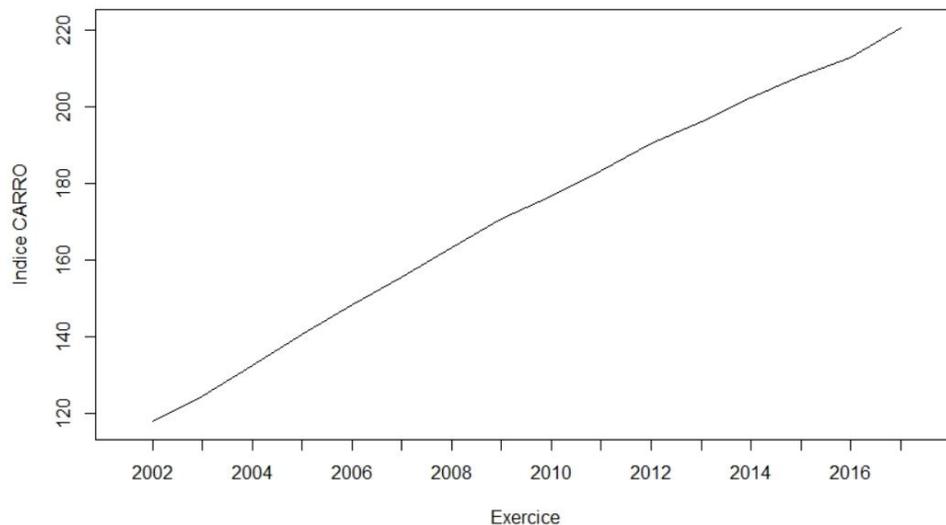


FIGURE G.40 – Evolution de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) de 2002 à 2017

Source : SRA - Base 100 en 1998

5. Lien Internet : <http://www.sra.asso.fr/>

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'indice CARRO sur la période 2003-2017, excède 0,99 sur la figure G.41 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p-value inférieure à $2,2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première approximation sur la figure G.42. Une légère composante périodique se distingue également sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.43.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$CARRO ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-4.411 -1.495 -0.118  1.798  4.075

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.347e+04  1.478e+02  -91.15  <2e-16 ***
explicative  6.787e+00  7.351e-02   92.33  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.248 on 54 degrees of freedom
(124 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9937,    Adjusted R-squared:  0.9936
F-statistic: 8524 on 1 and 54 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.41 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) sur la période 2003-2017

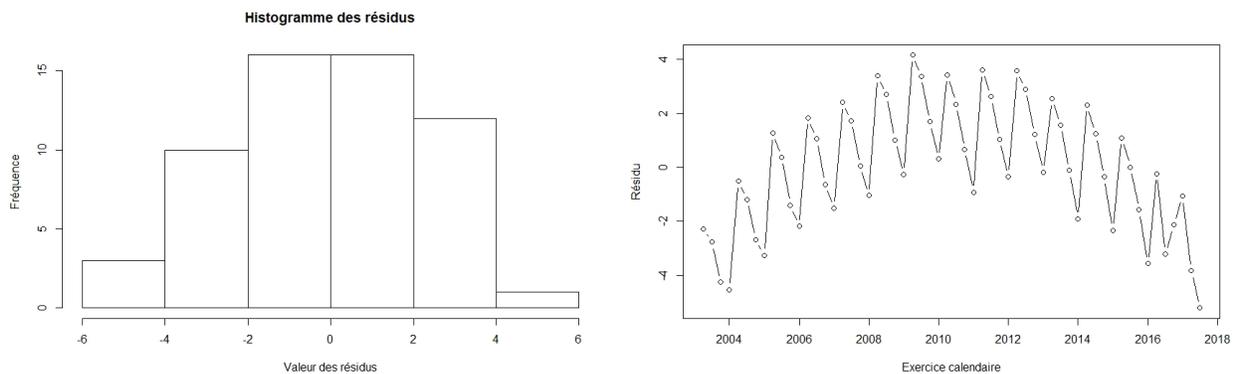


FIGURE G.42 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) sur la période 2003-2017

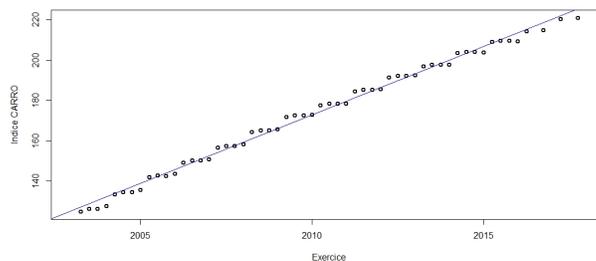


FIGURE G.43 – Evolution (en noir) de l'indice des taux horaires moyens pondérés de la main d'oeuvre dans les travaux de carrosserie (CARRO) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.11 Indice du prix des pièces de rechange (RECH)

Cet indice trimestriel est calculé hors TVA par la SRA⁶ sur une base 100 en 1998 qui a été modifiée en 2016 avec 1,557 comme coefficient de raccordement.

La SRA suit l'évolution du prix d'un panier de pièces de rechange issues des catalogues des constructeurs. Les prix observés sont pondérés selon l'importance du parc accidenté de chaque marque. Il convient de préciser que cet indice de prix n'inclut ni la variation de la consommation des pièces, ni l'évolution technologique des véhicules.

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.44 et celle de l'indice sur le graphe G.45.

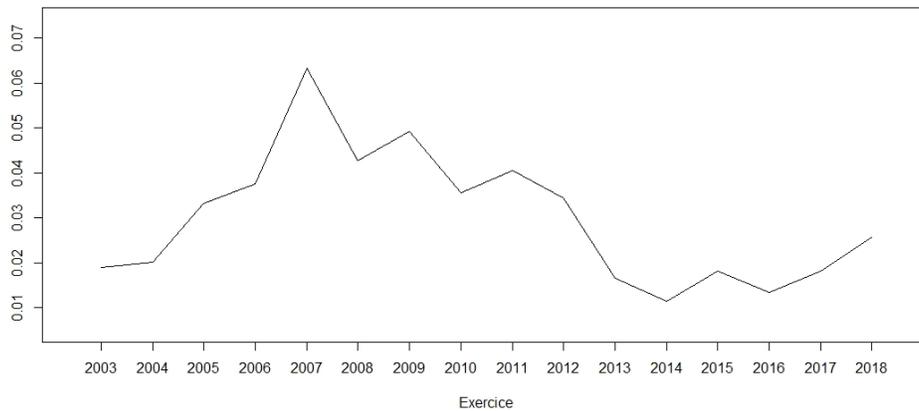


FIGURE G.44 – Evolution du taux d'inflation des prix des pièces de rechange de 2003 à 2017
Source : SRA

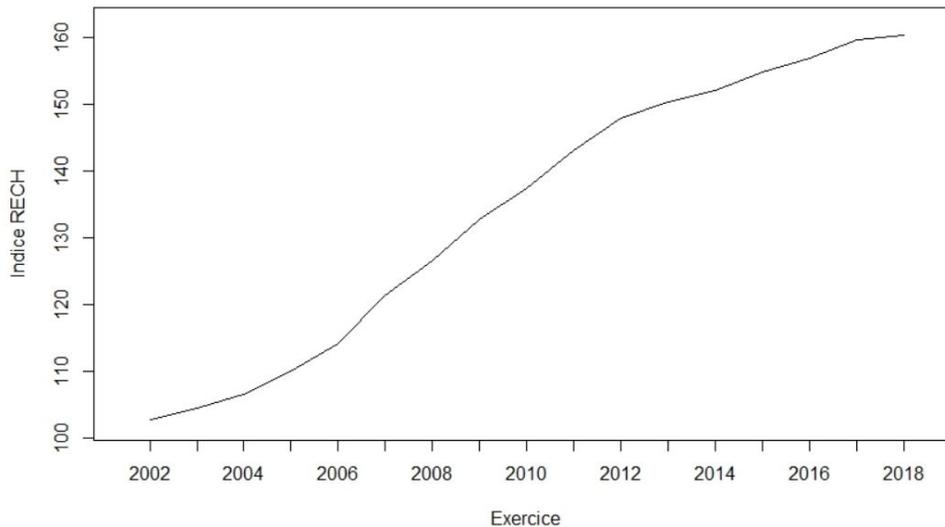


FIGURE G.45 – Evolution de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) de 2002 à 2017
Source : SRA - Base 100 en 1998

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'indice RECH sur la période 2003-2017, atteint 0,97 sur la figure G.46 et la pente de la droite de régression se révèle significativement

6. Lien Internet : <http://www.sra.asso.fr/>

non nulle (p-value inférieure à $2, 2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première approximation sur la figure G.47. Une légère composante périodique émerge également sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'indice en noir sur la figure G.48.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$RECH ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.5575 -2.7157  0.0706  2.6984  5.8298

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -8.462e+03  1.943e+02  -43.56  <2e-16 ***
explicative  4.276e+00  9.663e-02   44.25  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.24 on 58 degrees of freedom
(120 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9712,    Adjusted R-squared:  0.9707
F-statistic: 1958 on 1 and 58 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.46 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) sur la période 2003-2017

Source : SRA

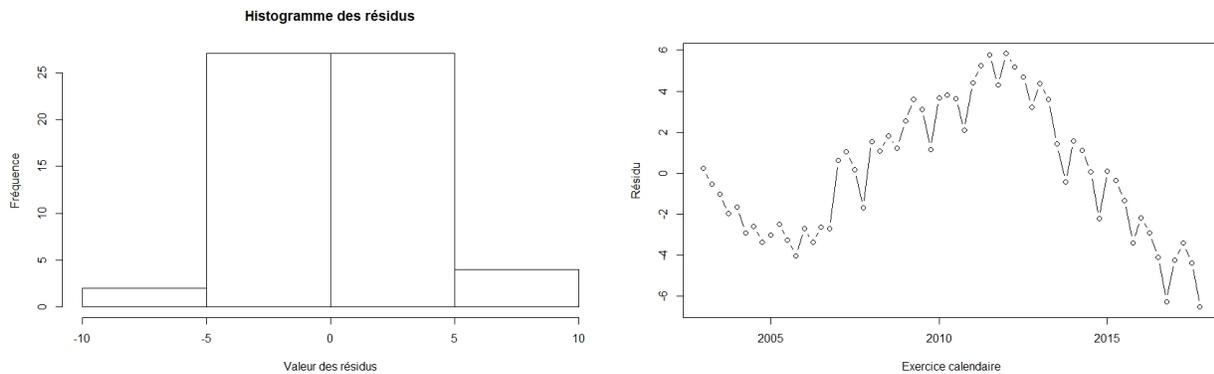


FIGURE G.47 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) sur la période 2003-2017

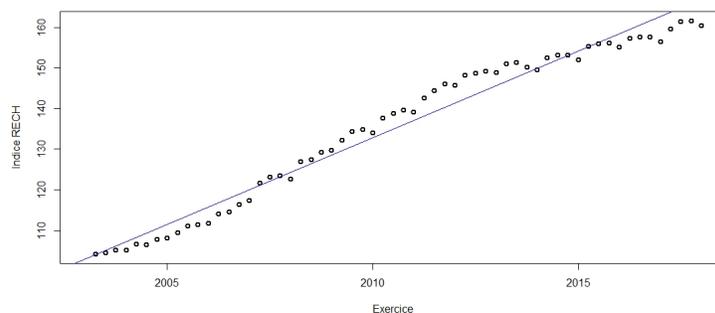


FIGURE G.48 – Evolution (en noir) de l'indice des prix des pièces de rechange (RECH) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

Source : SRA

G.12 L'index des risques industriels (RI)

L'index RI des risques industriels est utilisé pour indexer les contrats d'assurances dommages des entreprises dont le montant à assurer (matériel et marchandises) est au moins égal à 150 fois la valeur en euros de l'indice. Entré en vigueur au 1er avril 1975 sur une base 1000, cet index composite sur terme à échoir publié par la FFA suit la formule suivante :

$I = 45 + 2,26 A + 19,43 B + 5,65 C + 8,37 D$ avec

A : l'indice FFB du coût de la construction (publié par la FFB) en annexe G.7,

B : l'indice mensuel du coût horaire du travail révisé dans l'industrie mécanique et électrique (publié par l'INSEE),

C : l'indice de prix de production de l'industrie française pour le marché français - Prix de marché - CPF 24 - Produits métallurgiques (publié par l'INSEE),

D : l'indice de prix de production de l'industrie française pour le marché français - Prix de marché - CPF 24 - Biens intermédiaires (publié par l'INSEE).

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.49 et celle de l'indice sur le graphe G.50.

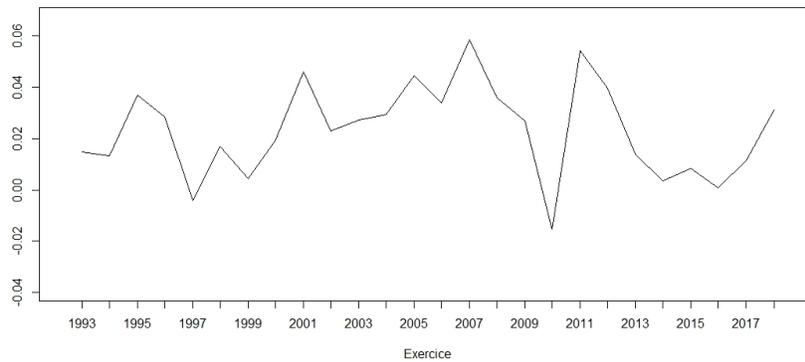


FIGURE G.49 – Evolution du taux d'inflation de l'index des risques industriels de 1993 à 2017
Source : FFA

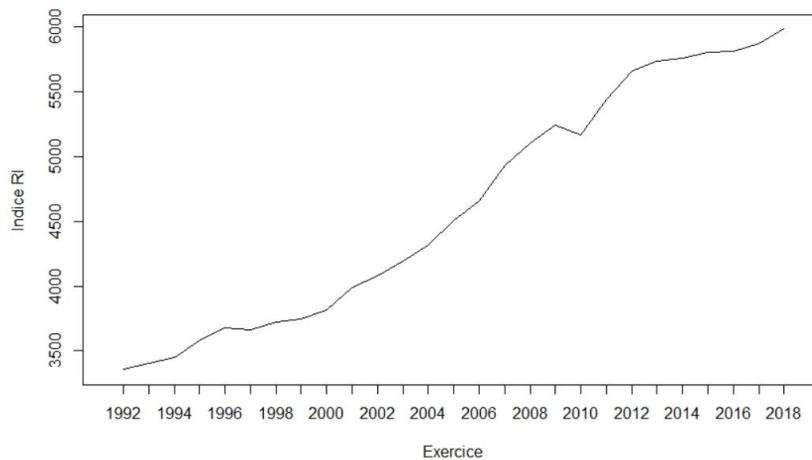


FIGURE G.50 – Evolution de l'index des risques industriels (RI) de 1992 à 2017
Source : FFA - Base 1000 au premier avril 1975

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'index RI sur la période 2003-2017, approche 0,94 sur la figure G.51 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p-value inférieure à $2,2e^{-16}$). On vérifie par le calcul que la moyenne des résidus est nulle. L'histogramme s'assimile à une loi normale en première approximation sur la figure G.52, sur laquelle, une structure croissante puis décroissante des résidus se dessine sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs relatives observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'index en noir sur la figure G.53.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$RI ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-228.060  -99.136   -8.699  124.101  258.346

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -2.439e+05  8.298e+03  -29.40  <2e-16 ***
explicative  1.239e+02  4.127e+00   30.03  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 138.4 on 58 degrees of freedom
(120 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9396,    Adjusted R-squared:  0.9385
F-statistic: 901.7 on 1 and 58 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.51 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'index des risques industriels (RI) sur la période 2003-2017

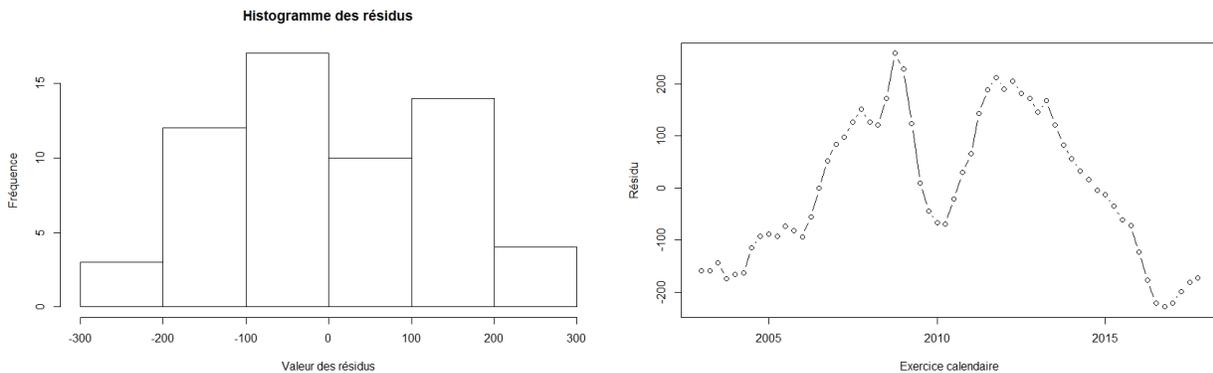


FIGURE G.52 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index des risques industriels (RI) sur la période 2003-2017

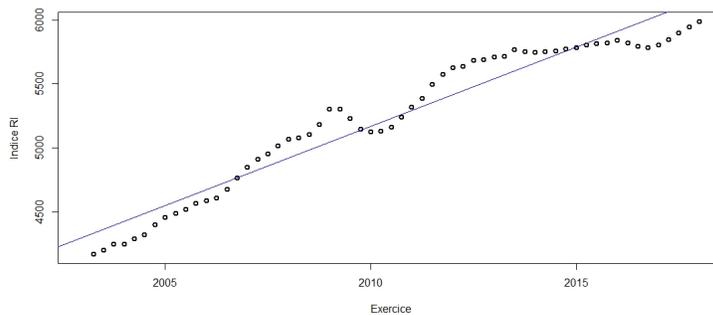


FIGURE G.53 – Evolution (en noir) de l'index des risques industriels (RI) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.13 L'index des Bris de Machines (BM)

Cet index trimestriel (base 100 au 1er janvier 1971) publié par la FFA est propre à l'assurance des bris de machines et est un indice composite sur terme à échoir dont la formule est la suivante : $I = 10 + 7,359 B + 1,9 C$ avec

B : l'indice mensuel du coût horaire du travail révisé dans l'industrie mécanique et électrique (publié par l'INSEE),

C : l'indice de prix de production de l'industrie française pour le marché français - Prix de marché - CPF 24 - Produits métallurgiques (publié par l'INSEE).

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.54 et celle de l'indice sur le graphe G.55.

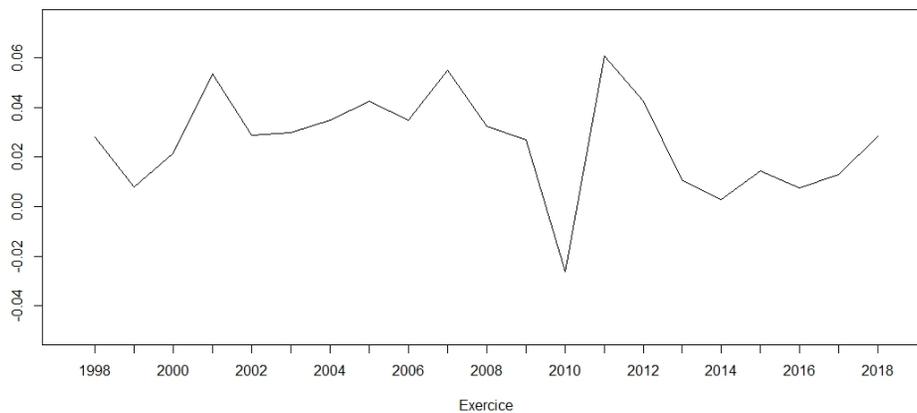


FIGURE G.54 – Evolution du taux d'inflation de l'index des bris de machines (BM) de 1998 à 2017
Source : FFA

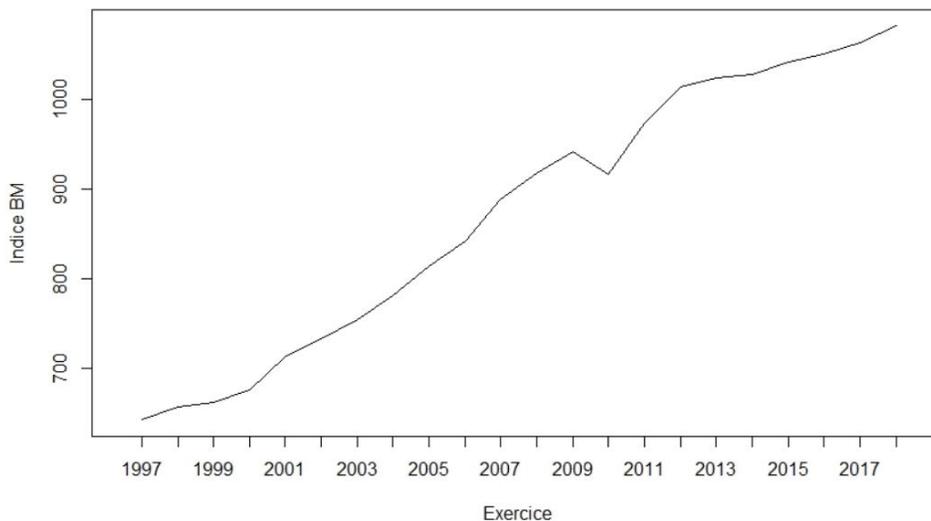


FIGURE G.55 – Evolution de l'index des bris de machines (BM) de 1997 à 2017
Source : FFA - Base 100 au premier janvier 1971

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'index BM sur la période 2003-2017,

atteint 0,95 sur la figure G.56 et la pente de la droite de régression se révèle significativement non nulle (p-value inférieure à $2, 2e^{-16}$). Si le calcul de la moyenne des résidus conduit à une valeur nulle, l'histogramme présente une certaine dissymétrie sur la figure G.57. Le graphe associé met également en évidence une structure croissante puis décroissante des résidus. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs relatives observées. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'index en noir sur la figure G.58.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$BM ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-31.175 -18.924  -4.632  19.406  46.882

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -4.351e+04  1.327e+03  -32.78  <2e-16 ***
explicative  2.211e+01  6.602e-01   33.49  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 22.14 on 58 degrees of freedom
(120 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9508,    Adjusted R-squared:  0.95
F-statistic: 1122 on 1 and 58 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.56 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'index des bris de machines (BM) sur la période 2003-2017

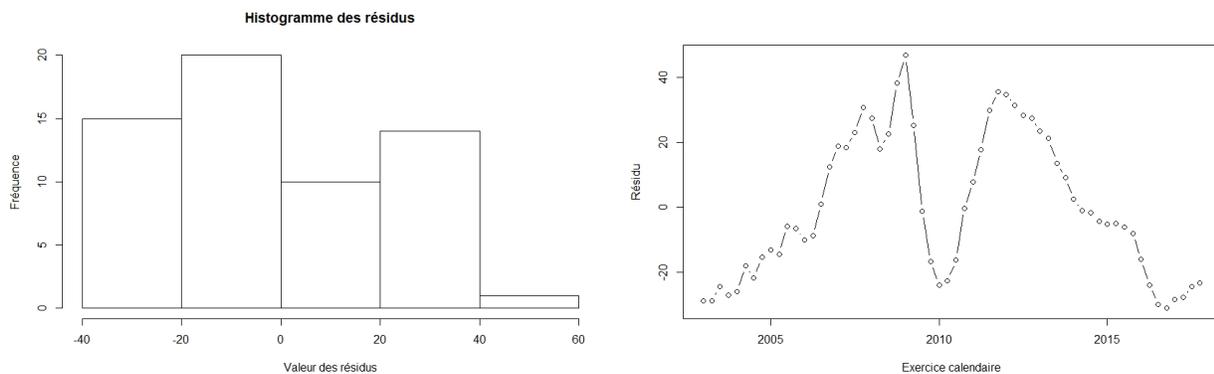


FIGURE G.57 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'index des bris de machines (BM) sur la période 2003-2017

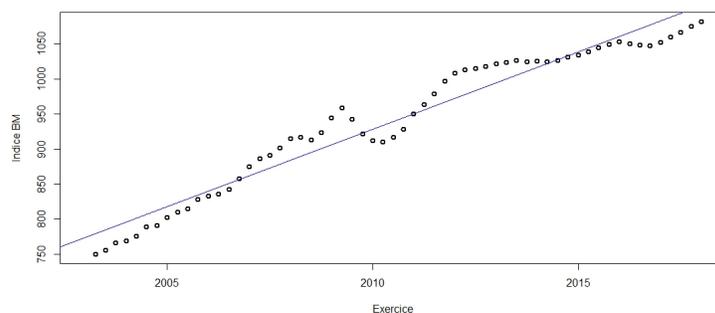


FIGURE G.58 – Evolution (en noir) de l'index des bris de machines de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

G.14 L'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP)

Le Groupe des Industries Métallurgiques de la région parisienne (GIMRP) publiait un indice trimestriel des salaires mensuels bruts des ouvriers de ce secteur.

Si cette série a été arrêtée, elle reste néanmoins effective dans les clauses d'indexation et de stabilisation des traités non-proportionnels de protection de la branche automobile de GENERALI France.

L'évolution du taux est affichée sur la figure G.59 et celle de l'indice sur le graphe G.60.

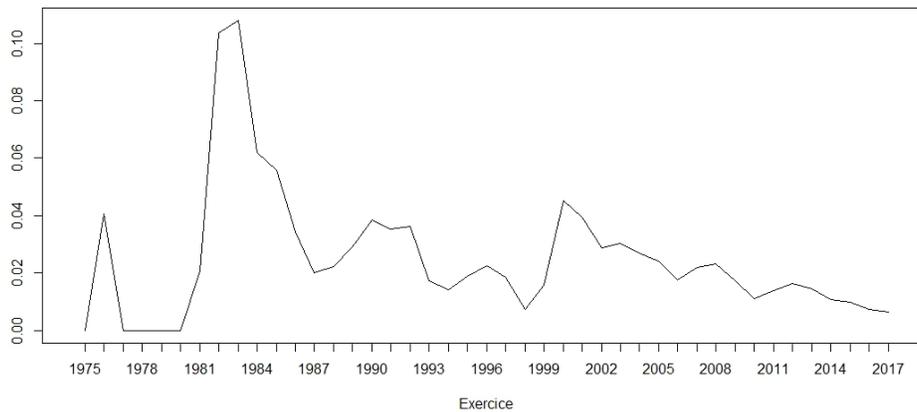


FIGURE G.59 – Evolution du taux d'inflation des salaires mensuels bruts des ouvriers de 1975 à 2017

Source : GIMRP

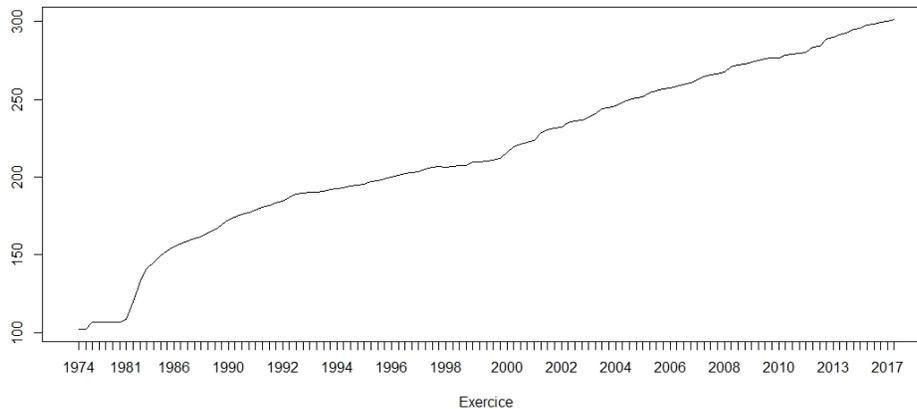


FIGURE G.60 – Evolution de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) de 1974 à 2017

Source : GIMRP - Base 100 en 1974

Le coefficient de détermination de la régression linéaire de l'indice GIMRP sur la période 2003-2017, atteint 0,98 sur la figure G.61 et la pente de la droite de régression se révèle significativement

non nulle (p-value inférieure à $2, 2e^{-16}$). Si le calcul de la moyenne des résidus conduit à une valeur nulle, l'histogramme présente une dissymétrie conséquente sur la figure G.62. On observe également une structure croissante puis décroissante des résidus sur le graphe associé. Nous retenons néanmoins notre modèle compte tenu des faibles valeurs observées des résidus. La droite de régression est représentée en bleu et la courbe de l'index en noir sur la figure G.63.

```
Call:
lm(formula = frame_INDICES$GIMRP ~ explicative)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.3129 -1.5228  0.3164  1.8684  3.4066

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -8.419e+03  1.871e+02  -45.00  <2e-16 ***
explicative  4.325e+00  9.311e-02   46.46  <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.496 on 43 degrees of freedom
(135 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.9805, Adjusted R-squared:  0.98
F-statistic: 2158 on 1 and 43 DF, p-value: < 2.2e-16
```

FIGURE G.61 – Résumé statistique de la régression linéaire de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) sur la période 2003-2017

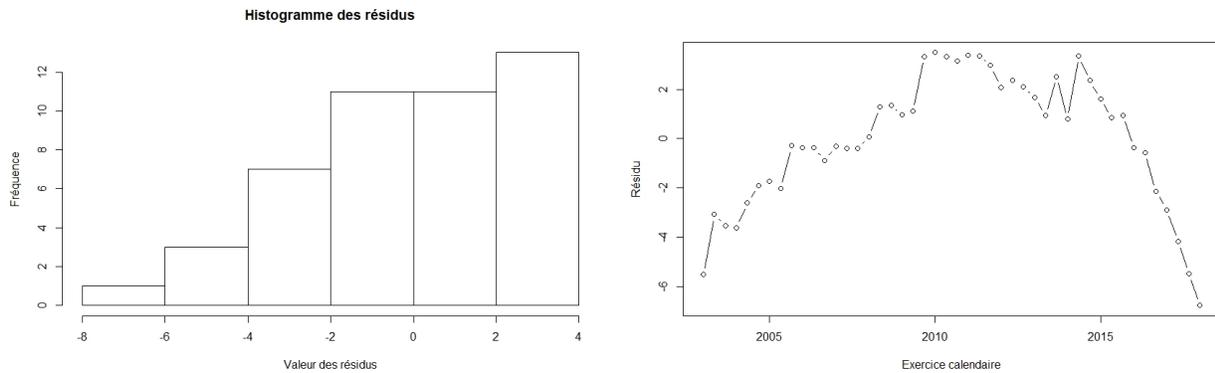


FIGURE G.62 – Histogramme et graphe des résidus de la régression linéaire de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) sur la période 2003-2017

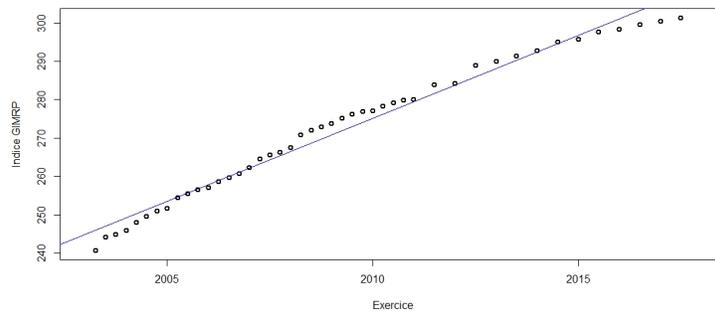


FIGURE G.63 – Evolution (en noir) de l'indice des salaires mensuels bruts des ouvriers (GIMRP) de 2003 à 2017 et droite de régression (en bleu)

Annexe H

Données internes à Generali

Cette annexe présente les données extraites de l'outil d'inventaire non-vie de GENERALI France. Plus précisément, ont été sélectionnées, à l'arrêté annuel de décembre 2017, les informations relatives aux sinistres de charge inférieure à 150k € pour les catégories 23 (dommages matériels automobiles), 24 (dommages aux biens des particuliers), 25 (dommages aux biens des entreprises), 26 (dommages aux biens agricoles) et 36 (responsabilité civile décennale de l'assurance construction) de la compagnie GENERALI IARD, principale société non-vie de GENERALI France. Chacune des catégories ministérielles fait l'objet d'un paragraphe dédié dans lequel sont exposés les règlements bruts de recours ainsi que les nombres de sinistres qui constituent les principales sources de données de la présente étude.

H.1 Catégorie 23 des dommages matériels automobiles

On observe, à partir de l'exercice de survenance 2010, une diminution significative et quasi-linéaire des règlements cumulés (figure H.1) comme du nombre de sinistres (figure H.3). La figure H.2 montre également que les sinistres sont liquidés en l'espace de 3 ans mais qu'il faut compter 4 années, sur la figure H.4, pour stabiliser correctement leur nombre (à l'exception de la survenance 2003 qui se fixe plus tardivement).

La diminution conséquente des règlements et du nombre de sinistres à partir de 2010 s'interprète donc par une réduction du portefeuille de contrats. On observe enfin que les données de la survenance 2004 semblent aberrantes aussi bien au niveau des règlements que du nombre de sinistres.

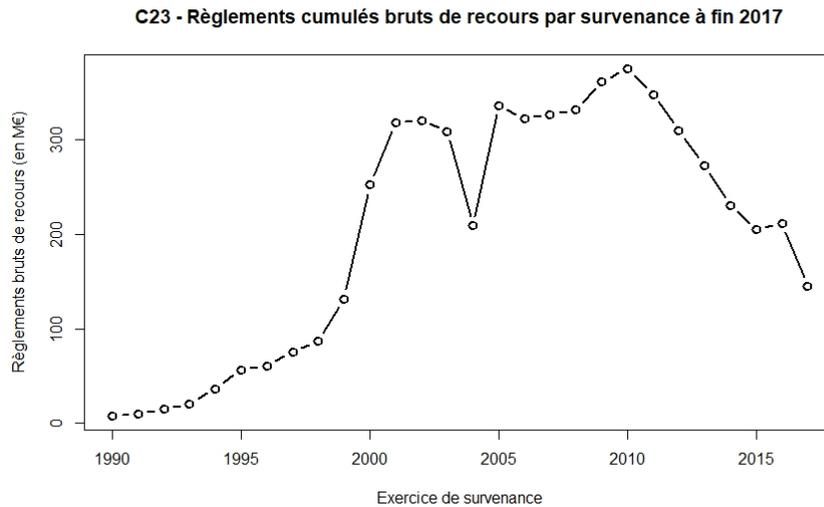


FIGURE H.1 – Règlements cumulés bruts de recours en dommages automobiles par exercice de survenance à fin 2017

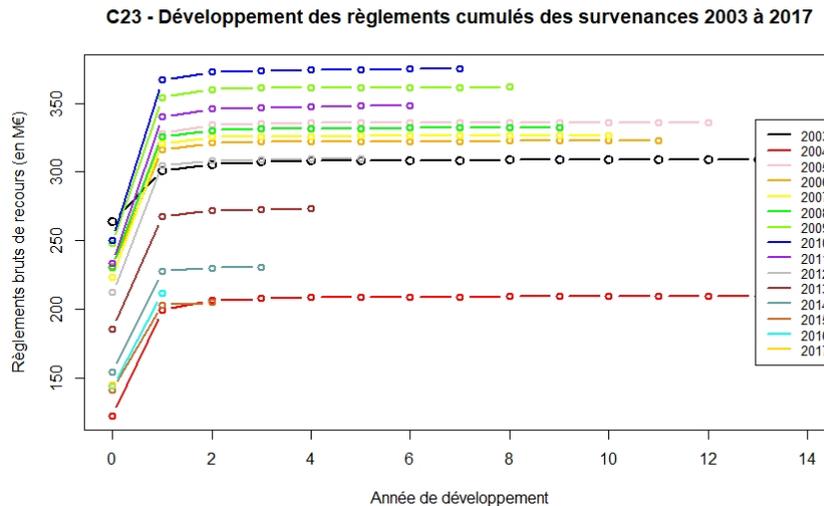


FIGURE H.2 – Evolution des règlements en dommages automobiles pour les survenances 2003 à 2017

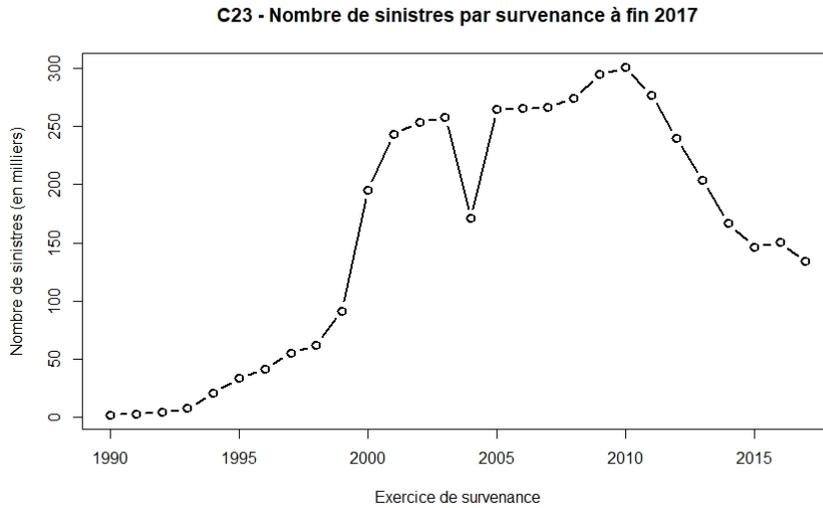


FIGURE H.3 – Nombre de sinistres par survenance en dommages automobiles à fin 2017

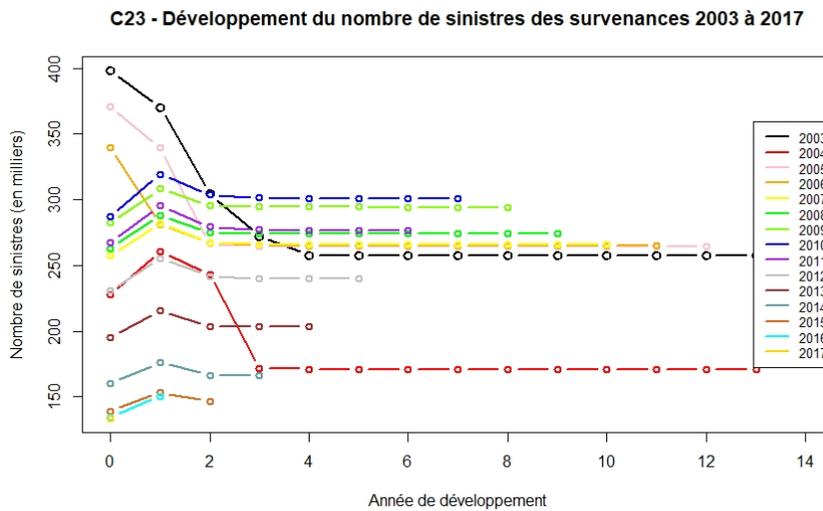


FIGURE H.4 – Evolution du nombre de sinistres en dommages automobiles pour les survenances 2003 à 2017

H.2 Catégorie 24 des dommages aux biens des particuliers

On observe comme pour la catégorie précédente une diminution significative et quasi-linéaire des règlements cumulés (figure H.5) ainsi que du nombre de sinistres (figure H.7) mais qui n'interviennent pas à partir du même exercice de survenance (2009 pour les premiers et 2003, soit sur l'ensemble du périmètre étudié, pour le second). La figure H.6 montre également que les sinistres sont liquidés en 5-6 ans et que 4 années sont nécessaires, sur la figure H.8, pour stabiliser correctement leur nombre (à l'exception de la survenance 2003 qui se fixe plus tardivement).

Une réduction du portefeuille de contrats de dommages aux biens des particuliers explique également les baisses de règlements cumulés et de nombres de sinistres. On observe enfin un pic pour la survenance 1999 aussi bien au niveau des règlements que du nombre de sinistres. Les valeurs anormalement élevées s'expliquent par les tempêtes Lothar et Martin qui avaient durement affecté le portefeuille de GENERALI France.

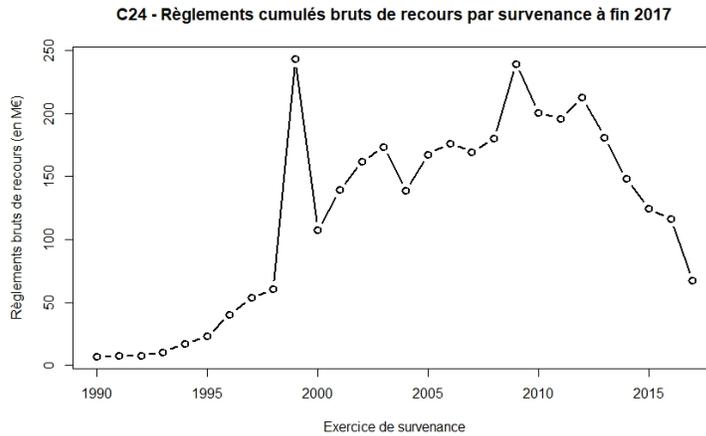


FIGURE H.5 – Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens des particuliers par exercice de survenance à fin 2017

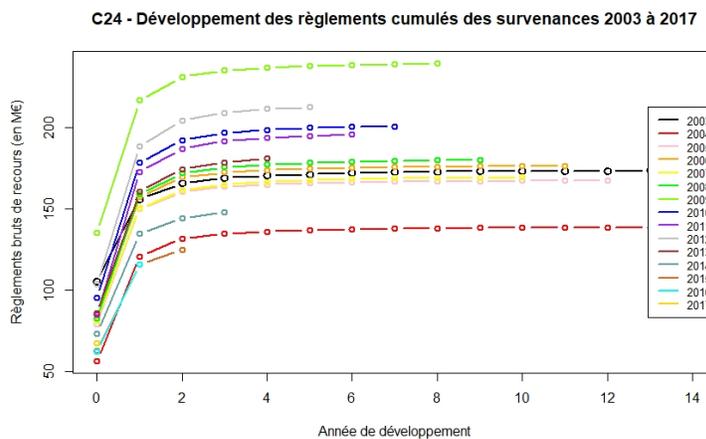


FIGURE H.6 – Evolution des règlements en dommages aux biens des particuliers pour les survenances 2003 à 2017



FIGURE H.7 – Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens des particuliers à fin 2017

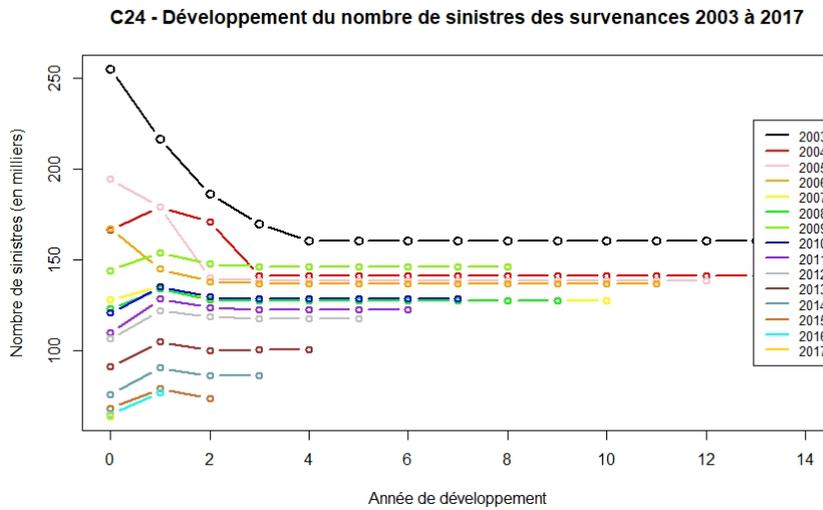


FIGURE H.8 – Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens des particuliers pour les survenances 2003 à 2017

H.3 Catégorie 25 des dommages aux biens des entreprises

Les différents graphes des dommages aux biens des entreprises sont très semblables aux figures du paragraphe précédent. Ainsi, les règlements cumulés (figure H.9) et le nombre de sinistres (figure H.11) diminuent de la même façon respectivement à partir de 2009 et 2003. La liquidation des sinistres prend environ 5 ans sur la figure H.10 et leur nombre se stabilise après 3 années sur la figure H.12, à l'exception des survenances 2003 et 2004.

Une réduction du portefeuille de contrats de dommages aux biens des entreprises explique également les baisses de règlements cumulés et de nombres de sinistres. Enfin, la présence d'un pic en 1999 s'explique aussi par les tempêtes Lothar et Martin.

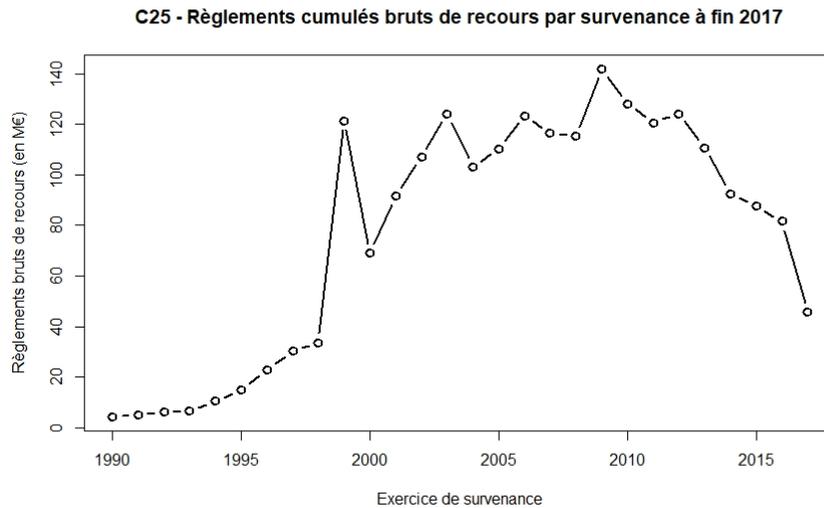


FIGURE H.9 – Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens des entreprises par exercice de survenance à fin 2017

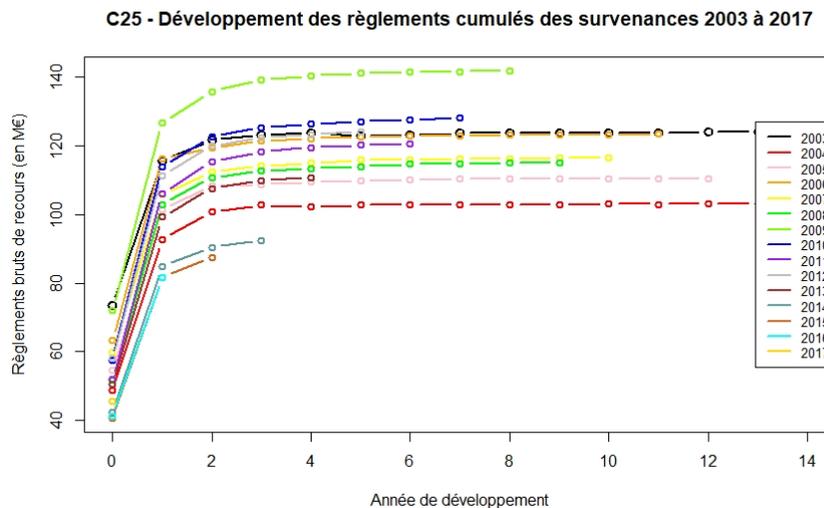


FIGURE H.10 – Evolution des règlements en dommages aux biens des entreprises pour les survenances 2003 à 2017

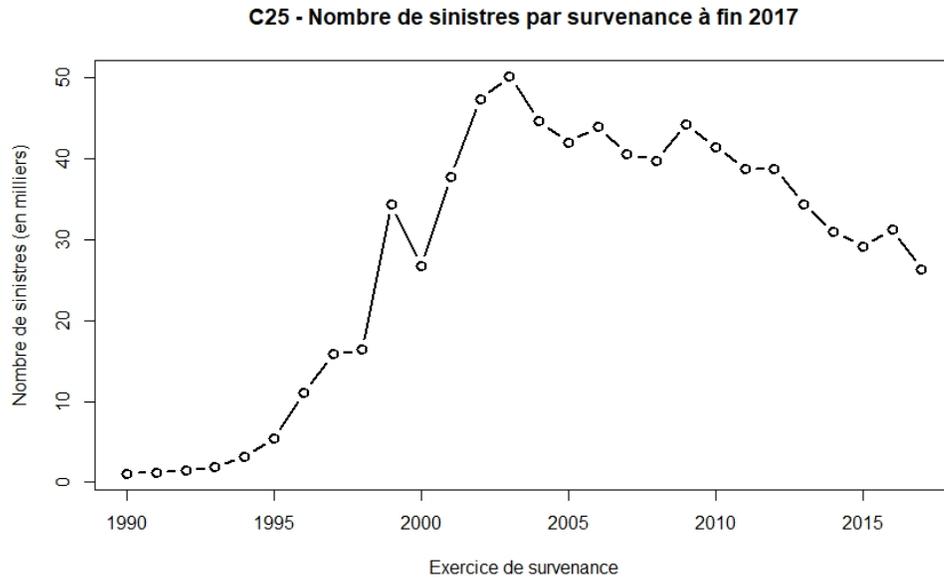


FIGURE H.11 – Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens des entreprises à fin 2017

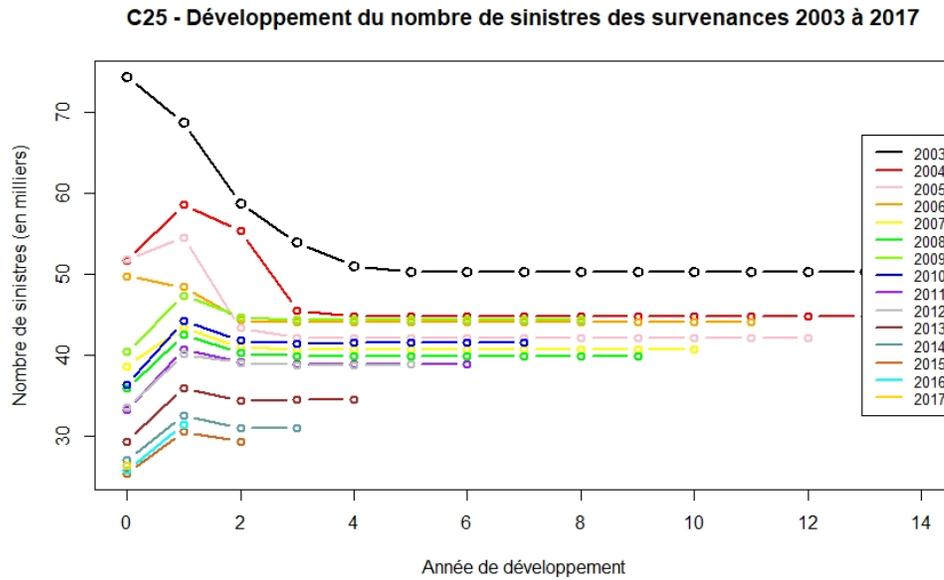


FIGURE H.12 – Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens des entreprises pour les survenances 2003 à 2017

H.4 Catégorie 26 des dommages aux biens agricoles

Contrairement aux autres catégories, on ne peut pas conclure à une diminution des règlements cumulés avec les derniers exercices de survenance même si une tendance baissière existe bien pour les nombres de sinistres à partir de 2003 (figure H.15). Par contre, le graphe des règlements cumulés H.13 montre une grande volatilité puisqu'on peut passer du simple au double ou inversement d'un exercice à l'autre. Cependant, comme les catégories précédentes, la liquidation des sinistres, sur la figure H.14, intervient rapidement, en 3 ans environ, délai également nécessaire pour atteindre un nombre de sinistres stable sur la figure H.16, à l'exception de la survenance 2003 qui se fixe plus tardivement.

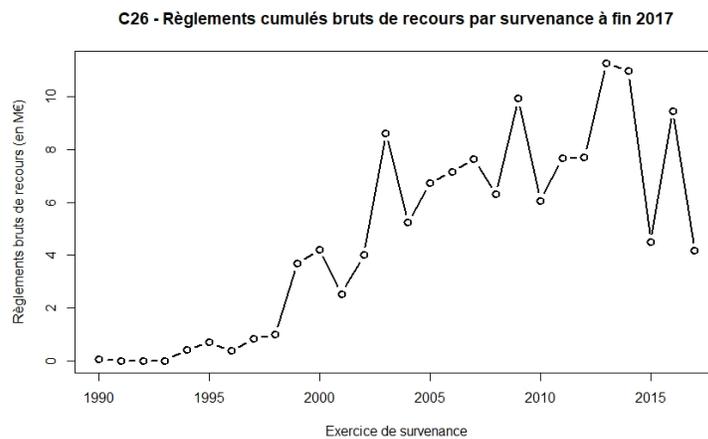


FIGURE H.13 – Règlements cumulés bruts de recours en dommages aux biens agricoles par exercice de survenance à fin 2017

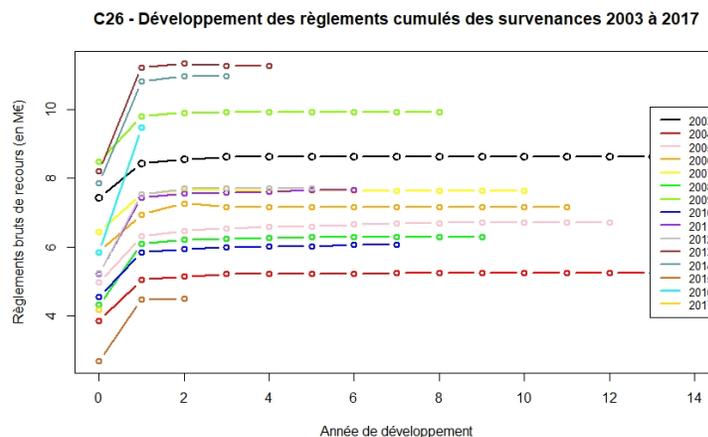


FIGURE H.14 – Evolution des règlements en dommages aux biens agricoles pour les survenances 2003 à 2017

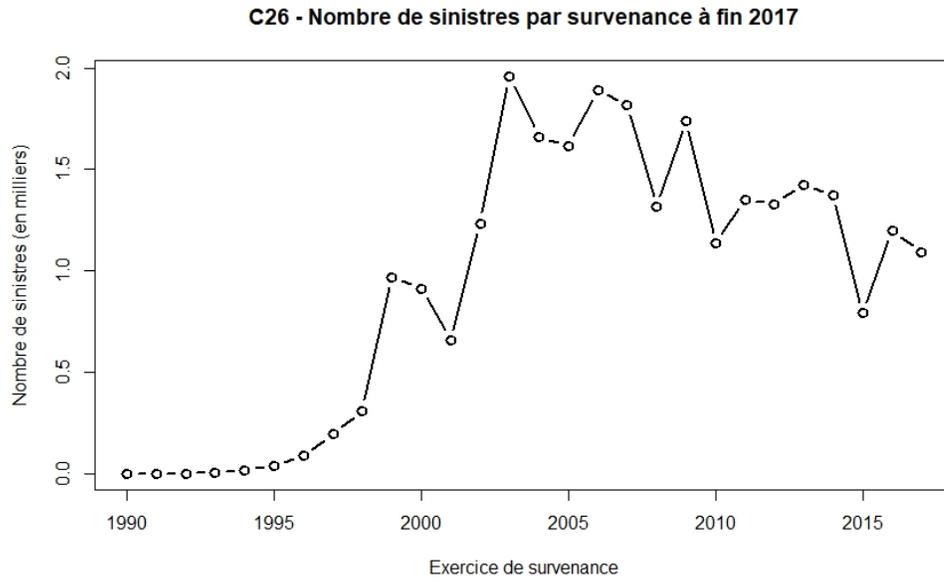


FIGURE H.15 – Nombre de sinistres par survenance en dommages aux biens agricoles à fin 2017

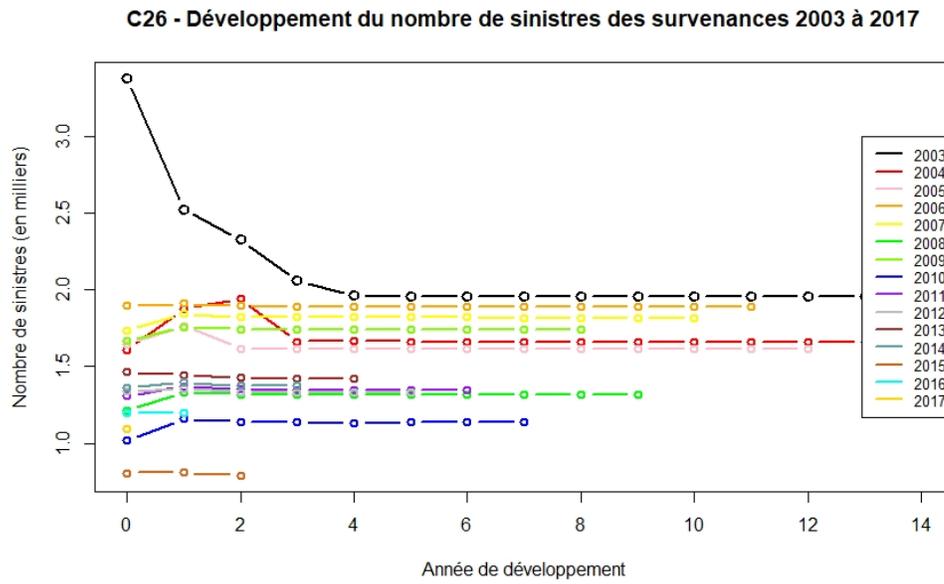


FIGURE H.16 – Evolution du nombre de sinistres en dommages aux biens agricoles pour les survenances 2003 à 2017

H.5 Catégorie 36 de la responsabilité civile décennale de l'assurance construction

Si, à fin 2017, les règlements cumulés par DOC¹ (figure H.17) et le nombre de sinistres par DOC (figure H.19) laissent imaginer que le portefeuille de l'assurance construction a subi comme pour les autres catégories étudiées une diminution conséquente des contrats en stock, les développements des règlements cumulés (figure H.18) ainsi que des nombres de sinistres (figure H.20) appellent à relativiser cette interprétation tant le déroulement de la branche apparaît conséquent. En effet, le nombre de sinistres amorce un repli à partir de la 13^e année de développement pour les seules deux premières années 2003 et 2004 observables sur une telle période alors que les règlements cumulés sont encore nettement croissants sur l'horizon considéré (15 ans).

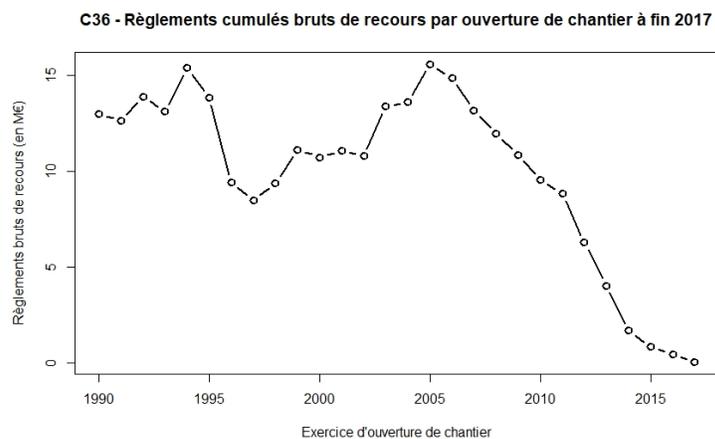


FIGURE H.17 – Règlements cumulés bruts de recours à fin 2017 en responsabilité décennale de l'assurance construction par exercice d'ouverture de chantier

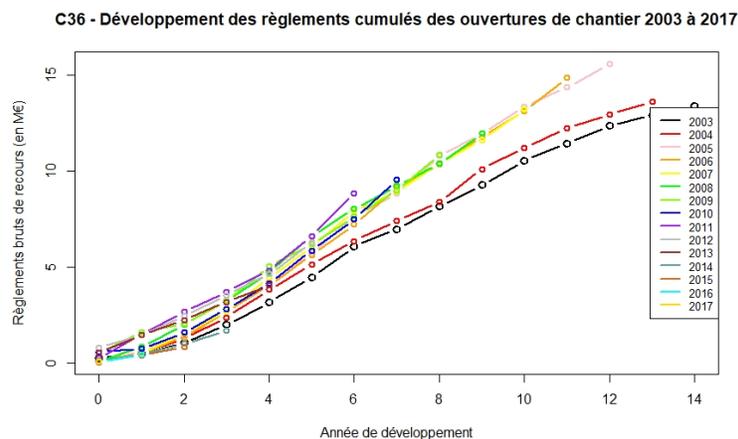


FIGURE H.18 – Evolution des règlements en responsabilité décennale de l'assurance construction pour les ouvertures de chantier 2003 à 2017

1. Date d'ouverture de chantier



FIGURE H.19 – Nombre de sinistres par année d’ouverture de chantier en responsabilité décennale de l’assurance construction à fin 2017

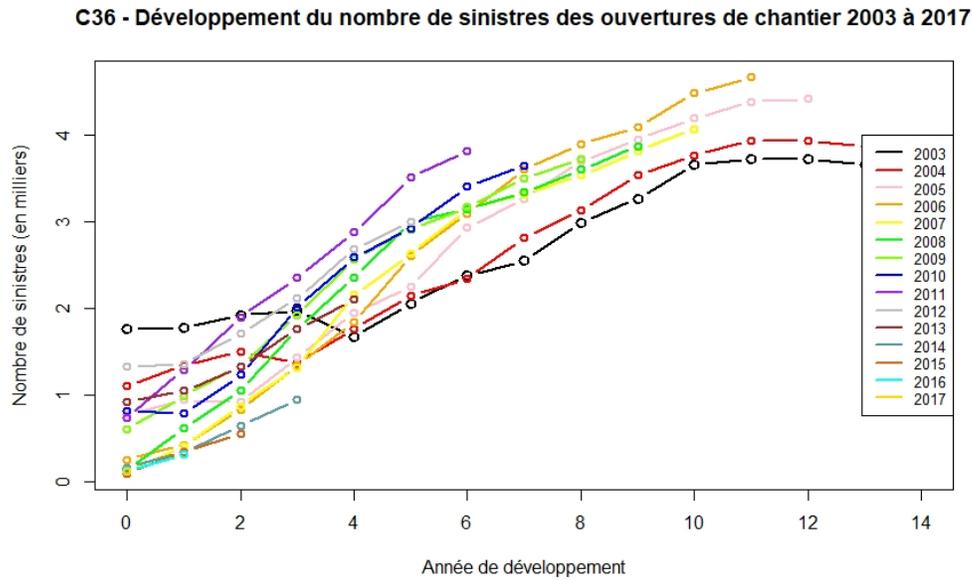


FIGURE H.20 – Evolution du nombre de sinistres en responsabilité décennale de l’assurance construction pour les ouvertures de chantier 2003 à 2017

Annexe I

Graphes CC-Plot

Dans le cadre de la vérification des hypothèses de la méthode *chain ladder*, la présente annexe reproduit les différents graphes cc-plot pour les différentes années de développement et catégories d'assurance. Ces dernières font l'objet d'un paragraphe dédié qui regroupe l'ensemble des graphiques associés.

I.1 Dommages matériels automobiles

Si l'on devine une relation linéaire pour $j=0$ sur le graphe cc-plot correspondant, une véritable relation affine se dessine ensuite plus distinctement pour les années de développements suivantes ($j=1, \dots, 5$).

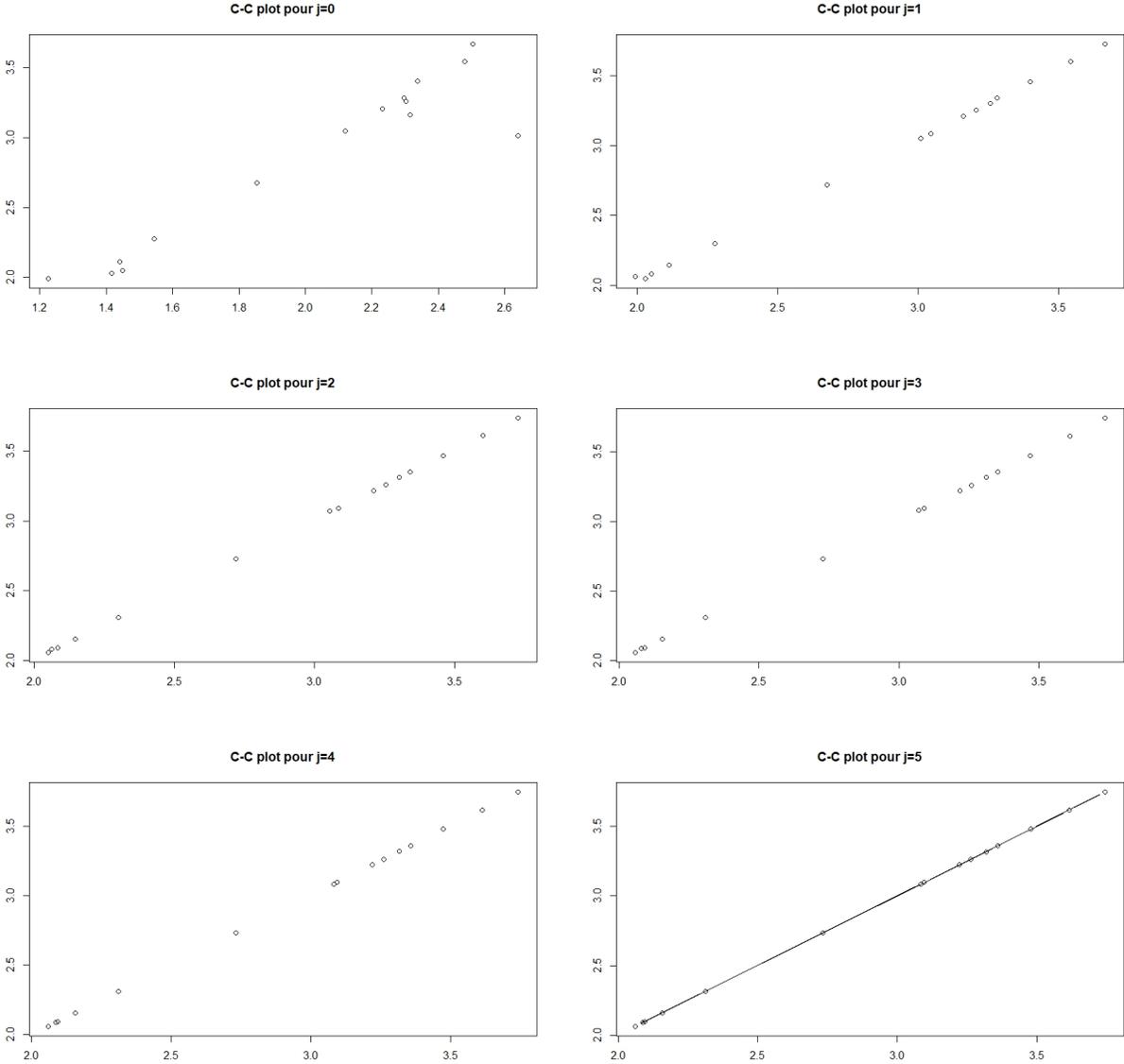


FIGURE I.1 – Graphes cc-plot des dommages matériels automobiles

I.2 Dommages aux biens des particuliers

Une relation linéaire se dessine progressivement avec les années de développement ($j=0,\dots,4$) sur les graphes cc-plot infra.

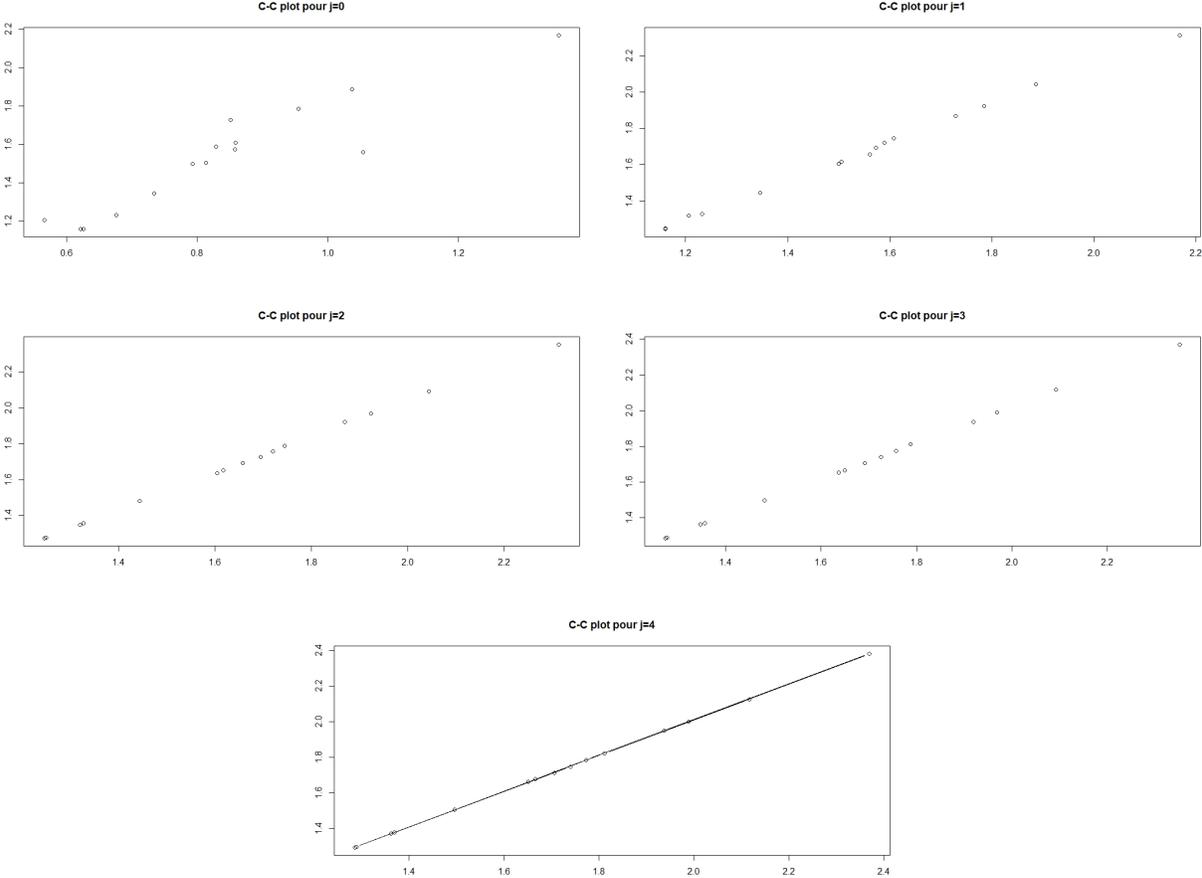


FIGURE I.2 – Graphes cc-plot des dommages aux biens des particuliers

I.3 Dommages aux biens des entreprises

Une relation affine, peu évidente pour $j=0$, se met en place au gré des années de développement ($j=1, \dots, 5$).

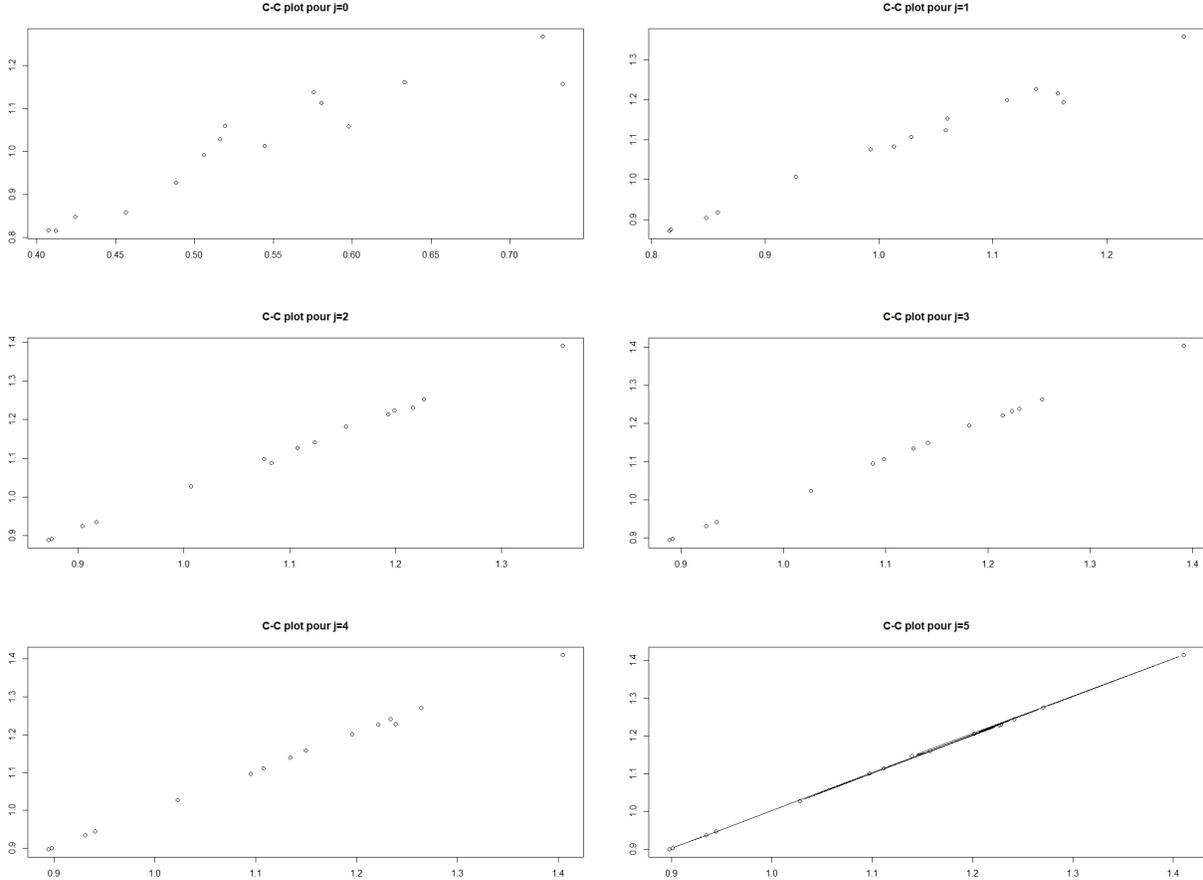


FIGURE I.3 – Graphes cc-plot des dommages aux biens des entreprises

I.4 Dommages aux biens agricoles

Si pour $j=0$, la présence d'une droite sur le graphe cc-plot n'apparaît pas évidente, une relation affine s'affirme dès l'année suivante ($j=1$) puis devient ensuite plus explicite.

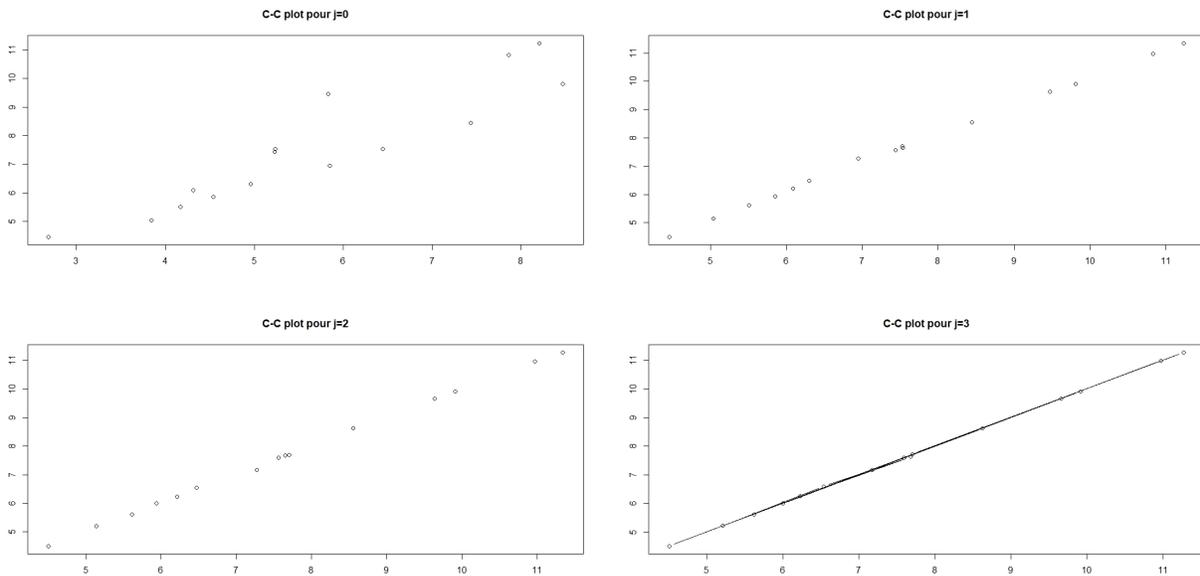


FIGURE I.4 – Graphes cc-plot des dommages aux biens agricoles

I.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

Les graphes cc-plot pour $j=0$ à $j=9$ mettent en évidence l'absence de relation linéaire pour les premières années de développement ($j=0,1,2$). Ensuite, une droite se dessine progressivement pour les années de développement suivantes. Il faut toutefois attendre $j=9$ pour obtenir une relation affine similaire aux autres catégories d'assurance.

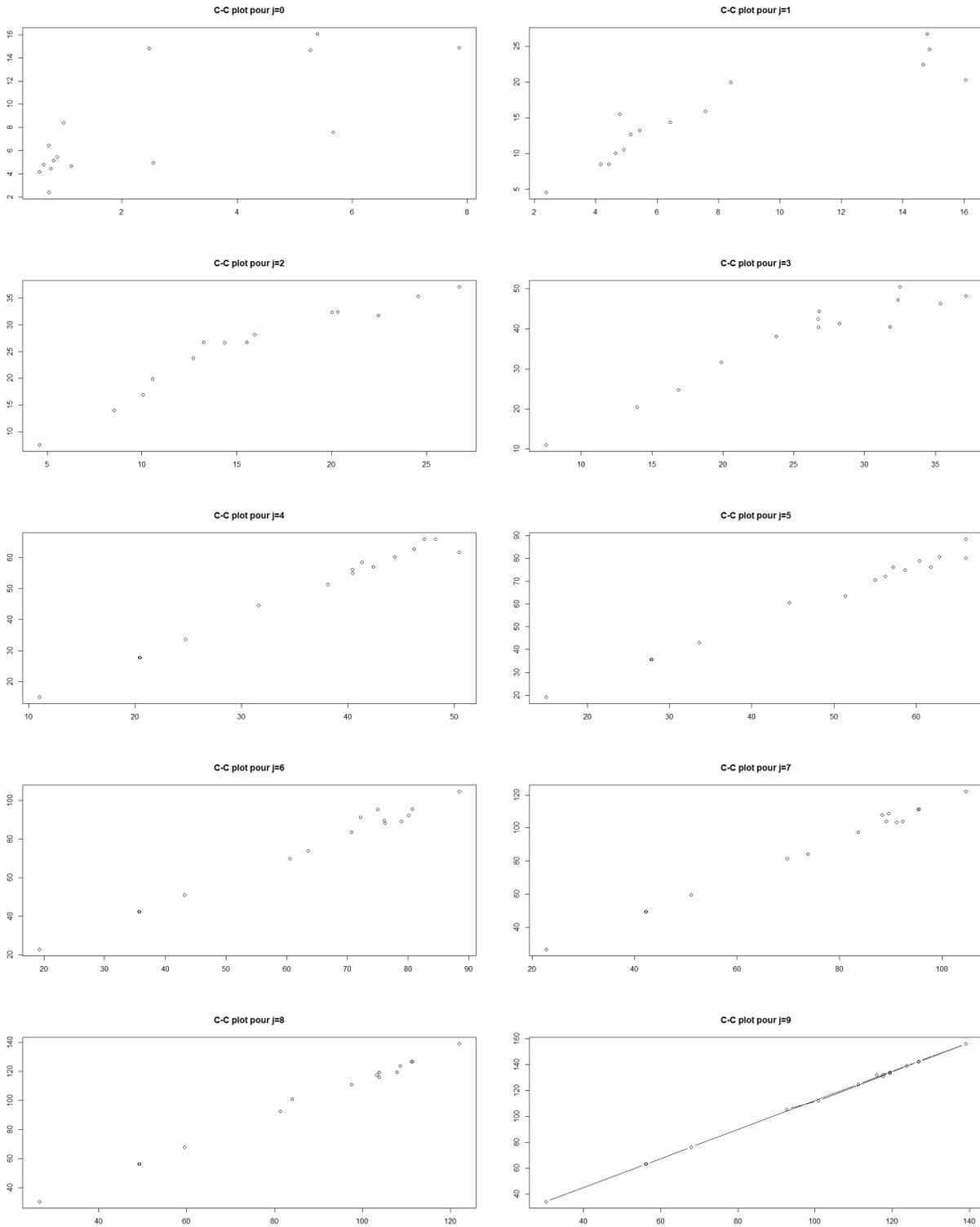


FIGURE I.5 – Graphes cc-plot de la responsabilité décennale de l'assurance construction

Annexe J

Modèle du maximum de vraisemblance amélioré

Cette annexe détaille l'étude du modèle amélioré du maximum de vraisemblance du paragraphe 3.1.2 dans lequel les facteurs d'inflation suivent l'équation (3.10) rappelée infra. Pour tout $k \in \{1, \dots, n\}$

$$\lambda_k = b\lambda_0 (1 + ai_0) \dots (1 + ai_{k-1}) + \gamma_k \quad (\text{J.1})$$

où a et b doivent être positifs, les $(\gamma_k)_{k=1, \dots, n}$ sont indépendants et identiquement distribués selon une loi normale $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ et les $(i_k)_{k=1, \dots, n}$ sont les taux d'inflation entre les années k et $k+1$.

Pour chaque catégorie d'assurance du périmètre, le modèle teste, sur la période complète 2003 à 2017, le meilleur ajustement aux coefficients de Taylor avec chacune des douze séries chronologiques et l'indice qui présente le maximum de vraisemblance est retenu. Les hypothèses de validité du modèle sont ensuite vérifiées pour l'indice sélectionné. Les résultats sont présentés par catégorie au sein d'un paragraphe dédié.

J.1 Dommages matériels automobiles

Les résultats du modèle amélioré appliqué aux 12 indices sont reportés dans le tableau J.1. Le maximum de vraisemblance est atteint pour l'index BM sur la période 2003-2017. Nous retenons néanmoins l'indice CARRO qui présente le meilleur ajustement parmi les séries du secteur automobile. Notre choix se confirme sur la période 2005-2017 étudiée qui fait suite à la présence d'une valeur anormalement faible pour le facteur de Taylor de l'année 2004.

Indices	Période 2003-2017			Période 2005-2017		
	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	3,316	0,897	98,1	2,494	1,176	63,2
IPCHHT	2,623	0,910	99,6	1,969	1,175	63,2
ASSU	1,919	0,950	108,1	1,411	1,215	55,8
ICC	1,922	0,817	87,3	1,566	1,093	71,9
ICC FFB	1,474	0,875	89,5	1,136	1,601	56,2
BT01	1,724	0,851	95,1	1,320	1,154	74,8
REPA	1,329	0,914	97,7	1,001	1,177	57,8
CARRO	1,074	0,882	89,4	0,829	1,169	48,5
RECH	1,280	0,947	101,3	0,958	1,172	61,4
RI	1,786	0,865	87,0	1,395	1,139	60,8
BM	1,827	0,858	84,3	1,436	1,136	55,7
GIMRP	2,818	0,861	89,6	2,175	1,164	51,0

TABLE J.1 – Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages matériels automobiles

Le graphique de la figure J.1 représente les coefficients de Taylor (en noir) et les résultats du modèle amélioré à deux paramètres appliqué à l'indice de la main d'oeuvre des travaux de carrosserie (CARRO).

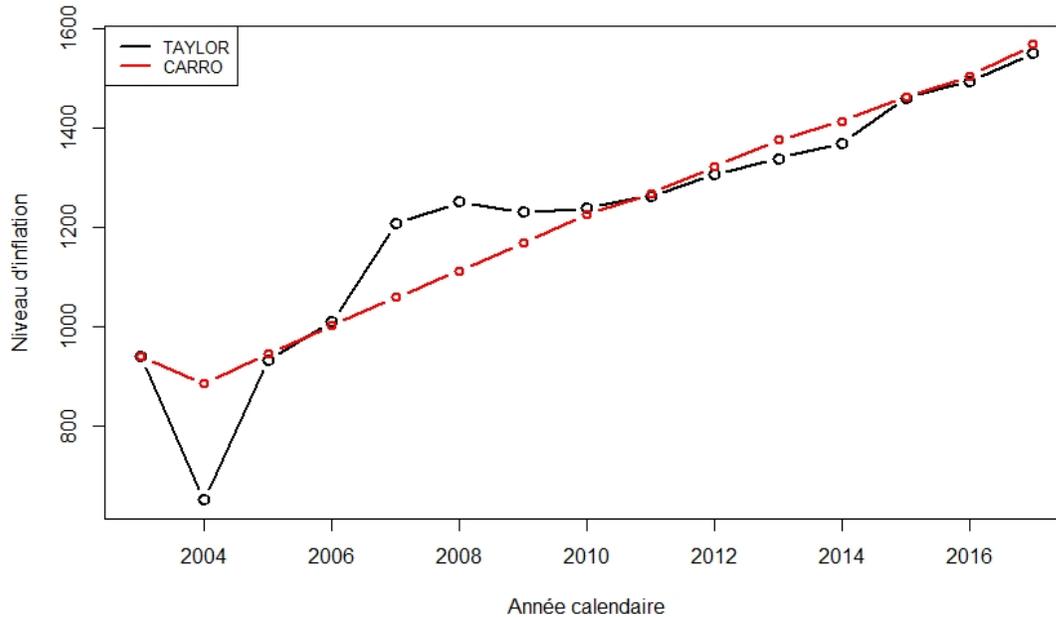


FIGURE J.1 – Ajustement des facteurs d’inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l’indice CARRO

La figure J.2 indique que la moyenne des résidus est 0,03 et que cette valeur n’est pas significativement non nulle (p-value proche de 0,999) et n’invalide donc pas notre hypothèse ($\mu = 0$).

```

one sample t-test

data: frame_2005_2017_2$CARRO[[18]][2:15]
t = 0.001885, df = 11, p-value = 0.9985
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -30.76090  30.81364
sample estimates:
mean of x
0.0263666

```

FIGURE J.2 – Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l’indice CARRO

L’histogramme des résidus de la figure J.3 s’assimile en première approximation à une loi normale et le graphe des résidus ne laisse pas apparaître de structure non aléatoire.

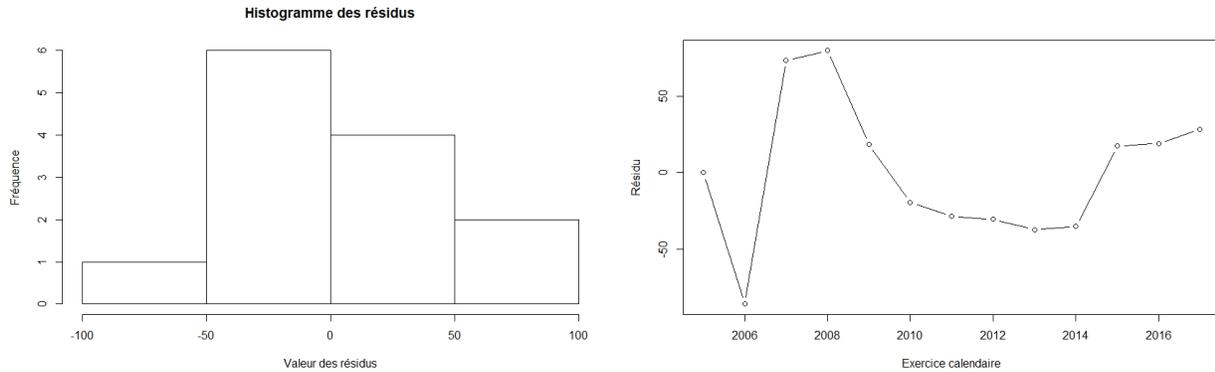


FIGURE J.3 – Histogramme et graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice CARRO

Et la régression des résidus sur l'indice CARRO, résumée sur la figure J.4 n'indique pas de coefficient significativement non nul au risque de 5%.

```
Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k2[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-90.623 -31.443  -0.761  23.924  76.815

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    -11.06     56.09  -0.197   0.848
liste_TAUX[-1]  301.46    1472.27   0.205   0.842

Residual standard error: 50.71 on 10 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.004175, Adjusted R-squared:  -0.09541
F-statistic: 0.04193 on 1 and 10 DF,  p-value: 0.8419
```

FIGURE J.4 – Résumé statistique de la régression, sur l'indice CARRO, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index CARRO

J.2 Dommages aux biens des particuliers

Les résultats du modèle amélioré appliqué aux 12 indices sont reportés dans le tableau J.2. Le maximum de vraisemblance est atteint pour l'indice ICC.

Indices	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	5,263	1,023	124,9
IPCHHT	4,160	1,047	126,9
ASSU	2,881	1,153	172,7
ICC	3,289	0,842	67,0
ICC FFB	2,317	0,991	117,3
BT01	2,893	0,909	88,8
REPA	2,052	1,071	140,1
CARRO	1,603	1,037	147,3
RECH	2,029	1,115	129,3
RI	2,916	0,955	91,3
BM	2,916	0,958	103,6
GIMRP	4,273	0,990	137,9

TABLE J.2 – Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens des particuliers

Le graphique de la figure J.5 représente les coefficients de Taylor (en noir) et les résultats du modèle amélioré à deux paramètres appliqué à l'indice du coût de la construction (ICC).

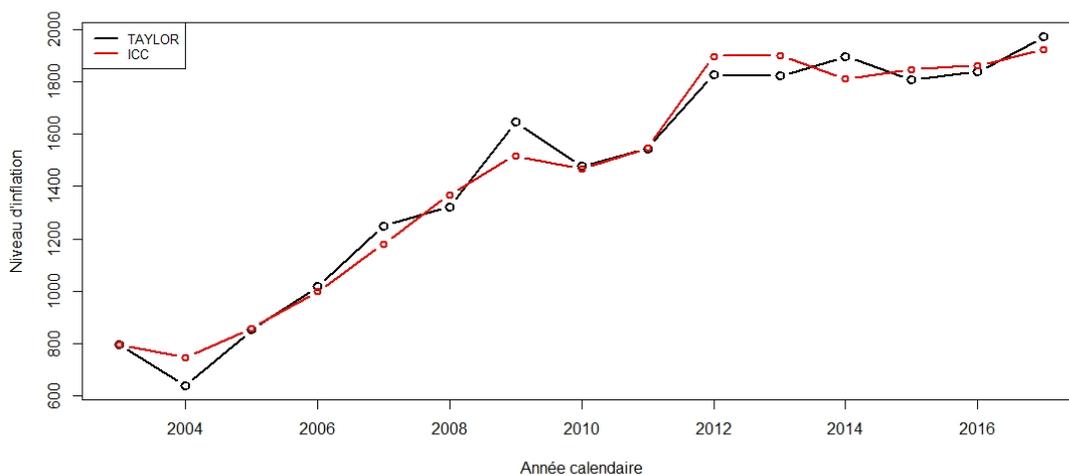


FIGURE J.5 – Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

La figure J.6 indique que la moyenne des résidus est -1,24 et que cette valeur n'est pas significativement non nulle (p-value proche de 0,95) et n'invalide donc pas notre hypothèse ($\mu = 0$).

```

One Sample t-test

data: frame_2003_2017_2$ICC[[18]][2:15]
t = -0.069435, df = 13, p-value = 0.9457
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -39.92175  37.43545
sample estimates:
mean of x
-1.243146

```

FIGURE J.6 – Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Le graphe J.7 des résidus ne laisse pas apparaître de structure non aléatoire.

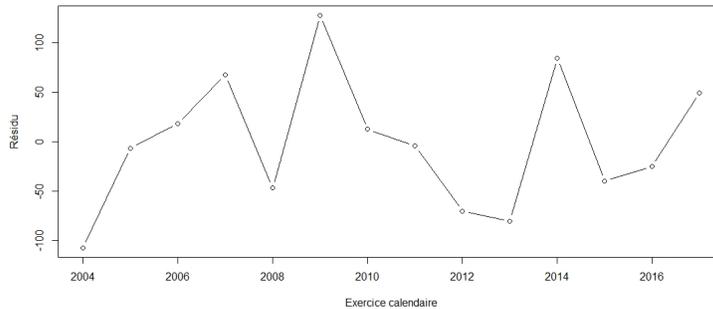


FIGURE J.7 – Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Et la régression des résidus sur l'indice ICC, résumée sur la figure J.8 ne laisse pas apparaître de coefficient significativement non nul au risque de 5%.

```

Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k2[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-102.49  -43.16    1.69   43.35  123.99

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    2.368    25.149   0.094   0.927
liste_TAUX[-1] -155.409    728.516  -0.213   0.835

Residual standard error: 69.59 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.003778, Adjusted R-squared:  -0.07924
F-statistic: 0.04551 on 1 and 12 DF,  p-value: 0.8347

```

FIGURE J.8 – Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

J.3 Dommages aux biens des entreprises

Les résultats du modèle amélioré appliqué aux 12 indices sont reportés dans le tableau J.3. Le maximum de vraisemblance est atteint pour l'indice ICC.

Indices	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	3,185	1,062	250,9
IPCHHT	2,519	1,077	253,7
ASSU	1,756	1,140	303,9
ICC	1,964	0,943	164,8
ICC FFB	1,413	1,038	232,6
BT01	1,753	0,985	191,8
REPA	1,255	1,089	259,2
CARRO	0,986	1,064	269,3
RECH	1,238	1,117	246,8
RI	1,743	1,019	210,0
BM	1,744	1,021	225,9
GIMRP	2,618	1,035	259,3

TABLE J.3 – Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens des entreprises

Le graphique de la figure J.9 représente les coefficients de Taylor (en noir) et les résultats du modèle amélioré à deux paramètres appliqué à l'indice du coût de la construction (ICC).

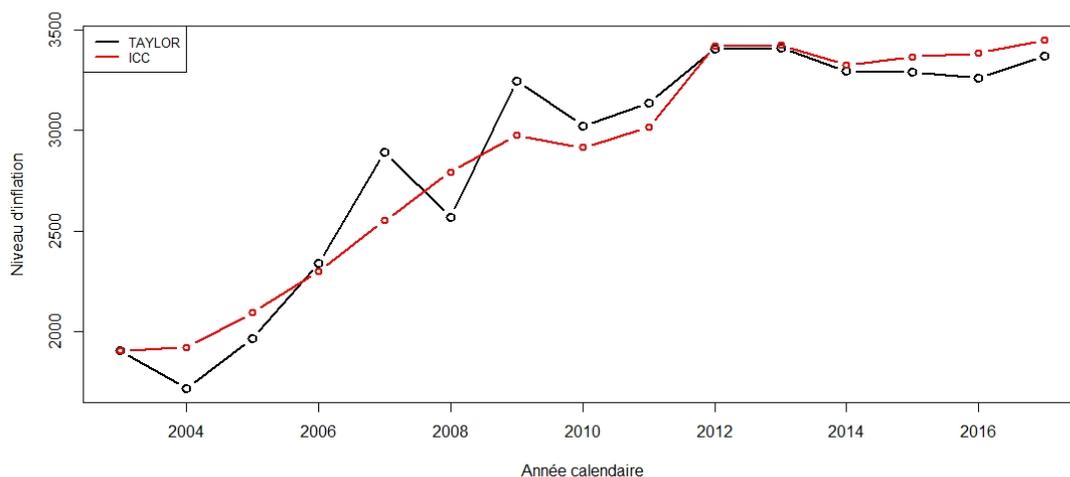


FIGURE J.9 – Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

La figure J.10 indique que la moyenne des résidus est -1,33 et que cette valeur n'est pas significativement non nulle (p-value proche de 0,98) et n'invalide donc pas notre hypothèse ($\mu = 0$).

```

One Sample t-test

data: frame_2003_2017_2$ICC[[18]][2:15]
t = -0.03018, df = 13, p-value = 0.9764
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -96.50339  93.84424
sample estimates:
mean of x
-1.329575

```

FIGURE J.10 – Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Le graphe J.11 des résidus laisse apparaître une tendance linéaire décroissante des exercices 2009 à 2017 qui interroge sur la validité de notre modèle.

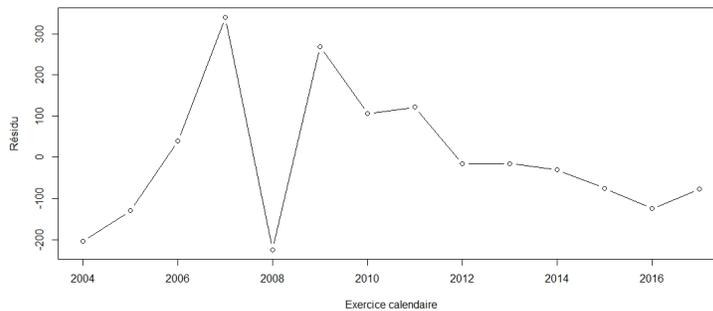


FIGURE J.11 – Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Et la régression des résidus sur l'indice ICC, résumée sur la figure J.12 ne laisse pas apparaître de coefficient significativement non nul au risque de 5%.

```

Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k2[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-224.11 -110.11  -19.64   90.91  338.70

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)     -3.75     61.99  -0.060  0.953
liste_TAUX[-1]  104.18    1795.76  0.058  0.955

Residual standard error: 171.5 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.0002804, Adjusted R-squared:  -0.08303
F-statistic: 0.003366 on 1 and 12 DF, p-value: 0.9547

```

FIGURE J.12 – Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

J.4 Dommages aux biens agricoles

Les résultats du modèle amélioré appliqué aux 12 indices sont reportés dans le tableau J.4. Le maximum de vraisemblance est atteint pour l'index RI.

Indices	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	4,873	1,044	741,2
IPCHHT	3,898	1,058	721,7
ASSU	2,659	1,168	845,9
ICC	2,872	0,906	747,5
ICC FFB	2,116	1,021	752,3
BT01	2,630	0,945	714,7
REPA	1,880	1,095	786,4
CARRO	1,465	1,064	811,6
RECH	1,850	1,139	772,6
RI	2,684	0,981	691,9
BM	2,676	0,986	718,8
GIMRP	3,955	1,012	765,6

TABLE J.4 – Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor sur les dommages aux biens agricoles

Le graphique de la figure J.13 représente les coefficients de Taylor (en noir) et les résultats du modèle amélioré à deux paramètres appliqué à l'index des risques industriels (RI).

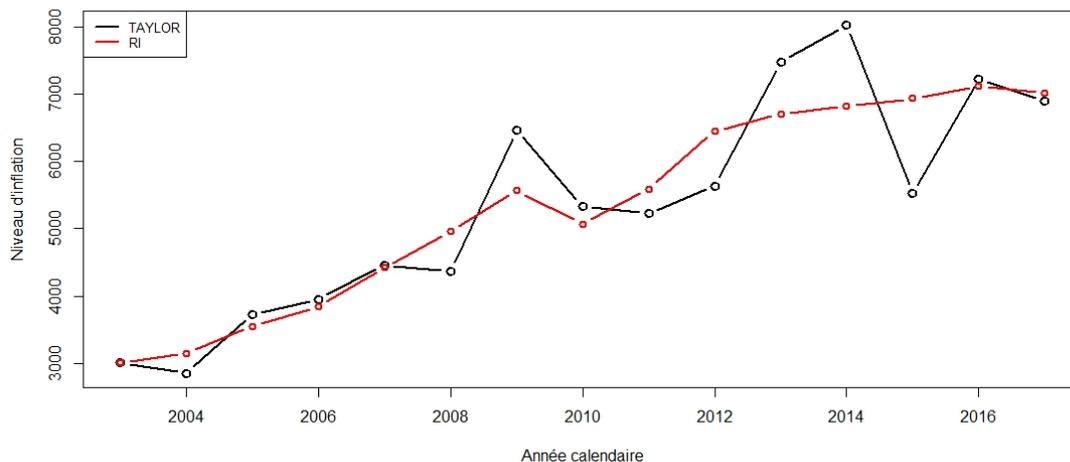


FIGURE J.13 – Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI

La figure J.14 indique que la moyenne des résidus est -1,2 et que cette valeur n'est pas significativement non nulle (p-value de 0,99) et n'invalide donc pas notre hypothèse ($\mu = 0$).

```

One sample t-test

data: frame_2003_2017_2$RI[[18]][2:15]
t = -0.0065674, df = 13, p-value = 0.9949
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-400.7198 398.2909
sample estimates:
mean of x
-1.214465

```

FIGURE J.14 – Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI

Le graphe J.15 des résidus ne laisse pas apparaître de structure non aléatoire.

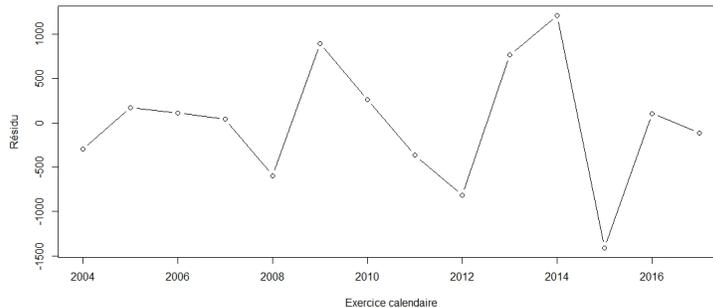


FIGURE J.15 – Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI

Et la régression des résidus sur l'index RI, résumée sur la figure J.16 ne laisse pas apparaître de coefficient significativement non nul au risque de 5%.

```

Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k2[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1551.64  -157.43   85.33   378.19  1035.10

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      236.9      251.7   0.941   0.365
liste_TAUX[-1] -9492.0     7040.7  -1.348   0.203

Residual standard error: 671.1 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1315,    Adjusted R-squared:  0.05916
F-statistic: 1.818 on 1 and 12 DF,  p-value: 0.2025

```

FIGURE J.16 – Résumé statistique de la régression, sur l'index RI, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'index RI

J.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

Les résultats reportés dans le tableau J.5 montrent que l'écart-type σ est de l'ordre de grandeur des facteurs d'inflation des premières années de la période étudiée, ce qui rend le modèle inadéquat. A titre d'information, les données sont cependant mentionnées comme pour les autres catégories. Le maximum de vraisemblance est atteint pour l'indice ICC dans ce cas.

Indices	\hat{a}	\hat{b}	$\hat{\sigma}$
IPCHT	3,016	2,505	2114,6
IPCHHT	2,384	2,538	2117,6
ASSU	1,525	2,740	2196,8
ICC	2,311	2,009	1896,7
ICC FFB	1,388	2,418	2078,0
BT01	1,819	2,244	2010,8
REPA	1,193	2,561	2121,2
CARRO	0,975	2,470	2106,1
RECH	1,176	2,625	2114,5
RI	1,868	2,292	2007,9
BM	1,862	2,299	2023,4
GIMRP	2,596	2,402	2095,5

TABLE J.5 – Méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à 12 indices pour modéliser, sur la responsabilité décennale de l'assurance construction, les facteurs d'inflation de la méthode de Taylor

Le graphique de la figure J.17 représente les coefficients de Taylor (en noir) et les résultats du modèle amélioré à deux paramètres appliqué à l'indice du coût de la construction (ICC).

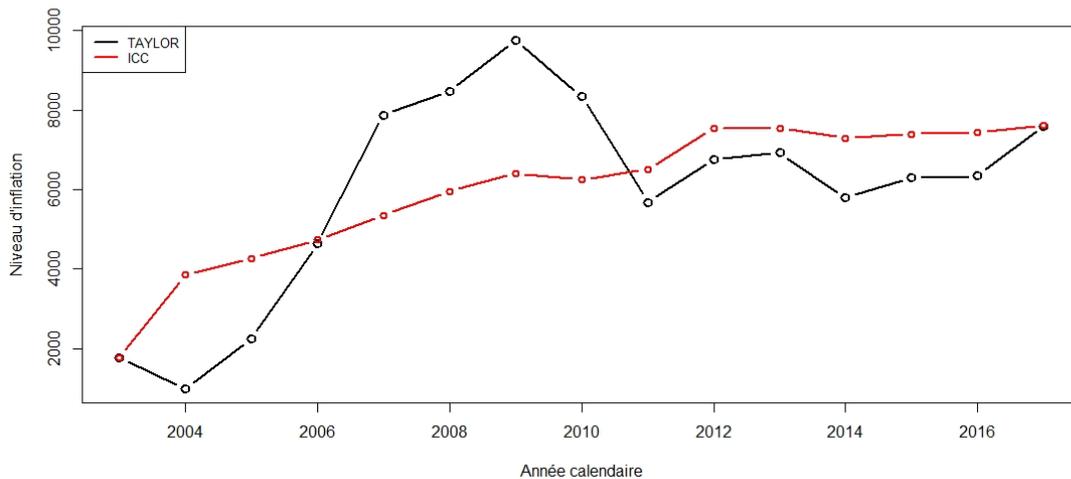


FIGURE J.17 – Ajustement des facteurs d'inflation de Taylor à partir de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

La figure J.18 indique que la moyenne des résidus est -28,2 et que cette valeur n'est pas significativement non nulle (p-value proche de 0,96) et n'invalide donc pas notre hypothèse ($\mu = 0$).

```
One Sample t-test
data: frame_2003_2017_2$ICC[[18]][2:15]
t = -0.055708, df = 13, p-value = 0.9564
alternative hypothesis: true mean is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -1123.337 1066.860
sample estimates:
mean of x
-28.23881
```

FIGURE J.18 – Résumé statistique du test T de Student de la moyenne des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Le graphe J.19 des résidus ne laisse pas apparaître de structure non aléatoire.

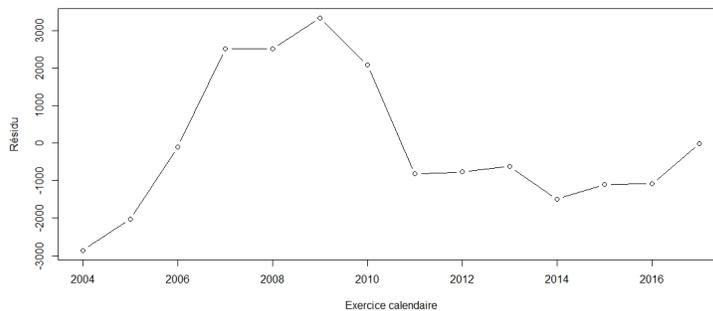


FIGURE J.19 – Graphe des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Et la régression des résidus sur l'indice ICC, résumée sur la figure J.20 ne laisse pas apparaître de coefficient significativement non nul au risque de 5%.

```

Call:
lm(formula = vecteur_gamma_k2[-1] ~ liste_TAUX[-1])

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-2615.2 -1250.3  -653.6  1606.0  3040.0

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)      200.1      706.6   0.283   0.782
liste_TAUX[-1] -9826.9     20469.8  -0.480   0.640

Residual standard error: 1955 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.01884,    Adjusted R-squared:  -0.06292
F-statistic: 0.2305 on 1 and 12 DF,  p-value: 0.6398

```

FIGURE J.20 – Résumé statistique de la régression, sur l'indice ICC, des résidus issus de la méthode du maximum de vraisemblance améliorée appliquée à l'indice ICC

Annexe K

Impacts du coût moyen sur les cadences et les facteurs d'inflation

La présente annexe étudie l'impact du coût moyen sur la méthode de séparation arithmétique de Taylor. En effet, les cadences et facteurs d'inflation sont déterminés à partir d'un système d'équation qui dépend des coûts moyens. Dans cette étude, trois façons de constituer ces derniers sont implémentées. On note ainsi :

- méthode 1 : coût moyen déterminé avec la dernière diagonale,
- méthode 2 : coût moyen déterminé avec le triangle du nombre de sinistres (méthode utilisée dans la partie 3),
- méthode 3 : coût moyen déterminé avec un nombre ultime de sinistres.

On peut remarquer que pour les branches à déroulement court, les méthodes 1 et 3 doivent conduire à des résultats sensiblement proches dans la mesure où les valeurs prises sur l'exercice d'inventaire (la dernière diagonale) approchent les ultimes sur de nombreuses années du périmètre.

K.1 Dommages matériels automobiles

Les cadences et facteurs d'inflation obtenus pour chaque méthode sont reproduits dans le tableau K.1. Les premières s'avèrent très proches entre elles (écart absolu inférieur à 2%) et concordent avec les cadences *chain ladder* du tableau 2.2 qui étaient respectivement de 69,1%, 28,8% et 1,6% pour les premières années de développement.

La cadence cumulée sur les deux premières années s'établit ainsi à 97,8% à 0,1% près quelle que soit la méthode (*chain ladder* comprise) et atteint même 99,3% à 0,1% toutes méthodes confondues, sur les trois premiers exercices.

Les facteurs d'inflation présentent une importante variabilité les premières années et convergent ensuite, à partir du cinquième exercice comptable (2007), vers des valeurs qui affichent un écart relatif inférieur à 2%. On peut donc supposer que ces niveaux représentent, au moins pour ces dernières années, les coûts moyens des prestations par exercice calendaire.

On en déduit également un taux d'inflation moyen de la branche de 2007 à 2017 qui s'établit à 2,6% (moyenne géométrique sur 10 ans du facteur moyen de l'exercice 2017 rapporté à celui de 2007, ce qui revient à convertir le taux actuariel 10 ans en taux actuariel annuel). Le tableau K.2 montre d'ailleurs une certaine stabilité des taux annuels.

j	Méthode 1 c_j	Méthode 2 c_j	Méthode 3 c_j	Exercice	Méthode 1 $\lambda_{Exercice}$	Méthode 2 $\lambda_{Exercice}$	Méthode 3 $\lambda_{Exercice}$
0	68,8%	70,5%	68,7%	2003	1488,5	940,5	1490,2
1	29,0%	27,4%	29,1%	2004	879,3	651,4	879,2
2	1,5%	1,5%	1,5%	2005	1342,3	933,9	1342,2
3	0,3%	0,3%	0,3%	2006	1295,8	1010,1	1295,8
4	0,1%	0,1%	0,1%	2007	1196,6	1206,9	1196,6
5	0,1%	0,1%	0,1%	2008	1237,0	1251,0	1237,0
6	0,0%	0,0%	0,0%	2009	1213,6	1231,1	1213,6
7	0,0%	0,0%	0,0%	2010	1217,0	1238,8	1217,0
8	0,0%	0,0%	0,0%	2011	1259,1	1263,5	1259,3
9	0,0%	0,0%	0,0%	2012	1297,3	1305,4	1297,9
10	0,0%	0,0%	0,0%	2013	1323,0	1338,5	1324,2
11	0,0%	0,0%	0,0%	2014	1356,1	1370,2	1358,4
12	0,0%	0,0%	0,0%	2015	1434,7	1460,1	1442,0
13	0,0%	0,0%	0,0%	2016	1398,8	1494,2	1458,1
14	0,0%	0,0%	0,0%	2017	1550,8	1550,8	1534,3

TABLE K.1 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages matériels automobiles selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
λ moyen	1241,7	1219,4	1224,3	1260,6	1300,2	1328,6	1361,6	1445,6	1450,4	1545,3
Taux	3,5%	-1,8%	0,4%	3,0%	3,1%	2,2%	2,5%	6,2%	0,3%	6,5%

TABLE K.2 – Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages matériels automobiles

K.2 Dommages aux biens des particuliers

Les cadences et facteurs d'inflation obtenus pour chaque méthode sont reproduits dans le tableau K.3. Les premières s'avèrent assez proches entre elles (écart absolu inférieur à 3%) et concordent avec les cadences *chain ladder* du tableau 2.5 qui étaient respectivement de 48,6%, 40,0%, 6,8%, 2,1%, et 0,9% pour les premières années de développement.

La cadence cumulée sur les deux premières années s'établit ainsi à 89,2% à 0,6% près quelle que soit la méthode (*chain ladder* comprise) et atteint même 95,7% à 0,3% toutes méthodes confondues, sur les trois premiers exercices.

Comme pour les dommages matériels automobiles, les facteurs d'inflation présentent une importante variabilité les premières années et convergent ensuite, à partir du cinquième exercice comptable (2007), vers des valeurs qui s'écartent au plus de 3% de leurs moyennes annuelles. Si le taux d'inflation moyen de la branche de 2007 à 2017 s'établit à 4,4% (moyenne géométrique), le tableau K.4 met en évidence la grande volatilité des taux annuels (-12% à 25%) qui invite à relativiser les valeurs obtenues.

Pour cette catégorie, les méthodes 1 et 3 conduisent à des valeurs si communes qu'on en déduit que le nombre de sinistres de la dernière diagonale correspond, à l'exception des deux derniers exercices 2016 et 2017, aux nombres ultimes attendus.

j	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Exercice	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	c_j	c_j	c_j		$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$
0	49,7%	52,1%	49,5%	2003	1321,5	794,1	1326,1
1	39,9%	37,6%	40,0%	2004	800,3	639,7	800,3
2	6,4%	6,3%	6,4%	2005	1132,7	851,7	1132,6
3	1,9%	1,9%	1,9%	2006	1264,6	1016,6	1264,6
4	0,8%	0,8%	0,8%	2007	1279,2	1248,3	1279,2
5	0,5%	0,4%	0,5%	2008	1330,5	1322,0	1330,5
6	0,3%	0,3%	0,3%	2009	1664,0	1646,0	1664,0
7	0,2%	0,1%	0,2%	2010	1459,9	1478,3	1459,9
8	0,1%	0,1%	0,1%	2011	1497,2	1545,1	1497,3
9	0,1%	0,0%	0,1%	2012	1768,6	1827,5	1768,8
10	0,1%	0,0%	0,1%	2013	1759,0	1821,6	1759,2
11	0,0%	0,0%	0,1%	2014	1811,0	1895,0	1811,1
12	0,0%	0,0%	0,1%	2015	1769,8	1807,7	1775,3
13	0,0%	0,0%	0,0%	2016	1735,0	1837,3	1780,6
14	0,0%	0,0%	0,0%	2017	1972,2	1972,2	1931,0

TABLE K.3 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des particuliers selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
λ moyen	1327,7	1658,0	1466,0	1513,2	1788,4	1779,9	1839,1	1784,0	1784,3	1958,5
Taux	4,6%	24,9%	-11,6%	3,2%	18,2%	-0,5%	3,3%	-3,0%	0,0%	9,8%

TABLE K.4 – Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens des particuliers

K.3 Dommages aux biens des entreprises

Les cadences et facteurs d'inflation obtenus pour chaque méthode sont reproduits dans le tableau K.5. Comme pour les dommages aux biens des particuliers, les méthodes 1 et 3 conduisent à des valeurs si proches qu'on en déduit que le nombre de sinistres de la dernière diagonale correspond aux nombres ultimes attendus.

Les cadences restent assez similaires et concordent avec celles du tableau 2.8 qui étaient respectivement de 48,0%, 42,2%, 6,2% et 1,8% pour les premières années de développement.

La cadence cumulée sur les deux premières années s'établit ainsi à 90,5% à 0,3% près quelle que soit la méthode (*chain ladder* comprise) et atteint même 96,7% à 0,1% toutes méthodes confondues, sur les trois premiers exercices et, 98,5% à 0,1% près à la fin de la quatrième année.

Comme pour les autres catégories, les facteurs d'inflation de la méthode 2 diffèrent sensiblement de ceux des méthodes 1 et 3, les premières années, et convergent ensuite, à partir du cinquième exercice comptable (2007), vers des valeurs qui s'écartent de moins de 4% de leurs moyennes annuelles. Si le taux d'inflation moyen de la branche de 2007 à 2017 s'établit à 1,3%, le tableau K.6 laisse apparaître une première période, de 2007 à 2012, très volatile avec des taux annuels de -14% à 27%, puis une période de relative stabilité avec des taux légèrement négatifs (malgré une hausse conséquente sur 2017).

j	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Exercice	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	c_j	c_j	c_j		$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$
0	48,1%	51,8%	47,8%	2003	3040,1	1906,2	3057,2
1	42,4%	39,0%	42,6%	2004	2139,1	1720,6	2139,5
2	6,2%	5,9%	6,2%	2005	2479,0	1966,3	2479,1
3	1,7%	1,7%	1,7%	2006	2807,8	2340,6	2807,8
4	0,6%	0,6%	0,6%	2007	2928,8	2891,4	2928,8
5	0,4%	0,3%	0,4%	2008	2496,8	2569,6	2496,7
6	0,3%	0,2%	0,3%	2009	3166,8	3245,4	3166,6
7	0,2%	0,2%	0,2%	2010	2903,5	3021,3	2903,6
8	0,1%	0,1%	0,1%	2011	2992,3	3135,6	2992,2
9	0,0%	0,0%	0,1%	2012	3230,9	3403,8	3230,5
10	0,0%	0,0%	0,0%	2013	3192,7	3407,9	3191,9
11	0,0%	0,0%	0,0%	2014	3149,3	3294,6	3147,8
12	0,0%	0,0%	0,0%	2015	3138,8	3290,5	3144,2
13	0,0%	0,0%	0,0%	2016	3031,9	3257,5	3108,2
14	0,0%	0,0%	0,0%	2017	3370,4	3370,4	3222,1

TABLE K.5 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens des entreprises selon plusieurs méthodes de calcul du coût moyen

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
λ moyen	2521,1	3192,9	2942,8	3040,0	3288,4	3264,2	3197,2	3191,2	3132,5	3321,0
Taux	-13,6%	26,6%	-7,8%	3,3%	8,2%	-0,7%	-2,1%	-0,2%	-1,8%	6,0%

TABLE K.6 – Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens des entreprises

K.4 Dommages aux biens agricoles

Les cadences et facteurs d'inflation obtenus pour chaque méthode sont reproduits dans le tableau K.7. Les méthodes 1 et 3 produisent des valeurs quasi identiques aussi, le nombre de sinistres de la dernière diagonale correspond aux nombres ultimes attendus.

Les cadences correspondent entre elles (écart absolu inférieur à 1%) et concordent avec celles du tableau 2.11 qui étaient respectivement de 73,7%, 23,8% et 1,7% pour les premières années de développement.

La cadence cumulée sur les deux premières années s'établit ainsi à 97,6% à 0,2% près quelle que soit la méthode (*chain ladder* comprise) et atteint même 99,3% à 0,1% toutes méthodes confondues, sur les trois premiers exercices.

Les facteurs d'inflation convergent dès le deuxième exercice comptable (2004), vers des valeurs qui s'écartent de moins de 1% de leurs moyennes annuelles (à l'exception de l'exercice 2010 qui présente un écart de l'ordre de 6%).

Si le taux d'inflation moyen de la branche de 2004 à 2017 s'établit à 7,0% (en moyenne géométrique), le tableau K.8 révèle la très grande volatilité des taux annuels (-30% à +50%) qui invite à relativiser les valeurs obtenues.

j	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Exercice	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	c_j	c_j	c_j		$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$
0	72,4%	73,3%	72,3%	2003	5246,6	3006,3	5250,3
1	25,4%	24,5%	25,4%	2004	2891,1	2848,8	2891,0
2	1,5%	1,5%	1,5%	2005	3872,7	3724,8	3872,6
3	0,2%	0,2%	0,2%	2006	4038,9	3950,7	4038,9
4	0,1%	0,1%	0,1%	2007	4292,0	4460,1	4292,0
5	0,1%	0,1%	0,1%	2008	4103,6	4370,3	4103,6
6	0,1%	0,1%	0,1%	2009	6272,9	6468,9	6272,9
7	0,1%	0,1%	0,1%	2010	4876,9	5332,0	4876,9
8	0,0%	0,0%	0,0%	2011	5125,9	5225,6	5125,9
9	0,0%	0,0%	0,0%	2012	5696,7	5639,3	5696,7
10	0,0%	0,0%	0,0%	2013	7681,8	7482,0	7681,8
11	0,0%	0,0%	0,0%	2014	8025,9	8033,9	8026,6
12	0,0%	0,0%	0,0%	2015	5637,1	5531,1	5647,6
13	0,0%	0,0%	0,0%	2016	7270,7	7230,2	7359,5
14	0,0%	0,0%	0,0%	2017	6903,7	6903,7	6870,9

TABLE K.7 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée aux dommages aux biens agricoles

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
λ moyen	4192,5	6338,2	5028,6	5159,1	5677,6	7615,2	8028,8	5605,3	7286,8	6892,8
Taux	-3,6%	51,2%	-20,7%	2,6%	10,1%	34,1%	5,4%	-30,2%	30,0%	-5,4%

TABLE K.8 – Facteurs d'inflation moyens et taux d'inflation des dommages aux biens agricoles

K.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

Les cadences et facteurs d'inflation obtenus pour chaque méthode sont reproduits dans le tableau K.7. Les premières diffèrent sensiblement d'une méthode à l'autre. On peut cependant noter que les cadences de la méthode 3 concordent avec celles du tableau 2.11 qui étaient respectivement de 2%, 4%, 5%, 7%, 8%, 9%, 10%, 8%, 9%, 9%, 9%, 8%, 6% et 4% pour les premières années de développement.

Les facteurs d'inflation s'avèrent relativement disparates si bien qu'il semble difficile, à ce stade, d'émettre un avis (favorable tout du moins).

j	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Exercice	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	c_j	c_j	c_j		$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$	$\lambda_{Exercice}$
0	4,2%	8,1%	1,8%	2003	1662,5	1770,3	3827,5
1	8,7%	12,8%	4,4%	2004	665,6	990,7	1389,0
2	8,3%	10,7%	5,3%	2005	1333,0	2233,9	2450,3
3	8,9%	9,6%	6,9%	2006	1981,0	4641,8	3253,3
4	9,1%	8,6%	8,1%	2007	2289,5	7871,0	3398,6
5	9,6%	8,0%	9,0	2008	2657,2	8470,6	3655,7
6	9,5%	7,7%	9,6%	2009	3468,0	9749,7	4390,5
7	7,4%	6,0%	8,0%	2010	3357,7	8340,3	3939,8
8	7,5%	6,2%	8,8%	2011	3191,3	5681,9	3638,6
9	6,8%	5,5%	8,6%	2012	3868,1	6763,1	3892,6
10	6,3%	5,0%	8,5%	2013	4851,0	6918,7	4643,4
11	5,3%	4,3%	7,7%	2014	3806,3	5793,2	3246,0
12	4,2%	3,5%	6,4%	2015	4342,1	6296,6	3485,8
13	2,4%	2,2%	4,0%	2016	5063,1	6344,3	3384,7
14	1,8%	1,8%	3,1%	2017	7598,0	7598,0	4358,4

TABLE K.9 – Facteurs d'inflation et cadences incrémentales issus de la méthode arithmétique de Taylor appliquée à la responsabilité décennale de l'assurance construction

Annexe L

Rétro-simulation des règlements

Cette annexe détaille les résultats du principe de rétro-simulation présentée dans le paragraphe 4.3. Ainsi, pour chaque catégorie d'assurance, un nombre m d'années est défini en fonction du déroulement de la branche. Ce nombre m correspond au nombre minimal d'exercices que chaque triangle simulé doit a minima comporter. En balayant la période 2003 à 2017, une double boucle sur la première année d'origine et sur la dernière année d'inventaire permet de générer les différentes instances de triangles. Pour chacun d'entre eux, la méthode de séparation arithmétique de Taylor est appliquée afin d'en déduire les facteurs d'inflation correspondants. Afin de pouvoir comparer les résultats, une liquidation avec la méthode *chain ladder* est également réalisée. Puis le modèle amélioré permet, à l'aide d'une boucle sur les 12 indices, de déterminer les paramètres \hat{a} , \hat{b} et $\hat{\sigma}$ de chaque série. Si ceux-ci vérifient les conditions de validité du modèle, une projection est réalisée à variation constante d'indice. A partir des données ainsi obtenues, la partie inférieure du triangle est calculée et comparée aux règlements historiques. Parallèlement, les écarts de la liquidation *chain ladder* avec les règlements du passé sont également identifiés. Finalement, la somme des différences est divisée par le nombre de triangles qui a fait l'objet d'une simulation afin d'obtenir le montant moyen en écart avec la réalité. Le principe ainsi décrit est successivement appliqué aux trois méthodes de calcul du coût moyen. L'ensemble des résultats est présenté par catégorie d'assurance.

L.1 Dommages matériels automobiles

L'annexe H.1 montre que le déroulement de la branche nécessite 3 à 4 exercices aussi, nous choisissons prudemment des triangles de 4 années soit 5 exercices, ce qui mène, environ, à 30 triangles historiques.

La méthode *chain ladder* simule correctement les règlements historiques avec les méthodes 1 et 3 puisqu'un montant supérieur de 106k€ en moyenne se dégage sur chaque triangle. Avec la méthode 2, une liquidation *chain ladder* classique surestime en moyenne de 1 186k€ le montant total de chaque triangle, ce qui traduit un impact significatif du nombre ultime de sinistres utilisé pour calculer la partie inférieure du triangle.

Les résultats pour le modèle amélioré sont reproduits dans le tableau L.1. La grande majorité des valeurs sous-estime la réalité et s'avère finalement moins intéressante qu'une liquidation classique. Néanmoins, les indices CARRO et GIMRP avec les méthodes 1 et 2 fournissent des montants très proches de la réalité qui méritent un complément d'analyse.

Indices	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
IPCHT	-676 511	-887 967	-1 615 315
IPCHHT	-907 084	-1 227 267	-1 903 586
ASSU	-174 243	-68 328	-958 913
ICC	-4 093 274	-4 404 907	-5 021 149
ICC FFB	-534 270	-541 693	-1 384 294
BT01	-1 718 991	-2 275 335	-2 786 362
REPA	-243 221	-217 545	-1 118 975
CARRO	-111 447	921	-682 798
RECH	-424 410	-403 505	-1 253 013
RI	-568 524	-312 348	-1 238 566
BM	-710 976	-423 337	-1 389 051
GIMRP	-94 429	37 113	-818 099

TABLE L.1 – Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages matériels automobiles à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen

L.2 Dommages aux biens des particuliers

Le déroulement de la branche nécessite 5 à 6 exercices dans l'annexe H.2 aussi, nous choisissons prudemment des triangles de 6 années soit 7 exercices, ce qui mène, environ, à 24 triangles historiques.

La méthode *chain ladder* sous-estime de 1,5M€ et 1,4M€ les règlements historiques avec les méthodes 1 et 3 respectivement, et surestime de 973k€, en moyenne, le montant total de chaque triangle avec la méthode 2. Cette différence importante résulte, pour la méthode 2, de l'impact du nombre ultime de sinistres utilisé pour la partie inférieure du triangle.

Les résultats du modèle amélioré sont reproduits dans le tableau L.2 et montrent, dans le cas général, une surestimation importante des règlements effectifs. Néanmoins, quelques indices, avec les méthodes 1 et 3 fournissent des montants très proches de la réalité.

Indices	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
IPCHT	845 473	2 160 308	-78 519
IPCHHT	710 332	1 920 717	-94 101
ASSU	1 633 846	-4 488 073	788 366
ICC	249 219	1 136 659	-464 634
ICC FFB	1 229 958	2 558 411	508 257
BT01	-173 582	678 700	-904 375
REPA	1 529 698	2 947 571	676 227
CARRO	1 855 884	3 343 941	1 014 422
RECH	1 175 532	2 466 220	303 571
RI	-6 614 830	2 803 527	-7 787 848
BM	1 756 876	3 055 267	903 288
GIMRP	2 079 693	3 591 918	1 226 480

TABLE L.2 – Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens des particuliers à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen

L.3 Dommages aux biens des entreprises

L'annexe H.3 montre que le déroulement de la branche nécessite 5-6 exercices aussi, nous choisissons prudemment des triangles de 6 années soit 7 exercices, ce qui mène, environ, à 24 triangles historiques.

La méthode *chain ladder* sous-estime de manière importante (-2,1M €, -1,1M € et -2,1M € respectivement avec les méthodes 1, 2 et 3) le montant total de chaque triangle. Dans ce cas, l'impact du nombre ultime de sinistres utilisé pour la partie inférieure du triangle avec la méthode 2 atténue seulement la sous-évaluation.

Les résultats du modèle amélioré reproduits dans le tableau L.3 conduisent plutôt à une surestimation, parfois importante, des règlements effectifs. On relève également que la méthode 3 fournit dans la majeure partie des cas des montants très proches de la réalité.

Indices	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
IPCHT	673 728	863 172	-13 620
IPCHHT	650 052	798 195	-49 865
ASSU	925 565	-1 468 637	131 603
ICC	680 325	667 421	-6 125
ICC FFB	747 252	993 251	30 877
BT01	497 139	377 425	-205 590
REPA	-1 409 964	1 140 358	83 313
CARRO	975 992	1 304 119	182 007
RECH	840 442	1 042 389	60 153
RI	885 397	1 155 502	145 125
BM	921 738	1 254 893	171 566
GIMRP	1 038 326	1 399 209	234 121

TABLE L.3 – Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens des entreprises à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen

L.4 Dommages aux biens agricoles

L'annexe H.4 montre un déroulement de la branche assez rapide en 3 exercices. Nous choisissons néanmoins des triangles de 4 années soit 5 exercices, ce qui mène, environ, à 30 triangles historiques. La méthode *chain ladder* sous-estime, compte tenu des sommes en jeu, de manière importante (-664k € à -698k € selon la méthode) le montant total de chaque triangle. Contrairement aux autres catégories, le nombre ultime de sinistres utilisé pour la partie inférieure du triangle avec la méthode 2 n'impacte pas les montants simulés, ce qui laisse effectivement supposer que le nombre de sinistres par année d'origine se fixe rapidement.

Les résultats du modèle amélioré reproduits dans le tableau L.4 conduisent également à une sous-évaluation des règlements effectifs mais de moindre ampleur que la méthode *chain ladder*. Il faut noter enfin l'homogénéité des écarts qui se situent, exception faite de l'indice ICC, entre -400k € et -500k €.

Indices	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
IPCHT	-421 038	-466 672	-432 573
IPCHHT	-421 224	-474 802	-433 272
ASSU	-425 722	-474 655	-435 629
ICC	-602 961	-626 330	-614 559
ICC FFB	-438 415	-484 294	-449 665
BT01	-433 380	-473 900	-448 082
REPA	-444 247	-489 233	-454 379
CARRO	-417 901	-466 898	-427 624
RECH	-434 486	-482 998	-444 204
RI	-399 065	-450 722	-409 290
BM	-398 465	-452 089	-408 026
GIMRP	-404 623	-453 779	-414 879

TABLE L.4 – Rétro-simulation des règlements bruts de recours des dommages aux biens agricoles à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen

L.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

L'annexe H.5 montre le déroulement particulièrement long de la branche. Un délai de 14 ans ne semble d'ailleurs pas suffire et ne permet pas non plus de comparer les données du passé aussi, nous faisons le choix de triangles de 12 années soit 13 exercices, ce qui mène, au mieux, à 6 triangles historiques.

La méthode *chain ladder* sous-estime (-902k €, -401k € et -794k € respectivement avec les méthodes 1, 2 et 3) le montant total de chaque triangle.

Les résultats du modèle amélioré reproduits dans le tableau L.5 conduisent également, avec la méthode 1, à une sous-évaluation des règlements effectifs mais surestiment ceux-ci avec les méthodes 2 et 3. Et seule cette dernière fournit des évaluations meilleures que *chain ladder*.

Indices	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
IPCHT	-1 100 400	841 564	323 959
IPCHHT	-1 165 037	811 917	309 712
ASSU	-534 697	-7 901 294	400 726
ICC	-1 414 054	1 082 898	390 153
ICC FFB	-953 563	1 079 965	387 757
BT01	-1 612 948	704 879	220 990
REPA	-751 035	904 281	448 117
CARRO	-353 019	1 051 975	534 030
RECH	-918 151	787 170	392 185
RI	-824 195	1 401 717	497 284
BM	-642 278	1 460 678	547 551
GIMRP	-392 602	1 138 280	594 323

TABLE L.5 – Rétro-simulation des règlements bruts de recours de la responsabilité décennale de l'assurance construction à partir des 12 indices et des 3 méthodes de calcul du coût moyen

Annexe M

Contrôle a posteriori

Cette annexe s'appuie sur les résultats de l'étude réalisée dans le paragraphe 4.2. En effet, celle-ci a permis, à l'aide d'une projection à variation constante d'indice, de calculer les réserves selon les 3 méthodes de calcul du coût moyen. Ainsi, pour chaque catégorie d'assurance, la partie inférieure du triangle correspondant à la période complète 2003-2017, a été évaluée. La simple lecture de la diagonale qui suit l'exercice d'inventaire 2017 fournit les estimations de l'exercice comptable 2018 pour les différentes années d'origine jusqu'à 2017. Les montants indiqués pour l'année d'origine 2018 résultent de la multiplication des coûts moyens prédits de chaque méthode par le nombre ultime de sinistres au titre de l'année d'origine 2017. Cette hypothèse suppose donc a minima une stabilité du portefeuille sur la période 2017-2018.

Chaque catégorie d'assurance fait l'objet d'un paragraphe dédié qui présente les règlements effectifs réalisés sur l'année comptable 2018 ainsi que les résultats des seules années d'origine significatives (de chaque catégorie d'assurance).

M.1 Dommages matériels automobiles

Les prédictions du tableau M.1 au titre des exercices d'origine 2014 à 2016 correspondent peu ou prou aux règlements, ce qui n'est pas le cas de l'année 2017 pour laquelle aucun modèle ne s'avère satisfaisant. L'estimation de la méthode 2, la plus proche, présente en effet une sous-évaluation de 9,5M€ (soit une différence supérieure à 13%) qui amène à s'interroger sur la survenance tardive d'un évènement exceptionnel et/ou sur un éventuel changement dans la gestion des sinistres.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Chain ladder	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2014	233	320	343	355	344
2015	414	683	710	739	709
2016	2 889	3 359	3 356	3 237	3 186
2017	72 128	60 347	57 430	62 717	60 464

TABLE M.1 – Comparaison (en milliers d'euros) des dommages matériels automobiles réglés en 2018 par année d'origine avec les estimations produites par la méthode *chain ladder* et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

Dans le tableau M.2, la méthode 2 fournit une bonne estimation du montant attendu (à 1% près) tandis que les deux autres évaluations se situent légèrement en deçà (de 6%) de cette valeur.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2018	150 171	141 714	152 583	142 696

TABLE M.2 – Comparaison (en milliers d'euros) des dommages matériels automobiles réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

M.2 Dommages aux biens des particuliers

Alors que sur les données historiques, la méthode *chain ladder* sous-évaluait les règlements effectifs, elle a plutôt tendance à les surestimer dans le tableau M.3 tout en approchant de façon satisfaisante les montants réglés. Seule la méthode 2 appliquée au modèle amélioré permet un meilleur ajustement des estimations.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Chain ladder	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2011	435	475	425	441	425
2012	330	786	652	679	651
2013	558	1 000	873	912	873
2014	1 204	1 424	1 379	1 446	1 379
2015	2 303	2 756	2 731	2 876	2 714
2016	9 074	8 900	9 441	9 536	8 992
2017	55 148	56 556	48 743	55 669	52 850

TABLE M.3 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens des particuliers réglés en 2018 par année d’origine avec les estimations produites par la méthode *chain ladder* et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

Comme pour la catégorie précédente, on peut lire dans le tableau M.4 que la méthode 2 fournit la meilleure estimation du règlement de la survenance 2018. En effet, elle s’approche à moins de 2% de cette valeur quand les deux autres évaluations restent à près de 10%) du total réglé.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2018	72 319	65 545	73 508	65 355

TABLE M.4 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens des particuliers réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

M.3 Dommages aux biens des entreprises

Au sein des données du tableau M.5, le meilleur ajustement à la réalité combine les résultats des méthodes 2 et 3 alors que la méthode 1 sous-évalue plutôt les montants réglés.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Chain ladder	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2012	247	353	332	347	332
2013	436	410	412	430	412
2014	955	632	659	690	658
2015	1 736	1 620	1 664	1 755	1 653
2016	7 558	5 644	6 335	6 350	6 004
2017	41 749	40 171	36 692	44 285	42 050

TABLE M.5 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens des entreprises réglés en 2018 par année d’origine avec les estimations produites par la méthode *chain ladder* et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

Le tableau M.6 montre cette fois que les méthodes 1 et 3 ajustent au plus près (différence inférieure à 5%) le montant réglé de la survenance 2018 alors que la méthode 2 le surestime de plus de 13%.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2018	49 242	47 588	55 767	47 141

TABLE M.6 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens des entreprises réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

M.4 Dommages aux biens agricoles

Comme sur les données historiques, les différentes estimations du tableau M.7 se situent à des niveaux inférieurs à la moitié (au tiers même pour *chain ladder*) du montant réglé au titre de la survenance 2017.

Exercice d'origine	Règlements	Chain	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	2018	ladder			
2015	144	9	11	10	11
2016	81	168	138	132	136
2017	4 303	1 344	2 057	2 061	2 112

TABLE M.7 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens agricoles réglés en 2018 par année d’origine avec les estimations produites par la méthode *chain ladder* et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

Compte tenu des résultats qui précèdent, il est surprenant de constater, dans le tableau M.8 que les 3 méthodes fournissent une estimation finalement assez proche de la survenance 2018. Un complément d’analyse s’avère néanmoins nécessaire avant d’accorder du crédit à ce résultat.

Exercice d'origine	Règlements	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
	2018			
2018	6 758	6 003	6 053	6 012

TABLE M.8 – Comparaison (en milliers d’euros) des dommages aux biens agricoles réglés en 2018 au titre de cet exercice avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

M.5 Responsabilité décennale de l'assurance construction

Alors que les hypothèses de la méthode *chain ladder* ne sont pas validées pour la responsabilité décennale de l'assurance construction, cette technique fournit néanmoins, dans le tableau M.9 les estimations les plus proches de la réalité sur l'année d'inventaire 2018. Il faut noter aussi que le modèle amélioré décliné selon les différentes méthodes de calcul du coût moyen donne des résultats finalement assez proches également, surtout pour la méthode 3 qui avait déjà estimé assez justement les données historiques dans la section 4.3.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Chain ladder	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2004	359	517	476	541	505
2005	772	714	751	763	736
2006	1 538	1 117	1 368	1 297	1 253
2007	1 228	1 283	1 523	1 426	1 375
2008	1 012	1 460	1 714	1 674	1 549
2009	1 310	1 520	1 779	1 762	1 632
2010	1 722	1 582	1 909	1 956	1 788
2011	1 406	1 623	1 984	2 012	1 893
2012	1 474	1 789	1 998	2 103	2 037
2013	1 026	1 452	1 412	1 616	1 601
2014	785	786	611	834	835
2015	554	543	346	561	543
2016	421	409	183	362	325
2017	335	166	77	170	141

TABLE M.9 – Comparaison (en milliers d'euros) des prestations de la responsabilité décennale de l'assurance construction réglées en 2018 par année d'ouverture de chantier avec les estimations produites par la méthode *chain ladder* et le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen

Malgré les prévisions réalistes des années d'ouverture de chantier précédentes, le tableau M.10 fournit, pour l'exercice 2018, des résultats assez éloignés du montant réglé quelle que soit la méthode de calcul du coût moyen employée.

Exercice d'origine	Règlements 2018	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
2018	113	37	81	10

TABLE M.10 – Comparaison (en milliers d'euros) des prestations de la responsabilité décennale de l'assurance construction réglées en 2018 au titre de cet exercice d'ouverture de chantier avec les estimations produites par le modèle amélioré décliné selon les trois calculs de coût moyen