

**Mémoire présenté le :**

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

Par : Mérim LEFEVRE

Titre Provisionnement du risque sécheresse dans le cadre du régime d'indemnisation  
des catastrophes naturelles français

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

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

*Membre présents du jury de l'Institut  
des Actuaires*

signature

*Entreprise :*

Nom : Caisse Centrale de Réassurance

Signature :

Directeur de mémoire en entreprise :

Nom : Geoffrey ECOTO

Signature :

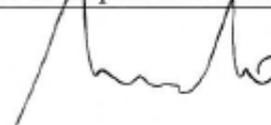
Invité :

Nom :

Signature :

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

Signature du responsable entreprise



Signature du candidat



## **Contexte**

CCR a été la cible d'une attaque cyber importante le 4 juillet 2022 et les conséquences de cette attaque ont duré plusieurs mois. La rédaction de ce mémoire a été très impactée par ce contexte particulier puisque les données et les logiciels nécessaires étaient inaccessibles jusqu'en septembre. Ainsi, les objectifs du mémoire ont été revus et réorientés de façon à prendre en compte la charge de travail supplémentaire induite et l'inaccessibilité aux données.

## Résumé

La sécheresse est un événement naturel de grande ampleur qui touche fortement la France. La fréquence et l'intensité augmentent avec le changement climatique. Le provisionnement du risque sécheresse est alors un véritable enjeu pour CCR qui intervient dans le cadre du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles en France.

Le provisionnement des exercices récents est différencié du provisionnement des exercices antérieurs du fait de l'absence d'informations comptables pour les exercices récents (la sécheresse est un péril à déroulement long) et de la forte volatilité de la liquidation des premières années de compte. Les méthodes de provisionnement classiques basées sur les triangles de liquidation sont utilisées pour les exercices antérieurs. Pour les exercices récents, un modèle physique développé par CCR basé sur les données d'exposition et une méthode des coûts moyens basée sur les données historiques sont utilisés pour estimer la sinistralité.

La méthode des coûts moyens consiste à calculer des coûts moyens par département pour en déduire le coût d'un événement à partir des communes reconnues en état de catastrophe naturelle sécheresse. Cette méthode pourrait être améliorée en prenant en compte d'autres variables dans le calcul des coûts moyens comme la taille des communes qui influence le coût. En effet, on observe que plus une commune a une valeur assurée faible, plus le coût de la commune est faible. Cependant la prise en compte de cette information dans le calcul des coûts moyens n'améliore pas les prévisions du fait de la volatilité des coûts, notamment pour les communes avec une valeur assurée importante. En revanche, le calcul des coûts moyens sur une zone plus grande que le département, comme la zone climatique, permet d'améliorer les résultats. Par ailleurs, la réalisation d'un bootstrap permet de calculer les quantiles du coût d'un événement sécheresse. Le provisionnement étant réalisé à un niveau de quantile donné, le bootstrap complète l'approche des coûts moyens.

Les méthodes de provisionnement utilisées pour les exercices récents et antérieurs supposent que l'inflation constatée dans le passé peut représenter l'inflation future. Or, le contexte actuel crée de fortes tensions sur les prix, et l'inflation est en conséquence élevée et amenée à se dégrader. Les méthodes doivent alors être adaptées pour prendre en compte ce nouveau contexte inflationniste dans le calcul des provisions. De plus, la sécheresse est un péril à déroulement long et donc fortement impactée. L'inflation future peut être estimée à l'aide de scénarios définis par les institutions financières et les organisations mondiales. Afin de mesurer la sensibilité de ces scénarios, des estimations de la volatilité des prédictions sont étudiées via une modélisation stochastique de l'inflation.

Mots clés : provisionnement non-vie, sécheresse, Chain-Ladder, Mack, bootstrap, inflation, modèle d'Ahlgrim.

## Abstract

Drought is a natural event of great magnitude that strongly affects France. The frequency and intensity increase with climate change. Reserving the risk of drought is therefore a real challenge for CCR, which is involved in the compensation system for natural catastrophes in France.

The reserving of recent years is different from the reserving of previous years because of the absence of accounting information for recent years (drought is a long tail peril) and because of the high volatility of the liquidation of the first years of the account. Traditional reserving methods based on liquidation triangles are used for prior years. For recent years, a physical model developed by CCR based on exposure data and an average cost method based on historical data are used to estimate the loss experience.

The average cost method consists of calculating average costs by department and deducing the cost of an event from the recognized municipalities. This method could be improved by taking into account other variables in the calculation of average costs, such as the size of the communes, which influences the cost. Indeed, we observe that the lower the insured value of a commune, the lower the cost of the commune. However, taking this information into account in the calculation of average costs does not improve the forecasts because of the volatility of costs, especially for communes with a high insured value. On the other hand, calculating average costs over an area larger than the department, such as the climate zone, improves the results. Furthermore, a bootstrap can be used to calculate the quantiles of the cost of a drought event. Since reserving is done at a given quantile level, the bootstrap completes the average cost approach.

The reserving methods used for recent and previous years assume that past inflation can represent future inflation. However, the current context is creating strong pressure on prices, and inflation is consequently high and likely to worsen. The methods must therefore be adapted to take into account this new inflationary context in the calculation of provisions. Moreover, drought is a long tail peril and therefore strongly impacted. Future inflation can be estimated using scenarios defined by financial institutions and global organizations. In order to measure the sensitivity of these scenarios, estimates of the volatility of the predictions are studied via stochastic modeling of inflation.

Key words : non-life reserving, drought, Chain-Ladder, Mack, bootstrap, inflation, Ahlgrim model.

## Remerciements

Je remercie l'ensemble de l'équipe de la Direction des Réassurances et des Fonds Publics, dirigée par Antoine QUANTIN et Thierry COHIGNAC, pour leur accueil et leur bienveillance.

Je souhaite particulièrement remercier Geoffrey ECOTO, mon tuteur en entreprise, pour m'avoir accueilli au sein du service Actuariat et Provisionnement, pour ses remarques et ses conseils avisés et plus généralement pour m'avoir accompagné dans l'élaboration de ce travail.

Je remercie M. LOISEL, mon tuteur universitaire, pour son accompagnement et ses précieux conseils.

Je tiens également à remercier Margot PINSUN avec qui j'ai pu échanger et partager, tant sur le plan professionnel que personnel, durant cette année.

Pour finir, je remercie Quentin et ma famille pour leur soutien.

# Table des matières

Introduction	4
<b>I Le risque sécheresse dans le cadre du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles</b>	<b>5</b>
<b>1 La Caisse Centrale de Réassurance</b>	<b>6</b>
1.1 Le régime d'indemnisation des catastrophes naturelles . . . . .	6
1.2 Le rôle de CCR . . . . .	8
1.2.1 Les réassurances publiques . . . . .	9
1.2.2 La gestion des fonds publics et la prévention . . . . .	10
1.2.3 La modélisation . . . . .	11
1.3 La direction des Réassurances et Fonds Publics . . . . .	11
<b>2 Généralités sur le risque sécheresse</b>	<b>12</b>
2.1 Définition de la sécheresse géotechnique . . . . .	12
2.2 La sinistralité historique . . . . .	14
2.3 Sécheresse et changement climatique . . . . .	17
<b>II Le provisionnement du risque sécheresse</b>	<b>20</b>
<b>3 Les grands principes du provisionnement sécheresse</b>	<b>21</b>
3.1 La sécheresse, un péril à déroulement long . . . . .	21
3.2 Le provisionnement de la sécheresse . . . . .	22
<b>4 Le provisionnement des exercices antérieurs</b>	<b>24</b>
4.1 Présentation des principales méthodes de liquidation . . . . .	24
4.1.1 La méthode de Chain Ladder . . . . .	24
4.1.2 Le modèle de Mack . . . . .	26
4.1.3 La méthode du bootstrap . . . . .	28
4.2 Mise en œuvre dans le cadre du provisionnement du risque sécheresse . . . . .	29
4.2.1 La démarche retenue . . . . .	29
4.2.2 La validité des hypothèses . . . . .	30
4.2.3 Les résultats . . . . .	33
<b>5 Le provisionnement des exercices récents</b>	<b>36</b>
5.1 L'approche à l'exposition : le modèle physique . . . . .	36
5.1.1 Le module d'aléa . . . . .	37

5.1.2	Le module de vulnérabilité . . . . .	38
5.1.3	Le module de dommages . . . . .	38
5.2	L'approche à l'historique : les coûts moyens . . . . .	39
5.2.1	Le calcul des coûts moyens départementaux . . . . .	39
5.2.2	Les avantages et les inconvénients de cette approche . . . . .	41

### **III Les évolutions apportées au provisionnement du risque sécheresse** **43**

<b>6</b>	<b>L'approche à l'historique</b>	<b>44</b>
6.1	L'ajout de variables explicatives . . . . .	44
6.1.1	Les valeurs assurées . . . . .	44
6.1.2	La zone climatique . . . . .	48
6.1.3	L'exposition au retrait-gonflement des argiles . . . . .	49
6.2	Test de sensibilité des coûts moyens . . . . .	51
6.3	Le bootstrap pour l'obtention d'une distribution du coût d'un épisode de sécheresse	52
6.3.1	La méthode du bootstrap . . . . .	52
6.3.2	Les résultats obtenus . . . . .	53

<b>7</b>	<b>La prise en compte de l'inflation dans le cadre du provisionnement de la sécheresse</b>	<b>59</b>
7.1	Généralités sur l'inflation . . . . .	59
7.1.1	La notion d'inflation . . . . .	59
7.1.2	Le contexte inflationniste actuel . . . . .	61
7.2	La prise en compte de l'inflation dans le provisionnement . . . . .	64
7.2.1	Exercices antérieurs . . . . .	64
7.2.2	Exercices récents . . . . .	66
7.3	Approche stochastique pour la prise en compte de l'inflation . . . . .	69
7.3.1	L'approche stochastique . . . . .	69
7.3.2	Exercices antérieurs . . . . .	73
7.3.3	Exercices récents . . . . .	74

<b>Conclusion</b>	<b>77</b>
-------------------	-----------

<b>Bibliographie</b>	<b>80</b>
----------------------	-----------

<b>Liste des figures</b>	<b>83</b>
--------------------------	-----------

<b>Liste des tableaux</b>	<b>84</b>
---------------------------	-----------

<b>Liste des abréviations</b>	<b>85</b>
-------------------------------	-----------

<b>Annexes</b>	<b>88</b>
----------------	-----------

<b>A Loi n°2007-1824 du 25 décembre 2007 - art. 95</b>	<b>88</b>
--	-----------

<b>B Les CC-plots</b>	<b>89</b>
-----------------------	-----------



# Introduction

La Caisse Centrale de Réassurance (CCR) est un réassureur public qui propose aux compagnies d'assurance opérant en France, dans l'intérêt général, des couvertures illimitées contre les catastrophes naturelles et les risques non assurables. En tant qu'acteur principal du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles, CCR est majoritairement impactée par les catastrophes naturelles. Elle se doit donc de connaître le plus précisément possible son exposition et de disposer d'une réserve de capital suffisante pour résister à des sinistralités extrêmes.

La sécheresse représente 37% de la sinistralité de 1982 à 2020 de CCR. C'est donc l'un des périls les plus importants. Aussi, le risque devient de plus en plus récurrent, avec notamment les épisodes des dernières années qui font partie des épisodes les plus coûteux depuis la création du régime. La fréquence et l'intensité du péril sont amenées à augmenter encore plus avec le changement climatique ce qui pousse CCR à revoir le provisionnement de ce péril.

En outre, le contexte actuel avec la crise du COVID-19, la guerre en Ukraine et les tensions sur les marchés des matières premières et de l'énergie créent de fortes tensions sur les prix. L'inflation qui était stable ces dernières années est aujourd'hui élevée et amenée à se dégrader. La sécheresse est particulièrement sensible à cette problématique puisque c'est un péril à déroulement long.

L'objectif de ce mémoire est de revoir et d'améliorer le provisionnement de la sécheresse en prenant en compte le contexte actuel tant au niveau climatique qu'au niveau inflationniste.

Dans la première partie, nous introduirons le risque sécheresse dans le cadre du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles. Nous présenterons CCR, le péril sécheresse et les grands principes du provisionnement de ce péril.

Nous présenterons ensuite le provisionnement des exercices antérieurs à l'aide des méthodes classiques de provisionnement et le provisionnement des exercices récents qui consiste à combiner une approche à l'exposition basée sur des modèles physiques prenant en compte l'aléa et une approche à l'historique basée sur les coûts moyens historiques.

Nous verrons dans la dernière partie comment améliorer l'approche à l'historique utilisée pour le provisionnement des exercices récents. Et finalement, nous présenterons le contexte inflationniste actuel et comment le prendre en compte dans le provisionnement de la sécheresse.

## Première partie

# Le risque sécheresse dans le cadre du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles

# Chapitre 1

## La Caisse Centrale de Réassurance

La sécheresse est un événement naturel de grande ampleur qui touche une importante partie de la France. La Caisse Centrale de Réassurance est un acteur majeur du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles qui permet à tous les Français d'être couvert contre ce type d'événement.

La Caisse Centrale de Réassurance (CCR), créé en 1946, est un réassureur public français opérant dans la plupart des branches et des marchés de la réassurance internationale. Depuis janvier 2017, les activités de réassurance de marché sont gérées par CCR Re, la filiale de CCR. Cette dernière propose des couvertures de réassurance pour les branches dommages accidents et transports ainsi qu'en vie et assurance de personnes. CCR propose quant à elle, avec la garantie de l'Etat, des couvertures illimitées aux entreprises opérant en France pour les risques à caractère exceptionnel et notamment pour le risque de catastrophes naturelles dans le cadre du régime d'indemnisation des catastrophes naturelles.

### 1.1 Le régime d'indemnisation des catastrophes naturelles

Le régime d'indemnisation des catastrophes naturelles, aussi appelé « régime Cat Nat », garantit à tous les citoyens français une indemnisation des dommages matériels causés par un phénomène naturel. Il a été instauré par la loi n°82-600 du 13 juillet 1982 pour pallier une carence de couverture des risques naturels qui n'étaient que très peu assurés jusqu'alors. Cette loi rend obligatoire l'inclusion de la couverture des dommages causés par les catastrophes naturelles pour tous les contrats d'assurance couvrant des biens situés sur le territoire français.

Le régime est fondé sur deux valeurs principales : la solidarité et la responsabilité. La solidarité se traduit par l'unicité des taux de prime additionnelle, appliqués à tous les contrats d'assurance de bien. Actuellement, il est de 12% de la prime pour les garanties dommages aux biens autres que les véhicules à moteur et est de 6% des primes vol et incendie (ou, à défaut, 0,50% de la prime dommage) pour les véhicules terrestres à moteur. Ainsi, tous les assurés participent au financement du régime, quelle que soit leur exposition aux risques. L'autre élément de solidarité est la réassurance publique qui permet de mutualiser les portefeuilles d'assurances au niveau national et qui bénéficie de la garantie de l'Etat. La responsabilité prend forme grâce aux franchises et à des dispositifs de prévention, les Plans de Prévention des Risques (PPR). Ces

liens entre indemnisation et prévention ont été renforcés par un mécanisme de modulation des franchises dans les communes non dotées de PPR afin d'encourager leur mise en place. Les franchises sont fixées par l'Etat et non rachetables.

Le régime d'indemnisation repose sur un partenariat « public-privé » qui utilise les mécanismes et les réseaux de l'industrie de l'assurance avec un fort encadrement de l'Etat. Pour enclencher le mécanisme d'indemnisation deux conditions doivent être remplies :

- une condition d'ordre public : un arrêté de constatation de « l'état de catastrophe naturelle » doit avoir été publié au Journal Officiel ;
- une condition d'ordre privé : le bien endommagé doit être couvert par un contrat d'assurance dommages.

De plus, un lien de causalité doit exister entre la catastrophe naturelle constatée et les dommages subis.

Lorsqu'une catastrophe naturelle se produit, le maire doit déposer un dossier de demande de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle auprès du préfet, qui dépose ensuite un dossier auprès de la Commission interministérielle. La Commission étudie les dossiers et émet un avis sur l'état ou l'absence de catastrophe. Les communes reconnues font l'objet d'un arrêté et d'une parution au Journal Officiel. Les sinistres peuvent alors être indemnisés au titre du régime Cat Nat. La figure 1.1 illustre le parcours d'indemnisation dans le cadre du régime.

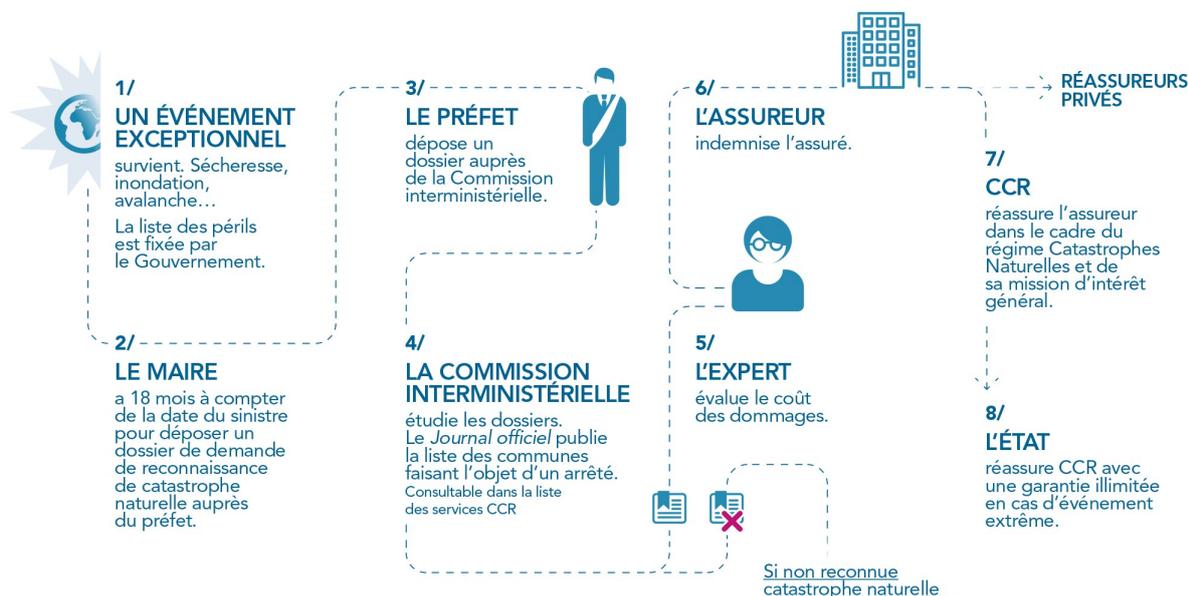


FIGURE 1.1 – Parcours d'indemnisation dans le cadre du régime Cat Nat

L'article 1 de la loi du 13 juillet 1982 donne une description de ce qui est considéré comme étant les effets d'une catastrophe naturelle : « dommages matériels directs non assurables ayant eu pour cause déterminante l'intensité anormale d'un agent naturel ». Les périls assurables, comme les tempêtes (sauf cyclones de grande ampleur), la grêle, la neige et le gel, sont en principe exclus du régime Cat Nat.

Les périls les plus indemnisés par le régime sont les inondations et la sécheresse comme le montre la figure 1.2, ils représentent 90% de la sinistralité.



FIGURE 1.2 – La répartition par péril de la sinistralité Cat Nat non-auto cumulée de 1982 à 2020, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR

La sécheresse constitue un des périls les plus importants de la sinistralité. Le tableau 1.1 présente les 20 événements les plus coûteux en termes de dommages assurés sur la période 1989-2020. Parmi ces événements, plus de la moitié sont des événements sécheresses.

Rang	Exercice	Événement	Coût assuré actualisé (en euros 2020)*	Nombre de communes reconnues au 31/03/2021
1	2017	IRMA	2,1 Md€	2
2	2003	Sécheresse	1,89 Md€	4 357
3	2018	Sécheresse	[1,2 Md€, 1,4 Md€]	4 059
4	2002	Inondations du Gard	1,09 Md€	418
5	2003	Inondations du Rhône	1,08 Md€	1 522
6	1990	Sécheresse	1,07 Md€	4 005
7	2020	Sécheresse	[1 Md€, 1,2 Md€]	-
8	2016	Inondations de mai-juin	1,06 Md€	2 133
9	2017	Sécheresse	[800 M€, 960 M€]	2 105
10	2010	Inondations consécutives à Xynthia	970 M€	1 451
11	2011	Sécheresse	860 M€	2 249
12	1996	Sécheresse	840 M€	2 861
13	2016	Sécheresse	[640 M€, 810 M€]	983
14	1995	Inondations du Nord en janvier/février	750 M€	3 385
15	2019	Sécheresse	[650 M€, 850 M€]	2 877
16	1998	Sécheresse	700 M€	1 686
17	1989	Sécheresse	670 M€	3 789
18	2010	Inondations du Var	660 M€	61
19	1999	Inondations de l'Aude	640 M€	442
20	2015	Inondations du Sud-Est	620 M€	68

\* Coût assuré Auto + Non-Auto

TABLE 1.1 – Top 20 des événements Cat Nat en termes de dommages assurés, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR

## 1.2 Le rôle de CCR

CCR a plusieurs missions. Elle propose des couvertures illimitées avec la garantie de l'État pour des branches spécifiques au marché français, elle gère des Fonds Publics pour le compte

de l'État et elle propose des modélisations des risques de catastrophes naturelles.

### 1.2.1 Les réassurances publiques

En 1982, CCR signe une convention avec les pouvoirs publics qui lui permet d'offrir des couvertures de réassurance avec la garantie de l'État. Cette garantie peut être engagée pour :

- la réassurance de catastrophes naturelles ;
- la réassurance de la responsabilité civile des exploitants de navires et installations nucléaires ;
- la réassurance des risques d'attentats et d'actes de terrorisme.

CCR peut aussi participer à la mise en place de dispositifs publics de soutien comme en 2008 ou en 2020 où l'État s'est appuyé sur la réassurance publique pour couvrir le dispositif de soutien à l'assurance-crédit suite à la crise financière ou à la crise sanitaire du COVID-19.

La réassurance des catastrophes naturelles reste la principale activité de CCR comme le montre la répartition du chiffre d'affaires de 2020 présentée dans la figure 1.3.

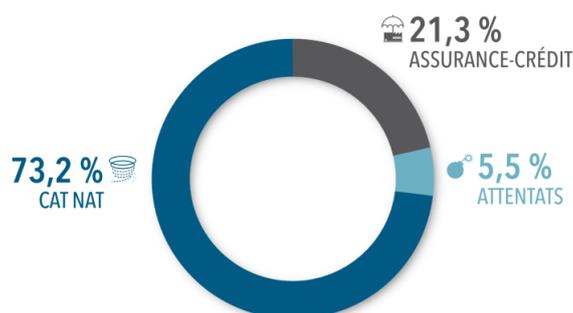


FIGURE 1.3 – La répartition du chiffre d'affaires, extrait du Rapport d'activité 2020 de CCR

CCR est la seule société de réassurance habilitée à offrir des couvertures avec la garantie de l'Etat. Elle propose ainsi une couverture illimitée contre les catastrophes naturelles et les risques non assurables aux assureurs opérant en France. Pour les catastrophes naturelles, elle est composée de deux garanties, un *quote-part* (QP) et un *stop-loss* (SL).

La garantie *quote-part* consiste à partager une partie du risque de catastrophes naturelles entre l'assureur et le réassureur. L'assureur cède au réassureur une part des primes et en contrepartie, le réassureur s'engage à prendre en charge la même part de sinistres. Cette proportion est appelée le taux de cession. La partie des sinistres restant à la charge de l'assureur est appelée la rétention. La garantie *stop-loss*, aussi appelé excédent de perte annuelle, permet à l'assureur de se prémunir contre le risque de fréquence, c'est à dire la survenance d'un grand nombre de sinistres. Elle s'applique sur la rétention du *quote-part*. Le réassureur intervient lorsque la sinistralité totale annuelle de l'assureur est supérieure à un seuil, la franchise, défini dans le traité. La franchise est généralement exprimée en pourcentage des primes conservées. La

plupart des garanties *stop-loss* comportent également une limite, la portée. Grâce à la garantie de l'Etat, les garanties de réassurance en *stop-loss* proposées par CCR sont dotées d'une portée infinie. L'Etat intervient si la charge de sinistres pour CCR dépasse un montant appelé Seuil d'Intervention de l'Etat (SIE) qui dépend du montant de la provision pour égalisation et de la réserve spéciale constituée pour le risque catastrophes naturelles. Il se trouve que la garantie de l'Etat n'a jamais été mise en jeu puisque ce seuil n'a jamais été dépassé.

La figure 1.4 illustre la couverture proposée par CCR. Dans cet exemple, le taux de cession de la garantie *quote-part* est de 50% et la franchise est de 300 millions d'euros. Le garantie *stop-loss* s'applique sur la rétention du *quote-part*.

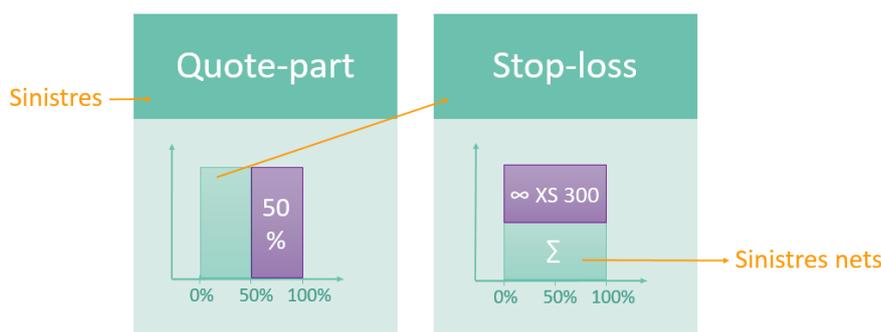


FIGURE 1.4 – La couverture proposée par CCR

CCR propose également quelques couvertures en excédent de perte par risque.

Les cédantes bénéficient ainsi d'une sécurité maximale dans l'hypothèse d'un sinistre majeur. Néanmoins, cela ne confère pas pour autant à CCR le monopole de la réassurance de ces risques puisque les assureurs sont libres de se garantir auprès d'un autre réassureur ou de ne pas se réassurer. CCR possède une part de marché de 95% sur le marché des catastrophes naturelles en France.

### 1.2.2 La gestion des fonds publics et la prévention

CCR est également chargée de gérer, pour le compte de l'Etat, les différents fonds publics suivants :

- le Fonds National de Gestion des Risques en Agriculture (FNGRA) ;
- le Fonds de Compensation des Risques de l'Assurance de la Construction (FCAC) ;
- le Fonds de Garantie des Risques liés à l'Épandage agricole des boues d'épuration urbaines et industrielles (FGRE) ;
- le Fonds de garantie des dommages consécutifs à des Actes de Prévention, de Diagnostic ou de Soins dispensés par des professionnels de santé (FAPDS).

Par ailleurs, elle est très impliquée dans la prévention des catastrophes naturelles et a mis en place deux sites internet d'informations sur les risques en France, l'un est à destination du grand public et l'autre est à destination des assureurs et des pouvoirs publics. L'objectif est de partager la connaissance et d'analyser l'exposition des territoires aux risques naturels. CCR

cherche à identifier l'impact des mesures de prévention sur la sinistralité à partir des données collectées auprès des assureurs afin d'analyser leur efficacité et de promouvoir les bonnes pratiques. Les travaux de recherche et de développement permettent d'identifier les territoires les plus exposés, d'évaluer les conséquences dommageables et de progresser dans l'évaluation de l'efficacité des dispositifs de prévention. CCR peut ainsi accompagner les acteurs de la prévention et les éclairer pour mettre en place des dispositifs de prévention.

### **1.2.3 La modélisation**

Du fait de son activité, CCR travaille avec plus de 95% du marché français. Elle collecte ainsi de nombreuses données sur les biens assurés (notamment sur leur localisation et leur nature) et sur la sinistralité des cédantes. Étant principalement impactée par les catastrophes naturelles, elle se doit de connaître le plus précisément possible ce risque. Elle a donc développé des modèles physiques pour la majorité des périls couverts par le régime à l'aide des données communiquées par les cédantes dans le cadre des traités de réassurance. L'objectif de ces modèles est d'estimer l'exposition des cédantes et de CCR en fonction de la localisation des polices et de l'intensité de l'événement. Des modèles ont été développés pour les périls suivants : les inondations, les sécheresses, les séismes, les vents cycloniques et les submersions marines.

## **1.3 La direction des Réassurances et Fonds Publics**

La Direction des Réassurances et Fonds Publics pilote la souscription des réassurances publiques des risques de catastrophes naturelles et des risques d'attentats. Elle a également la charge de la gestion comptable et financière des fonds publics pour le compte de l'État et des dispositifs publics de soutien mis en place par l'État. Depuis 2018, un pôle d'expertise sur la prévention des risques naturels a été créé, dans le but d'accompagner les pouvoirs publics, les assureurs, mais également les collectivités territoriales ou d'autres parties prenantes dans leurs actions de prévention.

Pour mener à bien ces différentes missions, la Direction des Réassurances et Fonds Publics s'appuie sur les travaux de quatre départements dont le département Data Science, Actuariat et Provisionnement qui est en charge de la collecte, du traitement et de l'analyse des données fournies notamment par les clients assureurs de CCR, de la tarification des traités de réassurance, du provisionnement et de la mise à disposition de restitution des différents travaux de la direction aux clients et partenaires de CCR.

Le service Actuariat et Provisionnement, au sein du département Data Science, Actuariat et Provisionnement, est ainsi principalement chargé de la tarification des traités de réassurance, du provisionnement et du modèle interne partiel hybride. Le modèle interne partiel hybride croise les modèles physiques et la sinistralité historique communiquée par les cédantes afin de mesurer l'exposition de celles-ci, de CCR et de l'Etat au risque de catastrophes naturelles.

# Chapitre 2

## Généralités sur le risque sécheresse

La sécheresse indemnisée dans le cadre du régime des catastrophes naturelles est la sécheresse géotechnique.

### 2.1 Définition de la sécheresse géotechnique

La sécheresse géotechnique, aussi appelée « sécheresse RGA » pour Retrait-Gonflement des Argiles est liée aux périodes de sécheresse et se produit sur des terrains argileux.

Les argiles ont une structure minéralogique en feuillets, c'est à dire qu'elles sont sous la forme de couches superposées. L'espace entre les différentes couches peut accueillir de l'eau ce qui permet aux argiles de se dilater et de se rétracter. Lors des périodes de sécheresse, le manque d'eau peut entraîner un tassement du sol, on parle de retrait, et à l'inverse, un nouvel apport d'eau peut produire un phénomène de gonflement.

Cette sensibilité des sols argileux entraîne des mouvements de terrains qui peuvent affecter les constructions. Les constructions les plus touchées sont les maisons individuelles car leurs structures sont légères et peu rigides, et leurs fondations ne peuvent supporter les distorsions générées par les mouvements du terrain.

La présence de végétation constitue un facteur aggravant et parfois déclencheur de dommages car les constructions s'opposent à l'évaporation et les racines des végétaux à proximité vont se développer en direction de l'humidité qui se trouve sous les constructions, créant ainsi des variations d'humidité importantes au niveau des fondations.

Le risque RGA est un risque majeur du fait de l'ampleur des dégâts matériels qu'il provoque, en particulier parce qu'il touche souvent à la sécurité des bâtiments. De plus, les dégâts sont particulièrement coûteux.

Les différents dégâts possibles sur les constructions sont :

- la formation de fissures sur les façades, les terrasses, les allées ou encore les escaliers extérieurs ;
- le décollement de bâtiments secondaires attachés au bâtiment principal ;
- la distorsion au niveau des portes et fenêtres ;

— la compression de canalisations enterrées et les fissurations de murs de soutènement.

La figure 2.1 illustre le phénomène de retrait-gonflement des argiles.

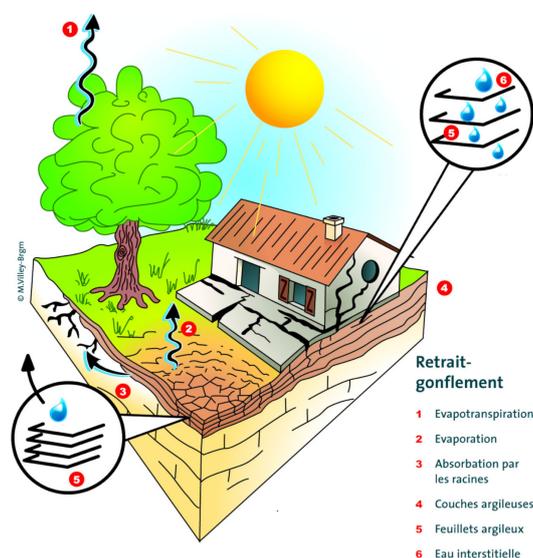


FIGURE 2.1 – Mécanisme de fonctionnement du phénomène de retrait-gonflement des sols argileux

La carte suivante (figure 2.2) réalisée par le Bureau de Recherches Géologiques et Minières (BRGM) représente l'exposition du territoire au phénomène de retrait-gonflement des argiles. Elle permet d'identifier les zones exposées au phénomène selon un degré d'exposition croissant : faible, moyen et fort. Le degré d'exposition est le produit de la susceptibilité de la zone au phénomène et de la sinistralité effectivement observée.

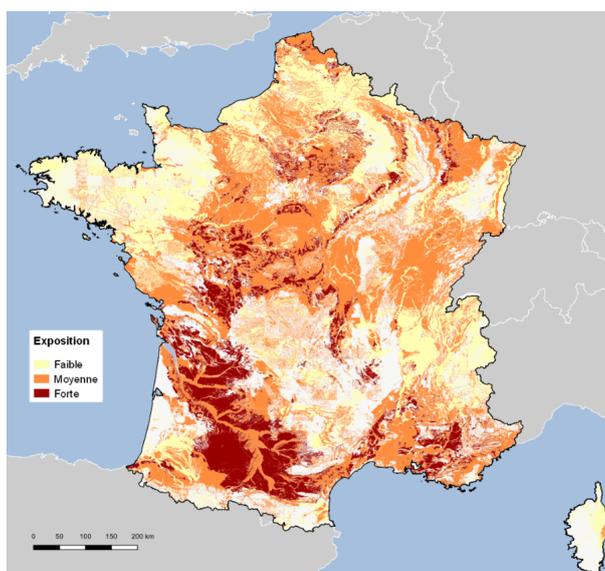


FIGURE 2.2 – Exposition du territoire au phénomène de retrait-gonflement des sols argileux, carte réalisée par le BRGM

La carte montre qu’une grande partie du territoire est exposée au phénomène de retrait-gonflement des argiles et que les régions les plus exposées sont la Nouvelle-Aquitaine, l’Occitanie et la région Centre-Val de Loire.

## 2.2 La sinistralité historique

La France est très exposée au phénomène de retrait-gonflement des argiles puisque 48% du territoire se trouve en zone d’exposition moyenne ou forte. De plus, son climat tempéré rend les sols argileux plus sensibles à des températures élevées et à un déficit de précipitations. Les épisodes de sécheresse notables en France sont ceux des années 1976, 1989, 2003 et des derniers exercices.

La sécheresse de 1976 est la sécheresse la plus importante du XXe siècle en France. Elle a duré 9 mois et a eu d’importantes conséquences économiques et sociales. Pour la première fois, un « impôt sécheresse » exceptionnel est mis en place pour faire face aux pertes économiques dues à une catastrophe naturelle.

L’année 1989 est touchée par la plus longue sécheresse en France. Elle a débuté dès la fin de l’année 1988 et s’est étalée durant toute l’année 1989 et le début de l’année 1990. De novembre 1988 à octobre 1989, le déficit pluviométrique est très important et parallèlement les températures de l’année 1989 sont plus élevées que la normale. Cette sécheresse et ses conséquences ont amené le gouvernement à intégrer le risque sécheresse dans le régime d’indemnisation des catastrophes naturelles et donc les premiers arrêtés reconnaissant l’état de catastrophe naturelle sécheresse datent de 1989.

La figure 2.3 présente la sinistralité dans le cadre du régime des catastrophes naturelles en France de 1982 à 2020. Il met en évidence les principaux épisodes de sécheresses et notamment celui de 2003.

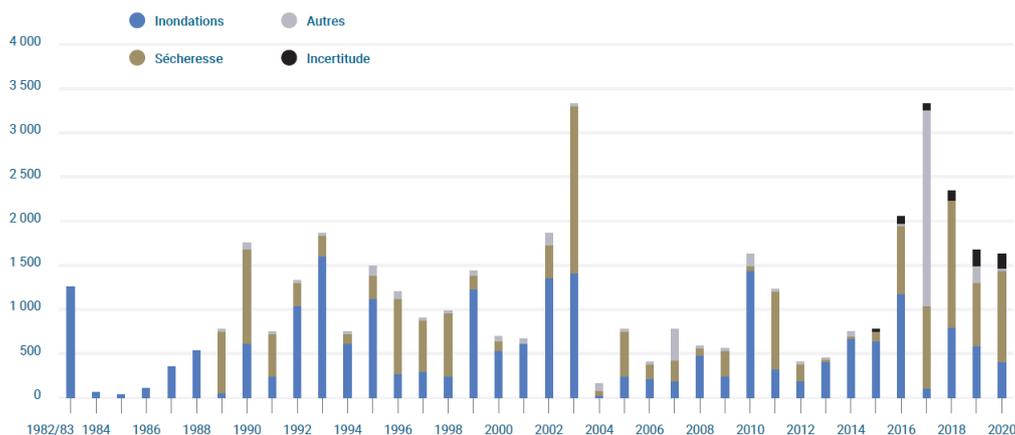


FIGURE 2.3 – La sinistralité catastrophes naturelles non-auto de 1982 à 2020, en millions d’euros 2020, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR

L’exercice 2003 est fortement touché par la sécheresse. C’est une année caniculaire exceptionnelle en Europe et l’été le plus chaud en France depuis 1950. La canicule dure deux semaines

et des records de températures sont atteints. Le caractère exceptionnel de cet événement se retrouve dans son coût qui est de 1,2 milliards d’euros contre un coût moyen annuel de 475 millions d’euros sur la période 1989-2020. Plus de 4 000 communes ont été reconnues alors que 1 640 communes en moyenne sont reconnues chaque année depuis 1989.

La figure 2.4 présente les coûts moyens d’une reconnaissance par exercice pour le péril sécheresse. Le coût moyen de l’année 2003 est relativement faible alors que 2003 est l’année la plus sinistrée.

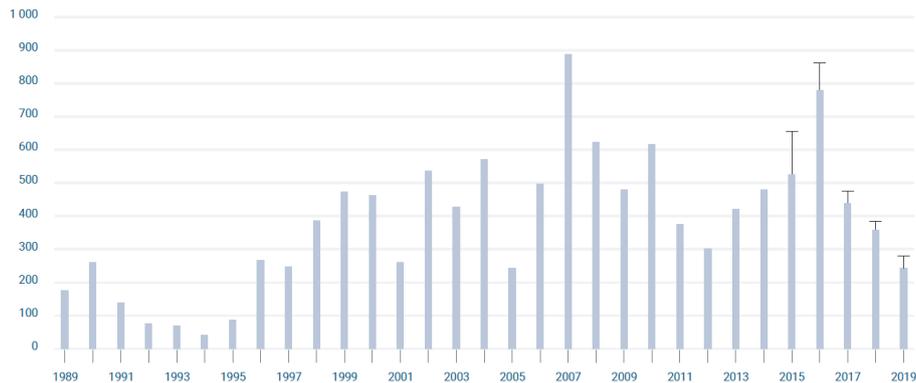


FIGURE 2.4 – Evolution du coût moyen d’une reconnaissance sécheresse, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR

La dernière décennie a été fortement touchée par la sécheresse avec plusieurs événements importants. En effet, les cinq dernières années font partie des onze épisodes de sécheresse les plus coûteux depuis 30 ans.

Il y a une augmentation des demandes de reconnaissances depuis l’année 2015 comme le montre la figure 2.5. Le nombre de demandes sur la période 2015-2020 est quatre fois plus grand que sur la période 2010-2014, avec chaque année un nombre de demandes supérieur à 2 000 et atteignant environ 6 000 demandes en 2018 et 2019.

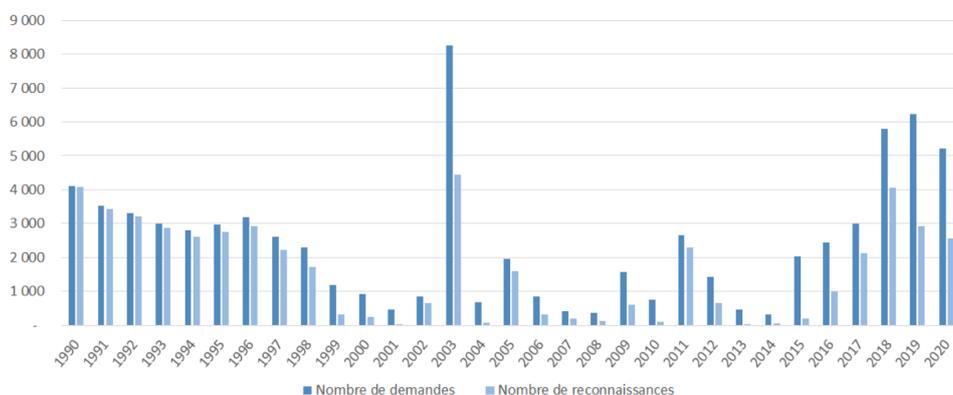


FIGURE 2.5 – Le nombre de demandes et de reconnaissances pour le péril sécheresse de 1990 à 2020

Les épisodes de sécheresse deviennent de plus en plus récurrents et frappent des zones qui étaient habituellement épargnées. Il y a une extension géographique du risque. Il y a notamment

dans le Nord-Ouest et le Nord-Est des communes touchées qui ne l'ont jamais été auparavant, c'est le cas de la Haute-Marne, de l'Allier ou des communes de Normandie.

L'évolution de la géographie du risque est visible sur les deux cartes suivantes. La figure 2.6 représente le nombre de reconnaissances par commune entre 1889 et 2015. Les régions fortement touchées sont la Nouvelle-Aquitaine, l'Occitanie, le Centre-Val de Loire, l'Ile-de-France et la Provence-Alpes-Côte d'Azur.

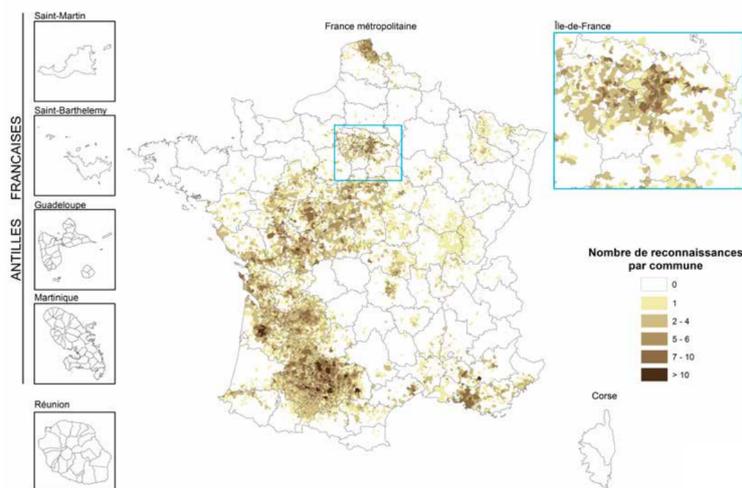


FIGURE 2.6 – Le nombre de reconnaissances pour la sécheresse par commune sur la période 1989-2015, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2016 de CCR

La figure 2.7 représente le nombre de reconnaissances par commune entre 1889 et 2019. L'extension du risque est visible sur la carte avec notamment de nouvelles communes reconnues dans le Nord-Est de la France. Une grande partie du territoire est désormais affectée.

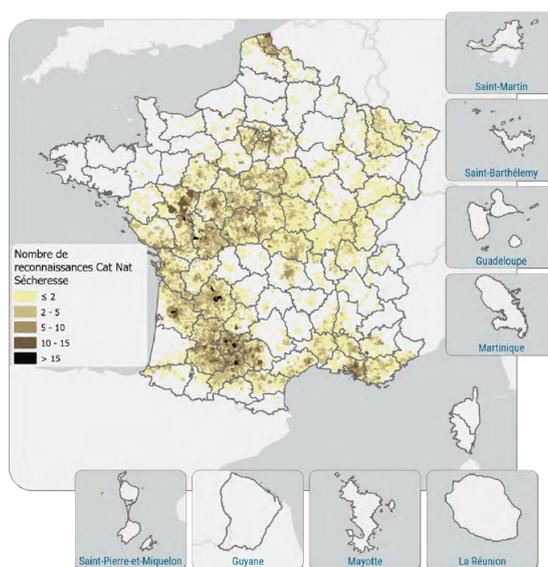


FIGURE 2.7 – Le nombre de reconnaissances pour la sécheresse par commune sur la période 1989-2019, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR

## 2.3 Sécheresse et changement climatique

Plusieurs études ont été réalisées ces dernières années afin de mesurer l'impact du changement climatique à horizon 2050 voire 2100 sur les catastrophes naturelles.

CCR a réalisé en 2018 une étude sur les conséquences du changement climatique (CCR, 2018) en partenariat avec Météo-France et notamment sur l'impact du scénario RCP 8.5 du GIEC sur le coût des catastrophes naturelles. Ce scénario suppose une poursuite au rythme actuel de l'augmentation des émissions de gaz à effet de serre.

Les résultats de cette étude sont présentés dans la figure 2.8. Avec le scénario RCP 8.5 et à enjeux assurés identiques, l'augmentation de la perte annuelle moyenne tous périls serait de 35% et de 23% pour le péril sécheresse du fait de l'augmentation de la fréquence et de la sévérité des événements.

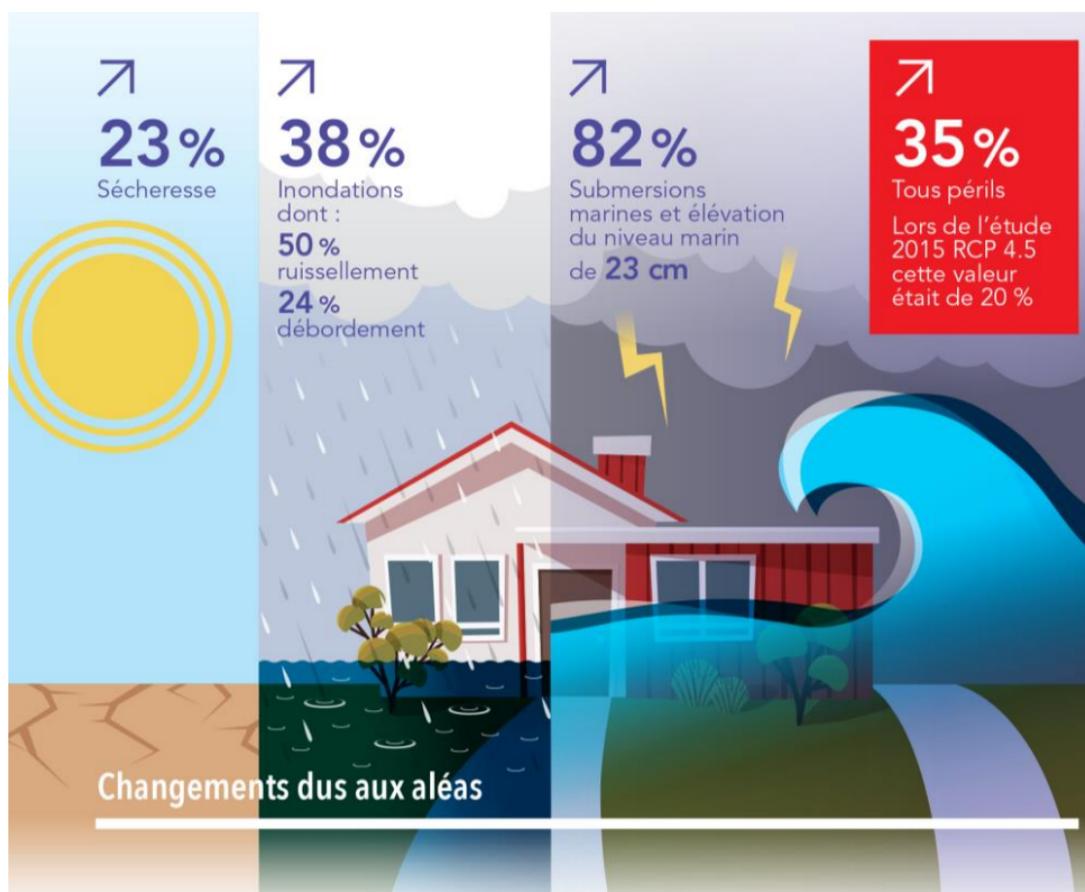


FIGURE 2.8 – Impact du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles, extrait du rapport Conséquences du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles en France à horizon 2050 de CCR

Il y aurait une augmentation des dommages dus à la sécheresse sur tout le territoire à horizon 2050, notamment dans le Sud de la France du fait de l'augmentation de la sévérité du phénomène mais aussi dans le Nord-Ouest comme le montre la figure 2.9.

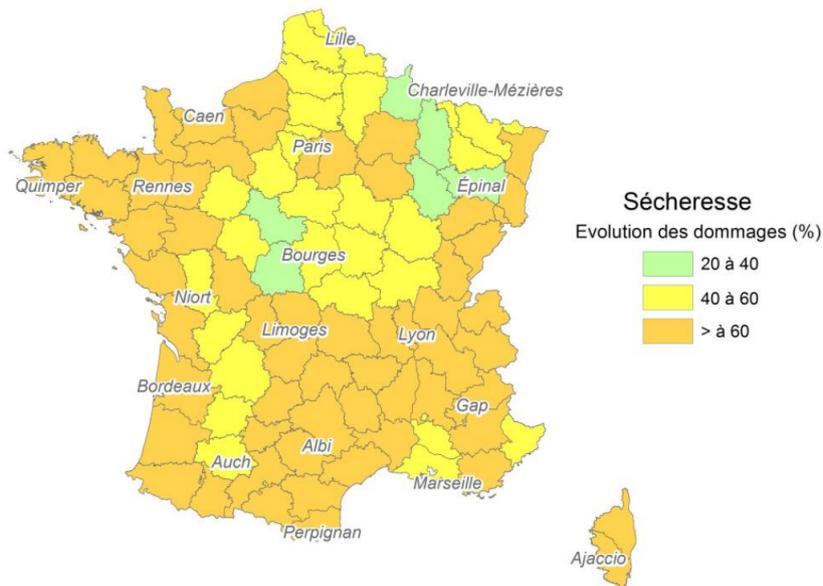


FIGURE 2.9 – Évolution des dommages annuels moyens dus à la sécheresse à l’horizon 2050, extrait du rapport Conséquences du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles en France à horizon 2050 de CCR

Une étude plus récente a été réalisée par France Assureurs (FRANCE ASSUREURS, 2021) selon laquelle le coût cumulé pour la sécheresse devrait passer de 13,8 milliards d’euros sur la période 1989-2019 à 43 milliards d’euros sur la période 2020-2050 dont 17 milliards dus au changement climatique. Ces estimations ne prennent pas en compte les mesures de prévention qui pourraient diminuer la survenue ou l’aggravation des dommages.

La figure 2.10 montre l’évolution estimée de la charge annuelle moyenne pour la sécheresse entre la période 1989-2019 et 2020-2050. Une importante augmentation de la sinistralité est estimée à l’horizon 2050 et notamment pour les départements de la Gironde et de la Haute-Garonne.

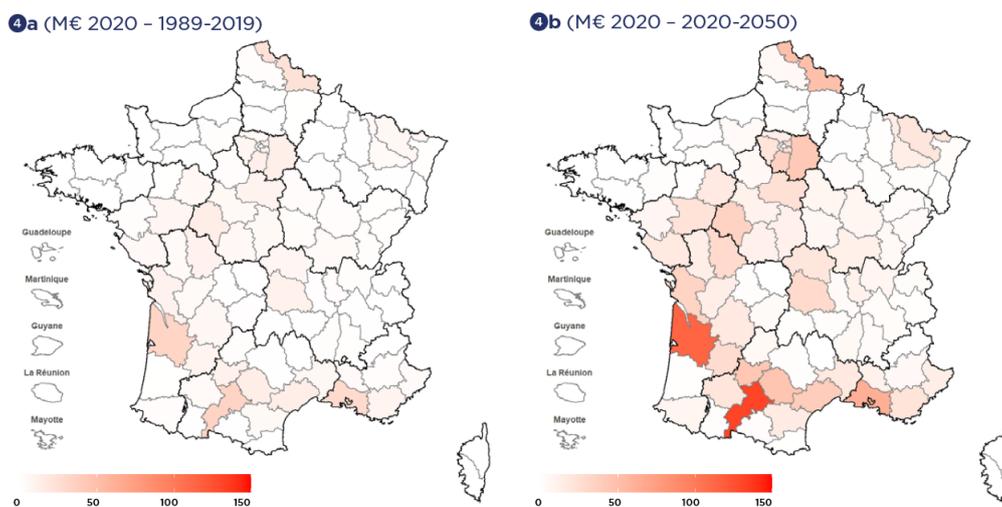


FIGURE 2.10 – La charge sécheresse annuelle moyenne par département, extrait du rapport Impact du changement climatique sur l’assurance à l’horizon 2050 de France Assureur

Enfin, toutes les études s'accordent pour dire que le changement climatique augmentera le coût des phénomènes de catastrophes naturels dont la sécheresse fait partie au cours du siècle, ce qui pousse CCR à revoir le provisionnement de ce péril.

## Deuxième partie

# Le provisionnement du risque sécheresse

# Chapitre 3

## Les grands principes du provisionnement sécheresse

La sécheresse est donc un risque important qui touche fortement la France et dont la fréquence et l'intensité augmentent avec le changement climatique. Le provisionnement du risque sécheresse est alors un véritable enjeu pour CCR.

Pour provisionner correctement ce risque il faut prendre en compte le fait que c'est un péril à déroulement long dans le sens où plusieurs années peuvent s'écouler entre la survenance du sinistre et la clôture du sinistre.

### 3.1 La sécheresse, un péril à déroulement long

Le temps de consolidation d'un sinistre provoqué par la sécheresse peut être important puisque les fissures peuvent apparaître plusieurs années après la survenance d'un épisode et nécessiter plusieurs années avant d'être consolidées. Les déclarations des sinistres peuvent ainsi s'étendre sur plusieurs années.

De ce fait, les premiers dossiers de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle sont généralement traités par la commission interministérielle entre les mois d'avril et de juillet de l'année suivant l'événement sécheresse.

Une fois le sinistre déclaré et la commune reconnue en état de catastrophe naturelle, un expert doit intervenir afin de déterminer si la sécheresse est bien la cause des dégâts. Les cabinets d'experts et les entreprises d'étude de sol faisant face à une demande importante, les délais de traitement d'un dossier sont de plusieurs années et ont augmenté ces dernières années.

Finalement plus d'une dizaine d'années peut s'écouler entre la survenance d'un épisode de sécheresse et l'indemnisation de tous les sinistres liés à cet épisode comme le montre la figure 3.1 qui représente la courbe de paiements du péril sécheresse.

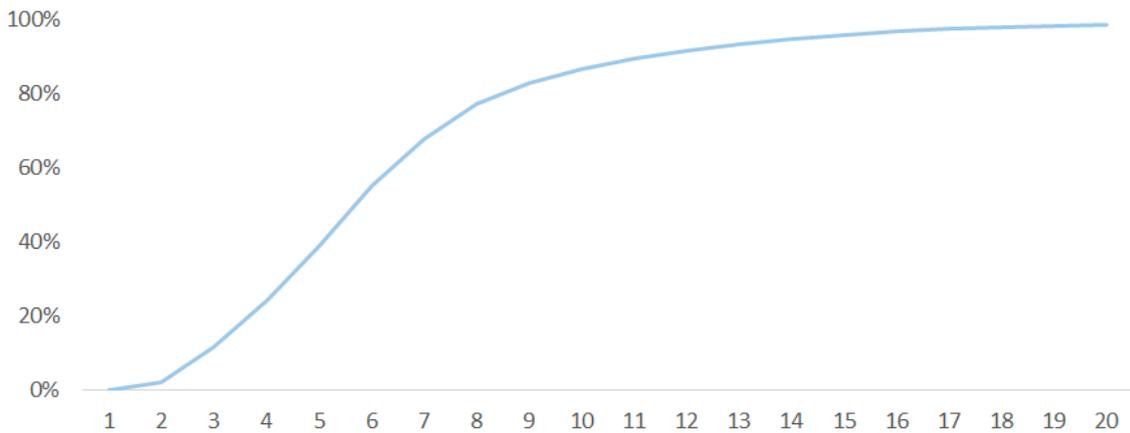


FIGURE 3.1 – Courbe de paiements pour le péril sécheresse par année

Le péril sécheresse est différent des autres périls, comme les inondations par exemple, qui ont un déroulement plus rapide. Il n'est donc pas possible d'utiliser une courbe de paiements unique pour toutes les catastrophes naturelles.

## 3.2 Le provisionnement de la sécheresse

CCR propose aux cédantes deux couvertures pour les catastrophes naturelles : une couverture proportionnelle avec une garantie *quote-part* et une couverture non proportionnelle avec une garantie *stop-loss*. Dans ce mémoire seul le provisionnement de la couverture proportionnelle sera abordé. Le provisionnement de la couverture non-proportionnelle est réalisé à l'aide d'une méthode différente qui permet de prendre en compte l'exposition de chaque cédante à un événement.

La provision est définie comme la différence entre l'estimation ultime de l'événement sécheresse et la charge comptable. L'événement sécheresse est défini par un arrêté interministériel qui constate l'état de catastrophe naturelle et détermine les communes reconnues ainsi que la période de reconnaissance. Le provisionnement est réalisé avec le quantile d'ordre 70% chez CCR.

Pour calculer la provision de la sécheresse il faut prendre en compte que c'est un péril à déroulement long. Les règlements des sinistres s'étalent donc sur plusieurs années.

Il faut également prendre en compte que les premiers règlements ont généralement lieu un an après la survenance de l'événement puisque le traitement des demandes de reconnaissances par la commission interministérielle a généralement lieu l'année suivante. Il y a donc peu d'informations comptables disponibles les premières années.

La figure 3.2 représente la part des sinistres liés à la sécheresse payés et la part des sinistres qu'il reste à payer. Il reste des sinistres à payer pour les anciennes sécheresses comme celle de 2003 et il y a peu de sinistres déjà réglés pour les sécheresses des 4 dernières années.

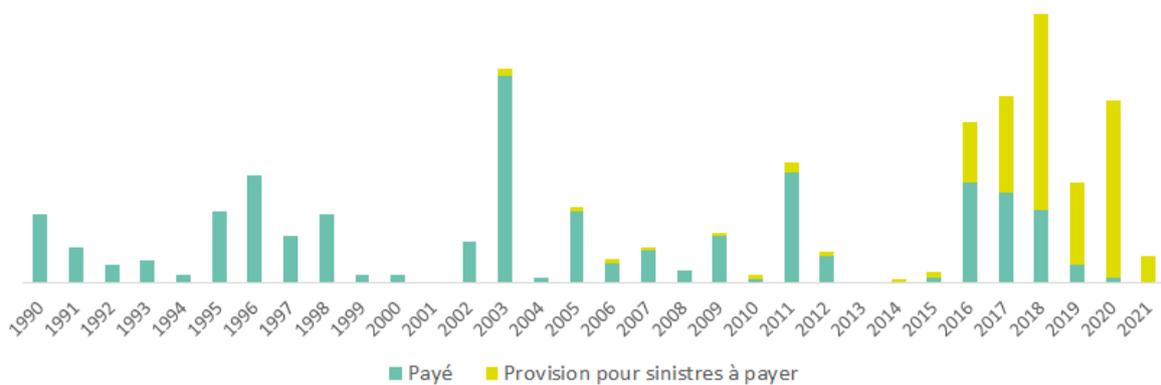


FIGURE 3.2 – Les ultimes pour le péril sécheresse

Les méthodes de provisionnement classiques reposent sur les données de la sinistralité passée représentée sous la forme d'un triangle de liquidation. Ces triangles reflètent la dynamique des sinistres. Ils fournissent un aperçu de la sinistralité passée pour estimer la sinistralité future par exercice de survenance. Ces méthodes sont utilisées pour le provisionnement des exercices anciens.

Pour les exercices récents il faut utiliser d'autres méthodes car les informations comptables ne sont pas encore disponibles et la liquidation des premières années est très volatile.

Le tableau 3.1 résume l'approche utilisée par CCR pour provisionner le risque sécheresse.

Catégorie	Méthode de provisionnement
Exercices récents (N-4 à N)	Méthodes basées sur des éléments extra-comptables (modèle physique, coûts moyens départementaux, sondage)
Exercices anciens (N-5 et antérieur)	Méthodes de liquidation classiques basées sur la comptabilité

TABLE 3.1 – Résumé du provisionnement

Les méthodes de calcul des provisions pour les exercices antérieurs et récents sont présentées dans les chapitres suivants.

# Chapitre 4

## Le provisionnement des exercices antérieurs

Les méthodes classiques de provisionnement basées sur les triangles de liquidation sont utilisées pour provisionner les exercices anciens. Ces méthodes se basent sur l'historique des paiements. Elles sont donc appliquées aux sécheresses survenues il y a plus de deux ans car il n'y a pas encore eu de paiements pour les sécheresses des deux dernières années. Dans la pratique, ces méthodes sont utilisées au bout de 4 ans du fait de leur volatilité les premières années.

### 4.1 Présentation des principales méthodes de liquidation

Les méthodes classiques de provisionnement sont présentées dans cette partie.

#### 4.1.1 La méthode de Chain Ladder

La méthode Chain Ladder est une méthode de provisionnement déterministe qui estime la charge ultime à partir de l'historique des règlements des sinistres.

La méthode repose sur deux hypothèses :

- H1 : les années d'origine sont indépendantes entre elles ;
- H2 : les années de développement sont les variables explicatives du comportement des sinistres futurs.

Les facteurs de développement sont définis par

$$C_{i,j+1} = f_j C_{i,j} \text{ pour tout } i \in \{1, \dots, n\} \text{ et } j \in \{1, \dots, n\}$$

où  $C_{i,j}$  est le montant cumulé des règlements effectués pour les sinistres survenus l'année  $i$  jusqu'au délai de règlement  $j$ .

Ils sont supposés indépendants de l'année d'origine  $i$ , donc

$$\frac{C_{0,j+1}}{C_{0,j}} = \frac{C_{1,j+1}}{C_{1,j}} = \dots = \frac{C_{n-j,j+1}}{C_{n-j,j}}, \text{ pour tout } j \in \{1, \dots, n-1\}.$$

L'estimation obtenue avec la méthode de Chain Ladder est donc

$$f_j = \frac{\sum_{i=0}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=0}^{n-j} C_{i,j}}, \text{ pour tout } j \in \{1, \dots, n-1\}.$$

Les charges ultimes peuvent alors être estimées par

$$C_{i,n} = \prod_{k=n+1-i}^{n-1} f_k C_{i,n+1-i}$$

où  $C_{i,n+1-i}$  est le dernier montant connu pour l'année  $i$ .

Les provisions à constituer pour chaque année d'origine  $i$  sont estimées par

$$R_i = C_{i,n} - C_{i,n+1-i}$$

et la provision globale par

$$R = \sum_{i=1}^n R_i.$$

La première hypothèse H1 suppose l'indépendance des années d'origine, autrement dit les années calendaires sont stables. Cette hypothèse peut ne pas être vérifiée en pratique.

La deuxième hypothèse H2 suppose que les années de développement sont les variables explicatives du comportement des sinistres futurs, autrement dit, les facteurs de développement sont indépendants de l'année d'origine. Deux méthodes permettent de vérifier cette hypothèse :

- la première méthode est la méthode du CC plot qui consiste à représenter les couples  $(C_{i,j}, C_{i,j+1})$  avec  $i \in \{1, \dots, n-j\}$  pour chaque délai de règlement  $j$  et à vérifier que les points sont sensiblement alignés sur une droite qui passe par l'origine ;
- la seconde est la méthode du D triangle qui consiste à vérifier que les facteurs de développement individuels  $f_{i,j} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}}$  pour  $i+j \leq n$  sont sensiblement constants pour chaque délai de règlement  $j$ .

La méthode Chain Ladder est très utilisée car elle est très simple à comprendre et à mettre en œuvre cependant les hypothèses ne sont pas toujours vérifiées. L'hypothèse H1 suppose une stabilité des années calendaires et ne prend pas en compte un possible changement de législation ou la présence d'inflation. L'hypothèse H2 suppose que la cadence de règlement est la même pour toutes les années d'origine et ne prend pas en compte un changement de gestion des sinistres par exemple.

Il y a également une incertitude très importante pour les années les plus récentes puisque la charge ultime est évaluée à partir de plusieurs facteurs de développement estimés et les derniers facteurs sont estimés à partir de peu d'observations.

### 4.1.2 Le modèle de Mack

La méthode de Mack est la version stochastique de la méthode de Chain Ladder. Les éléments du triangle de liquidation cumulé  $C_{i,j}$  sont considérés comme des réalisations de variables aléatoires réelles. La méthode fait ainsi intervenir la notion d'incertitude et permet de mesurer la volatilité des réserves.

La méthode repose sur trois hypothèses :

- H1 :  $(C_{i,1}, \dots, C_{i,n})$  et  $(C_{i',1}, \dots, C_{i',n})$  sont des vecteurs de variables aléatoires indépendants pour  $i \neq i'$  ;
- H2 : il existe une constante  $f_j > 0$  telle que  $\mathbb{E}(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = f_j C_{i,j}$  pour tout  $j \in \{1, \dots, n-1\}$  et pour tout  $i = 1, \dots, n$  ;
- H3 : il existe une constante  $\sigma_j^2 > 0$  telle que  $\mathbb{V}(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = \sigma_j^2 C_{i,j}$  pour tout  $j \in \{1, \dots, n-1\}$  et pour tout  $i \in \{1, \dots, n\}$ .

Mack (MACK, 1993) propose les estimateurs sans biais suivants :

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}, \text{ pour tout } j \in \{1, \dots, n-1\},$$

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{n-j-1} \sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j} \left( \frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} - \hat{f}_j \right)^2, \text{ pour tout } j \in \{1, \dots, n-2\},$$

$$\hat{\sigma}_{n-1}^2 = \min\left(\frac{\hat{\sigma}_{n-2}^4}{\hat{\sigma}_{n-3}^2}, \min(\hat{\sigma}_{n-3}^2, \hat{\sigma}_{n-2}^2)\right).$$

Les estimateurs des facteurs de développement  $\hat{f}_j$  sont sans biais et non corrélés sous les hypothèses H1 et H2.

Les facteurs de développement permettent de compléter le triangle et d'estimer les charges ultimes

$$\hat{C}_{i,n} = \prod_{k=n-i}^{n-1} \hat{f}_k C_{i,n-1},$$

puis d'estimer les provisions par année de survenance

$$\hat{R}_i = \hat{C}_{i,n} - C_{i,n-i+1}$$

et finalement d'estimer la provision globale

$$\hat{R} = \sum_{i=1}^n \hat{R}_i.$$

L'incertitude liée à l'estimation de  $R$  se mesure par l'erreur quadratique moyenne de prédiction :

$$MSEP(\hat{R}) = \mathbb{E}((\hat{R} - R)^2 | C_{i,j} : i + j \leq n + 1).$$

Sous les hypothèses H1, H2 et H3,

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

avec

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

Le modèle de Mack ne permet pas d'obtenir la description complète de la distribution des provisions mais il est possible d'estimer les quantiles en faisant une hypothèse sur la distribution des provisions. Par exemple, les lois normale ou log normale permettent d'obtenir des intervalles de confiance pour les provisions.

Pour valider le modèle il faut vérifier les hypothèses, l'exemple de Pitrebois et al. (PITREBOIS et al., 2002) propose les méthodes suivantes :

- l'hypothèse H1 qui suppose l'indépendance des années d'origine peut être vérifiée avec le test d'absence d'effet calendaire (MACK, 1994). L'hypothèse d'absence d'effet calendaire n'est pas rejetée au seuil de 5% si

$$\mathbb{E}(Z) - 2\sqrt{\mathbb{V}(Z)} \leq Z \leq \mathbb{E}(Z) + 2\sqrt{\mathbb{V}(Z)}$$

avec  $Z = \sum_{k=2}^{n-1} Z_k$  et  $Z_k = \min(L_k, S_k)$  où  $L_k$  est le nombre de facteur de développement parmi  $F_k = \{f_{i,k} : 1 \leq i \leq n - k\}$  strictement inférieur à la médiane de  $F_k$  et  $S_k$  est le nombre de facteur de développement parmi  $F_k$  strictement supérieur à la médiane de  $F_k$ .

- le test de corrélation de Mack (MACK, 1994) permet de tester la corrélation des facteurs de développement, soit l'hypothèse H2. La statistique de test T est obtenue avec la formule suivante :

$$T = \sum_{k=2}^{n-2} \frac{n - k - 1}{(n - 2)(n - 3)/2} T_k$$

avec

$$T_k = 1 - 6 \sum_{i=1}^{n-k} \frac{(r_{i,k} - s_{i,k})^2}{(n - k)^3 - n + k}$$

où  $r_{i,k}$  représente le rang du facteur de développement  $f_{i,k}$  parmi  $F_k = \{f_{i,k} : 1 \leq i \leq n - k\}$  et  $s_{i,k}$  représente le rang du facteur de développement  $f_{i,k-1}$  parmi  $F_k$ .

L'hypothèse de non corrélation n'est pas rejetée si

$$\frac{-0,67}{\sqrt{(n-2)(n-3)/2}} \leq T \leq \frac{0,67}{\sqrt{(n-2)(n-3)/2}};$$

L'hypothèse H2 peut également être validée à l'aide des méthodes du CC-plot et du D-triangle ;

- l'hypothèse H3 du modèle est validée si le graphe des résidus  $\hat{\varepsilon}_{i,j}$  avec  $i \in \{1, \dots, n - j\}$  ne fait apparaître aucune structure non aléatoire. Les résidus  $\varepsilon_{i,j}$  peuvent être estimés par

$$\hat{\varepsilon}_{i,j} = \frac{C_{i,j+1} - \hat{f}_j C_{i,j}}{\sqrt{C_{i,j}}} = \sqrt{C_{i,j}} (f_{i,j} - \hat{f}_j);$$

### 4.1.3 La méthode du bootstrap

La méthode du bootstrap permet d'obtenir une estimation de la distribution des provisions grâce à un ré-échantillonnage des données avec remise. Pour appliquer la méthode, il est nécessaire que l'hypothèse suivante soit vérifiée en plus des hypothèses du modèle de Mack :

H4 : les variables étudiées sont indépendantes et identiquement distribuées.

Dans le cadre du provisionnement, les observations ne suivent pas toutes la même loi avec les mêmes paramètres puisqu'elles dépendent de l'année de survenance et de l'année de développement. La méthode de bootstrap ne peut donc pas être appliquée directement sur les observations. C'est pourquoi les résidus sont utilisés.

Les résidus utilisés sont issus du modèle de Mack et sont définis par :

$$r_{i,j} = \frac{\sqrt{C_{i,j}}(f_{i,j} - \hat{f}_j)}{\hat{\sigma}_j}$$

avec  $\hat{f}_j$  et  $\hat{\sigma}_j$  les estimateurs du modèle de Mack.

La méthode consiste ensuite à répéter  $B$  fois les étapes suivantes :

- ré-échantillonner les résidus en effectuant un tirage avec remise. On note  $r_{i,j}^*$  les nouveaux résidus ré-échantillonnés ;
- construire les facteurs de développement individuels  $f_{i,j}^* = \hat{f}_j + r_{i,j}^* \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_j^2}{C_{i,j}}}$  ;
- calculer les nouveaux facteurs de développement  $\hat{f}_j^* = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j} f_{i,j}^*}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}$  ;
- estimer la partie inférieure du triangle à partir du triangle initial et des nouveaux facteurs de développement  $C_{i,j+1}^* = C_{i,j} \times \hat{f}_j^*$  ;
- calculer les provisions par année d'origine  $R_i^B$  et la provision globale  $R^B$ .

Après les  $B$  itérations ( $B = 1000$  par exemple), une distribution empirique de la provision globale et des provisions pour chaque exercice est obtenue.

Les étapes de la méthode peuvent être résumées par la figure suivante (figure 4.1) :

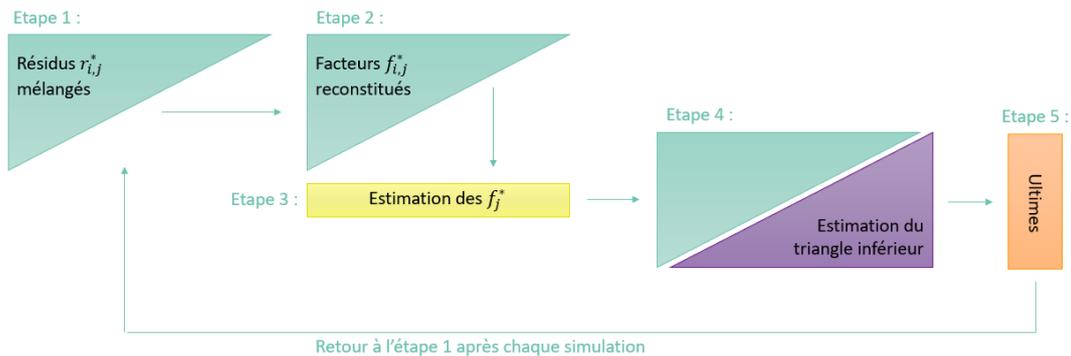


FIGURE 4.1 – Les étapes de la méthode du bootstrap

## 4.2 Mise en œuvre dans le cadre du provisionnement du risque sécheresse

### 4.2.1 La démarche retenue

La méthode de provisionnement des exercices anciens s'appuie sur les données passées agrégées sous la forme d'un triangle de liquidation. Le triangle utilisé ici est celui disponible au 31/12/2021.

Le triangle n'est pas toutes choses égales par ailleurs car le traitement des demandes au titre du péril sécheresse a été suspendu par la Commission entre 2004 et 2006 suite à la Loi du 25 décembre 2007 (annexe A). Les coefficients de développement pour les survenances de 2004 à 2006 sont donc neutralisés et seuls les coefficients des survenances ayant un contexte réglementaire homogène sont conservés.

La méthode est appliquée aux sécheresses datant d'au moins quatre ans car elle nécessite d'avoir reçu les données comptables et de les avoir consolidées.

Par ailleurs, les paiements pour la sécheresse prennent un certain temps et les premières années sont très volatiles comme le montre la figure 4.2 qui représente les coefficients de passage d'une année de compte à une autre pour les exercices 1990 à 2017. Les exercices 2004, 2005 et 2006 sont exclus et les courbes débutent en année de compte 2 car les paiements sont nuls en année de compte 1.

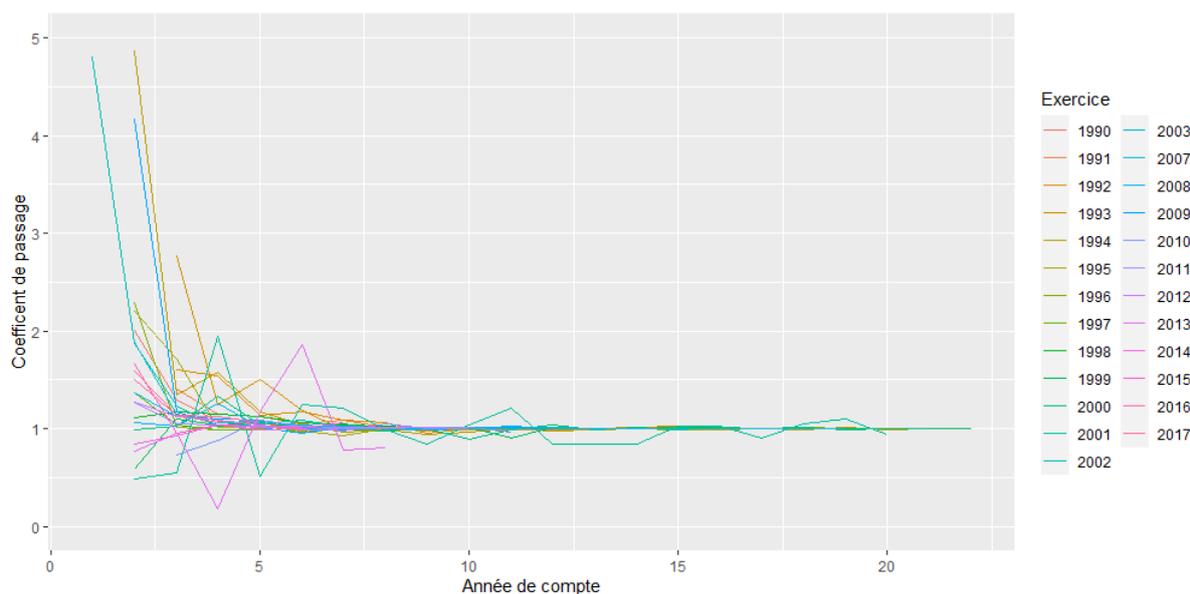


FIGURE 4.2 – Les coefficients de passage d'une année de compte à une autre pour les exercices 1990 à 2017

Le triangle de liquidation est donc constitué des sinistres qui concernent les sécheresses de 1990 à 2017 et les quatre premières années de développement sont exclues.

Les méthodes sont implémentées avec le logiciel R. Le *Best Estimate* (BE), qui correspond à la moyenne, peut être calculé avec la méthode Chain Ladder et le quantile d'ordre 70% (Q70) peut être calculé à partir de la distribution empirique de la provision globale qui est obtenue avec la méthode du bootstrap. Avant d'effectuer les calculs, les hypothèses des modèles sont vérifiées.

## 4.2.2 La validité des hypothèses

Pour rappel, les hypothèses du modèle de Mack sont :

- H1 :  $(C_{i,1}, \dots, C_{i,n})$  et  $(C_{i',1}, \dots, C_{i',n})$  sont des vecteurs de variables aléatoires indépendants pour  $i \neq i'$  ;
- H2 : il existe une constante  $f_j > 0$  telle que  $\mathbb{E}(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = f_j C_{i,j}$  pour tout  $j \in \{1, \dots, n-1\}$  et pour tout  $i = 1, \dots, n$  ;
- H3 : il existe une constante  $\sigma_j^2 > 0$  telle que  $\mathbb{V}(C_{i,j+1} | C_{i,1}, \dots, C_{i,j}) = \sigma_j^2 C_{i,j}$  pour tout  $j \in \{1, \dots, n-1\}$  et pour tout  $i \in \{1, \dots, n\}$  ;
- H4 : les résidus  $r_{i,j}$  sont indépendants et identiquement distribués.

La première hypothèse H1 du modèle de Mack suppose l'indépendance des années d'origine. Elle peut être vérifiée avec le test d'absence d'effet calendaire présenté dans la partie 4.1.2. L'hypothèse d'absence de l'effet n'est pas rejetée au seuil de 5% et la première hypothèse est donc validée.

L'hypothèse H2 qui suppose que les facteurs de développement sont indépendants de l'année d'origine peut être vérifiée avec les CC-plots. Les figures 4.3, 4.4 et 4.5 présentent les CC-plot pour le passage de l'année de développement 5 à 6, 6 à 7 et 7 à 8. Les points sont alignés ce qui permet de valider l'hypothèse. Les autres CC-plots sont présentés en annexe B.

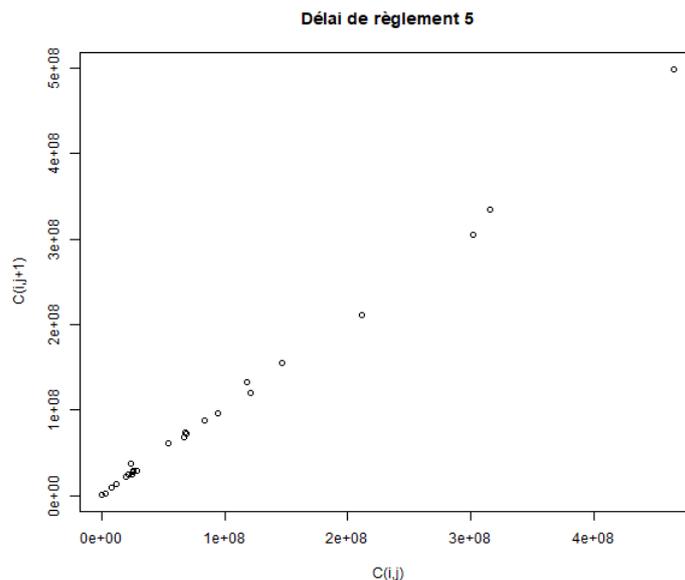


FIGURE 4.3 – CC-plot du délai de de règlement 5

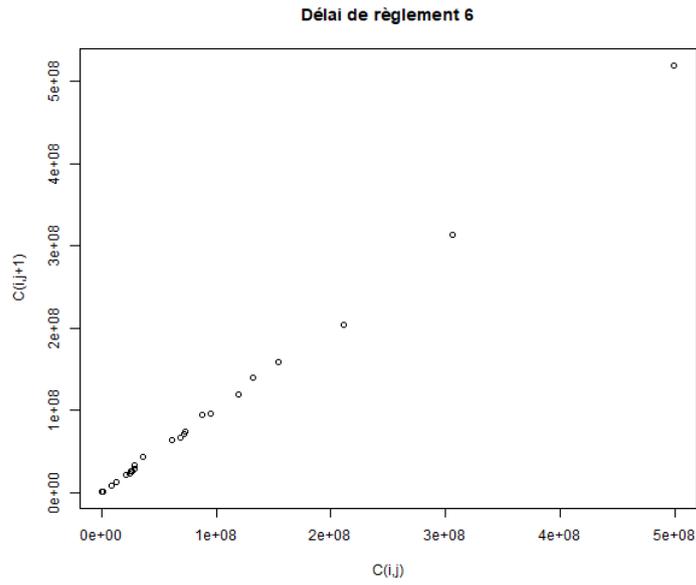


FIGURE 4.4 – CC-plot du délai de de règlement 6

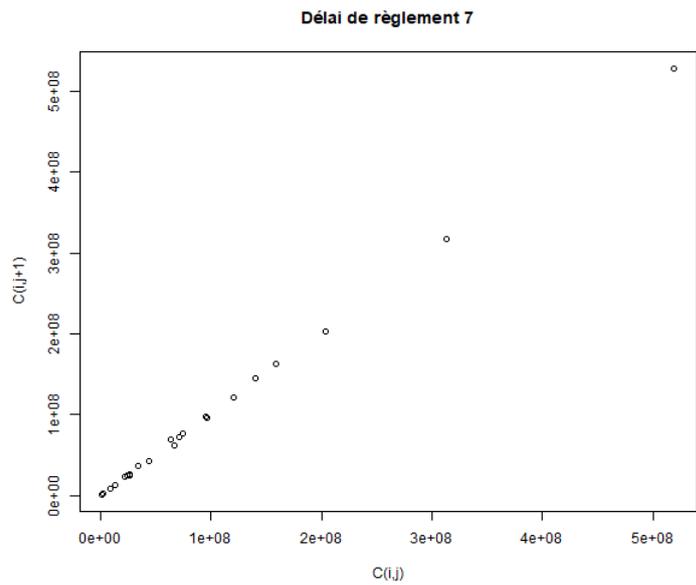


FIGURE 4.5 – CC-plot du délai de de règlement 7

La troisième hypothèse H3 du modèle peut être validée par le graphe des résidus  $\hat{\varepsilon}_{i,j}$  présenté dans la figure 4.6. Il y a une structure des résidus par années de développement non aléatoire ce qui ne permet pas de valider la troisième hypothèse du modèle. Les premières années de développement du triangle pourraient être retirées afin de ne pas avoir de structure non aléatoire et de valider l'hypothèse.

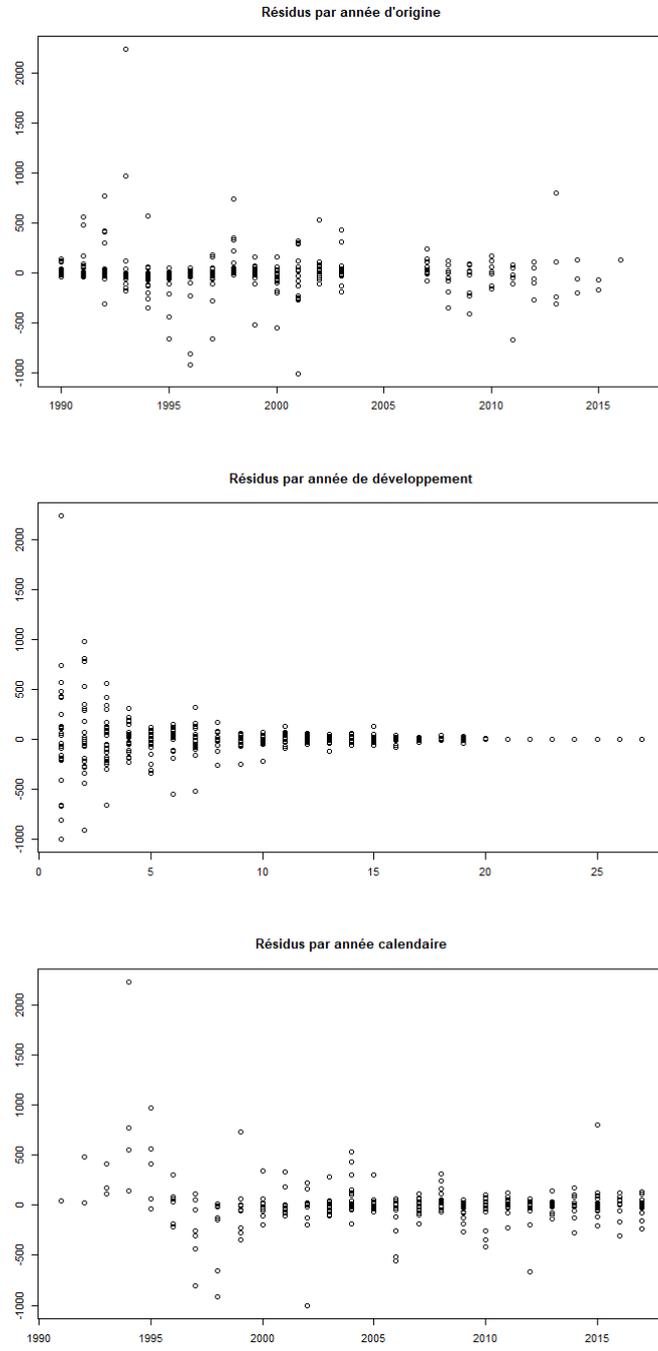


FIGURE 4.6 – Les résidus du modèle de Mack

La quatrième hypothèse H4, utilisée dans la méthode du bootstrap, peut être vérifiée avec le graphe des résidus  $r_{i,j}$  présenté dans la figure 4.7. Le graphe permet de confirmer l'hypothèse que les résidus sont indépendants et identiquement distribués.

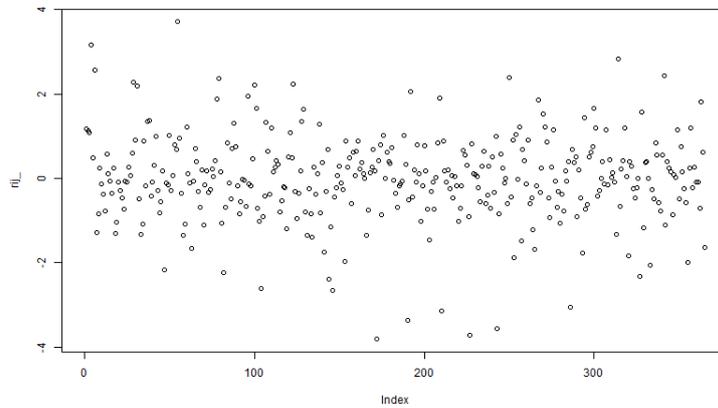


FIGURE 4.7 – Les résidus du modèle de Mack pour la méthode du bootstrap

Malgré la validation que partielle des hypothèses pour le modèle de Mack, il s'agit de la méthode retenue car elle a l'avantage d'être facile à implémenter avec des temps de calcul très faibles. Également, c'est une méthode reconnue et utilisée sur le marché dans le cadre du provisionnement de nombreuses branches et permettant d'obtenir des résultats facilement auditable. La suppression des premières années de développement du triangle pourrait également être étudiée afin de valider toutes les hypothèses.

### 4.2.3 Les résultats

Le *Best Estimate* (BE), qui correspond à la provision moyenne, est calculé avec la méthode Chain Ladder. La figure 4.8 présente les résultats.

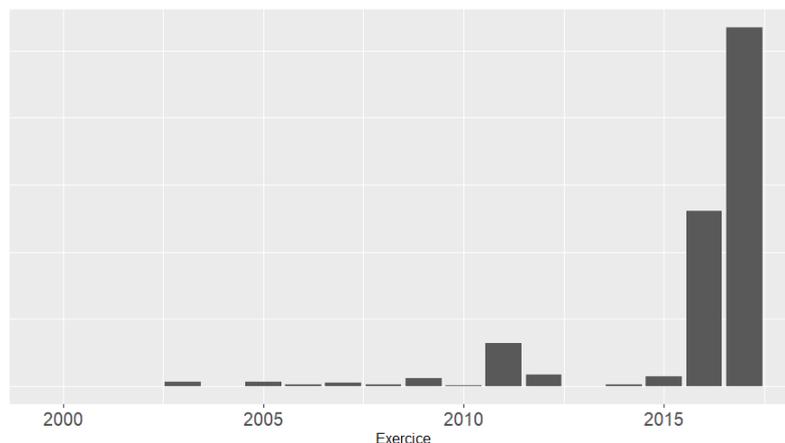


FIGURE 4.8 – Les *Best Estimate* des provisions obtenus avec le modèle Chain Ladder

Le quantile d'ordre 70% (Q70) est calculé à partir de la distribution empirique de la provision globale qui est obtenue avec la méthode du bootstrap.

Le nombre de simulations du bootstrap est au choix de l'utilisateur. La figure 4.9 présente les évolutions du *Best Estimate*, de l'écart-type et du quantile d'ordre 70% de la provision globale en fonction du nombre de simulations. A partir de 30 000 simulations les résultats varient de moins de 1%, c'est donc ce nombre de simulations qui est retenu.

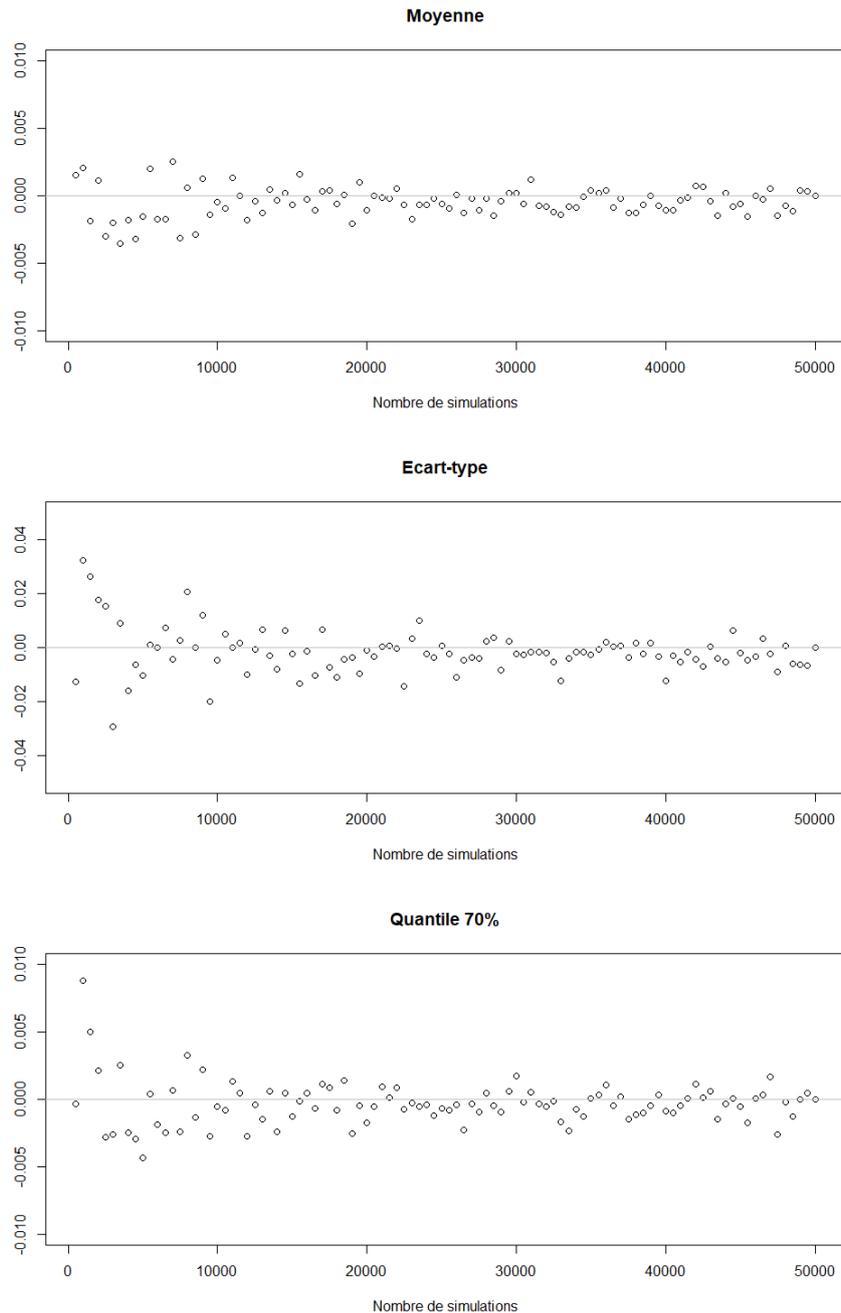


FIGURE 4.9 – Les résultats du modèle de bootstrap en fonction du nombre de simulations

La figure 4.10 représente la distribution empirique obtenue avec la méthode du bootstrap et le quantile d'ordre 70%.

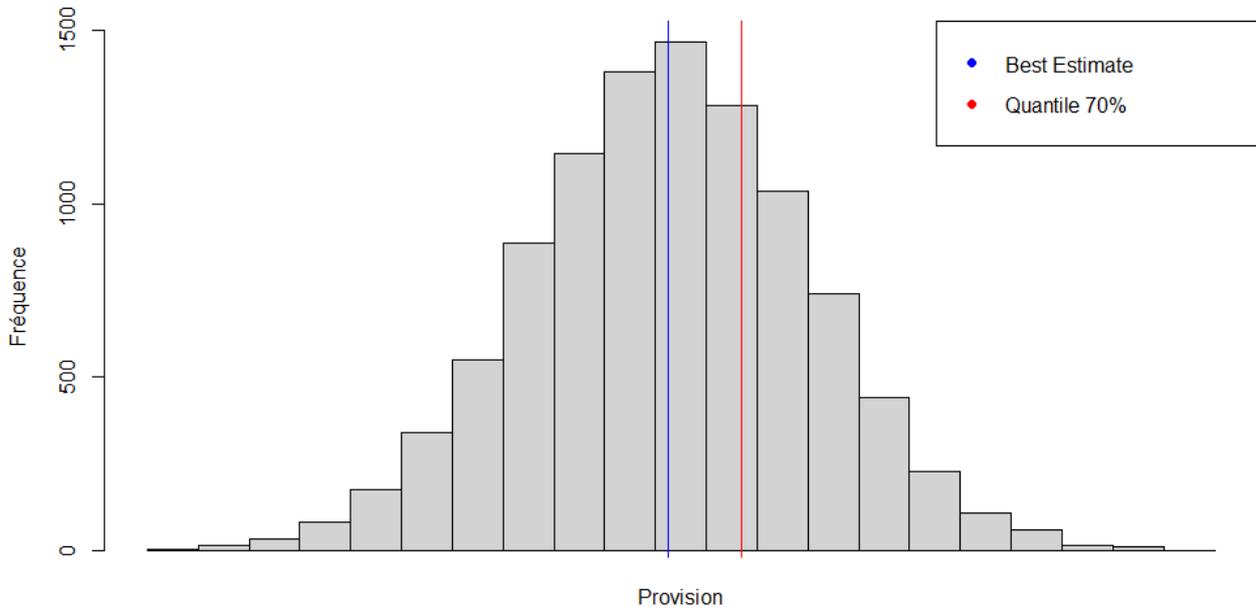


FIGURE 4.10 – La distribution de la provision globale obtenue à l'aide du bootstrap

Les méthodes de provisionnement décrites se base sur l'historique des paiements. Le provisionnement des exercices récents ne peut être réalisé avec ces méthodes du fait de l'absence d'informations comptables pour ces exercices. Le provisionnement des exercices récents est présenté dans le chapitre suivant.

# Chapitre 5

## Le provisionnement des exercices récents

Deux approches sont utilisées pour estimer les coûts des sécheresses récentes. La première approche est le modèle physique développé par CCR qui se base sur les données d'exposition et l'aléa pour estimer les coûts futurs. Elle est appelée approche à l'exposition. La seconde approche est la méthode des coûts moyens qui se base sur les données historiques pour estimer les coûts futurs. Elle est appelée approche à l'historique.

L'estimation du coût de la sécheresse retenue est la moyenne entre l'approche à l'exposition et l'approche à l'historique. Un *backtesting* a montré que l'association des deux approches a permis de réduire la volatilité des erreurs de prédiction.

Pour certaines sécheresses, un sondage est également réalisé auprès des cédantes pour estimer le coût de l'événement mais cette méthode ne sera pas détaillée dans le cadre de ce mémoire.

Étant donné que CCR possède 95% du marché français de la réassurance des catastrophes naturelles, il est possible d'estimer la charge d'une sécheresse pour CCR par la charge du marché français.

### 5.1 L'approche à l'exposition : le modèle physique

CCR a développé des modèles physiques pour les périls couverts par le régime des catastrophes naturelles (inondations, coulées de boue, submersions marines, sécheresse, séismes, vents cycloniques). L'objectif de ces modèles est d'estimer l'exposition des cédantes, de CCR et de l'État en fonction de la localisation des polices et de l'intensité de l'événement pour mieux modéliser le risque de catastrophes naturelles.

Les modèles sont tous articulés autour de trois modules :

- le module d'aléa génère un catalogue d'événements à partir d'événements survenus et d'événements fictifs. Les événements sont caractérisés par leur intensité, leur localisation et leur probabilité de survenance ;
- le module de vulnérabilité recense l'exposition des polices au péril avec la localisation, les caractéristiques et les valeurs assurées des polices ;

- le module de dommages croise les données des modules aléa et vulnérabilité pour estimer les dommages provoqués par un événement du catalogue. Les conditions contractuelles des traités de réassurance sont ensuite appliquées.

La figure 5.1 présente la structure du modèle physique avec les trois modules.

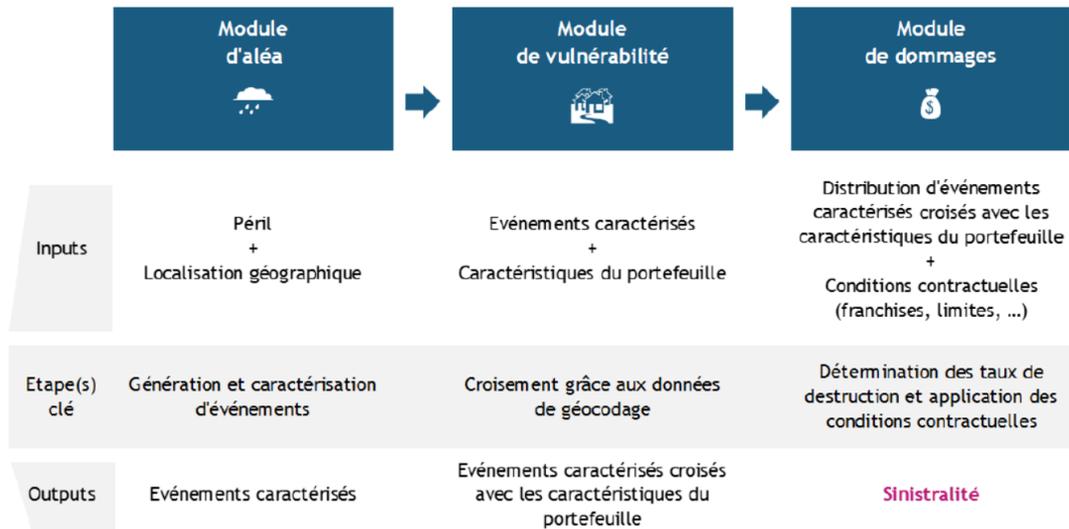


FIGURE 5.1 – La structure des modèles physiques

### 5.1.1 Le module d'aléa

Le module d'aléa pour le péril sécheresse repose sur un indicateur géologique et un indicateur météorologique.

L'indicateur géologique est l'aléa retrait-gonflement des argiles du Bureau de Recherches Géologiques et Minières (BRGM) qui est aussi appelé aléa BRGM. Il découpe le territoire français selon un niveau d'exposition croissant au phénomène de retrait-gonflement des argiles (a priori nul, faible, moyen et fort).

L'indicateur météorologique est le *Soil Wetness Index* (SWI) calculé par Météo-France avec le modèle hydrométéorologique SIM (Safran-Isba-Modcou). Le SWI est un indice d'humidité des sols. Il représente l'état de la réserve en eau du sol sur une profondeur d'environ deux mètres par rapport à la réserve utile. La réserve utile est l'eau disponible pour l'alimentation des végétaux.

Le territoire de France métropolitaine est découpé en mailles géographiques de 8 kilomètres de côté et pour chaque maille le SWI est calculé à une fréquence décadaire. Il est possible d'identifier les épisodes de sécheresse et évaluer leur sévérité et leur durée en analysant l'évolution des SWI.

La figure 5.2 présente le rapport à la normale du SWI uniforme par saison. Le printemps et l'été sont des périodes sèches tandis que l'automne et l'hiver sont plus humides.

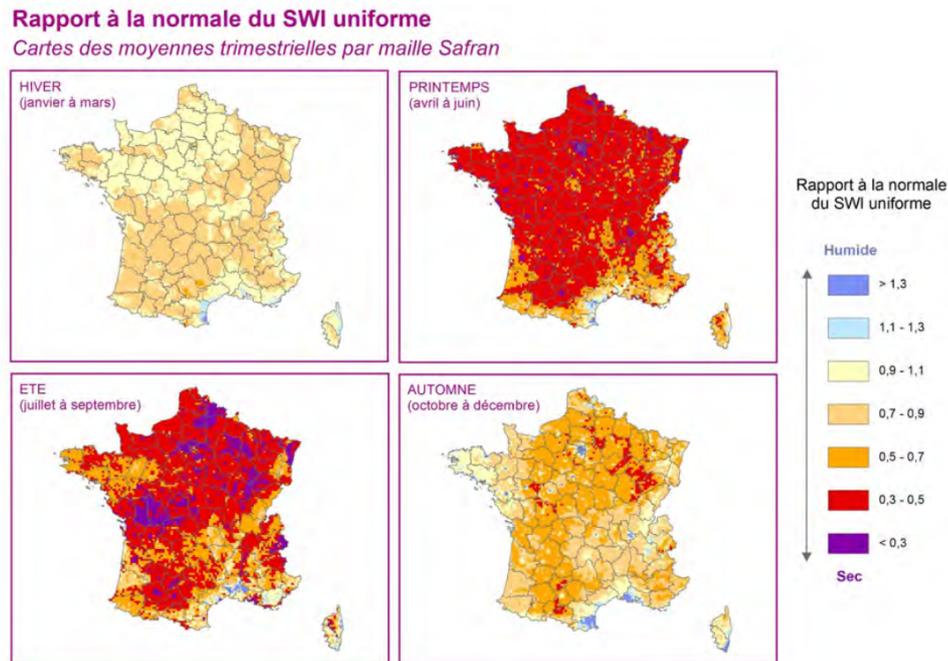


FIGURE 5.2 – Rapport à la normale du SWI uniforme, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR

### 5.1.2 Le module de vulnérabilité

Le module de vulnérabilité regroupe l'ensemble des paramètres utiles pour modéliser l'exposition de chaque police à un événement sécheresse.

La localisation des risques permet le géocodage des risques le plus précisément possible. En fonction de l'information communiquée par la cédante, le risque est géocodé à l'adresse, au centre de la rue ou au centre de la commune. Seuls les risques de « maison occupée par son propriétaire » sont pris en compte. Il est également nécessaire de connaître la valeur assurée du bâtiment (du contenant) de chaque police.

L'historique des demandes de reconnaissances par commune est utilisé pour connaître l'exposition des communes au péril. La nature du sol est déterminée à l'aide de l'aléa BRGM en superposant les données de portefeuille avec les zones d'aléa.

### 5.1.3 Le module de dommages

Le module de dommages croise les données du module d'aléa aux données du module de vulnérabilité pour estimer les coûts des événements sécheresses.

Il est composé de quatre étapes :

- l'estimation de la probabilité de demande de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle ;
- l'estimation de la probabilité de survenance d'un sinistre ;
- l'estimation du taux de destruction ;

— l'estimation des dommages.

La probabilité de demande est estimée pour chaque commune à partir des indicateurs météorologiques et géologiques issus du module d'aléa et de l'historique des demandes. La reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle est conditionnée à la validation des critères d'éligibilité pour le péril sécheresse.

La probabilité de sinistre est calculée pour chaque risque à l'aide des indicateurs météorologiques et géologiques issus du modèle d'aléa et à l'aide de la zone climatique du risque. Les zones climatiques sont issues de la réglementation thermique. Il existe un modèle pour estimer la probabilité de sinistre par zone d'aléa pour chacune des trois zones (faible, moyen et fort) et par zone climatique.

Le taux de destruction est estimé pour chaque niveau d'aléa BRGM (faible, moyen et fort) à l'aide des valeurs du SWI observées.

Finalement, le coût  $C_i$  d'un risque  $i$  dans une commune  $c$  est estimé avec la formule suivante :

$$C_i = \mathbb{P}(D_c) \times \mathbb{P}(R_c|D_c) \times \mathbb{P}(S_i|R_c) \times t_i \times VA_i$$

où

- $\mathbb{P}(D_c)$  est la probabilité de demande de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle de la commune  $c$  ;
- $\mathbb{P}(R_c|D_c)$  est la probabilité de reconnaissance de la commune  $c$  sachant qu'elle a fait une demande de reconnaissance ;
- $\mathbb{P}(S_i|R_c)$  est la probabilité de sinistre du risque  $i$  sachant que la commune est reconnue ;
- $t_i$  est le taux de destruction du risque  $i$  sachant qu'il est sinistré ;
- $VA_i$  est la valeur assurée du risque  $i$ .

## 5.2 L'approche à l'historique : les coûts moyens

L'idée de cette approche est d'estimer le coût d'une sécheresse à partir des coûts moyens départementaux historiques et des estimations des probabilités de reconnaissance issues du modèle physique.

Le coût  $C$  d'une commune  $c$  du département  $d$  est estimé avec la formule suivante :

$$C = CM_d \times \mathbb{P}(R_c)$$

où  $CM_d$  est le coût moyen du département  $d$  et  $\mathbb{P}(R_c)$  est la probabilité de reconnaissance en état de catastrophe naturelle sécheresse de la commune  $c$ .

### 5.2.1 Le calcul des coûts moyens départementaux

Les coûts moyens départementaux sont calculés à partir d'une base de données constituée à partir d'environ 17 000 sinistres géolocalisés à l'adresse et à la commune. Les sinistres sont

agrégés par commune. Les dernières sécheresses sont exclues du calcul des coûts moyens car il n'y a pas encore assez de données dans la base pour ces exercices.

Malheureusement, la base de données de sinistres n'est pas exhaustive. Pour la plupart des épisodes de sécheresse, la somme des paiements est différente de l'ultime. Pour résoudre ce problème, les coûts sont redressés à l'aide du rapport entre la somme des paiements et l'ultime pour chaque exercice.

Certaines communes sont reconnues en état de catastrophe naturelle sécheresse mais n'ont pas de données dans la base. Le coût pour ces communes est considéré nul et est pris en compte dans le calcul des coûts moyens.

Les coûts sont également actualisés à l'aide d'un indice. L'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) fournit des indices comme l'Indice du Coût de la Construction (ICC) qui mesure l'évolution du prix de construction des bâtiments ou l'indice BT-01 qui mesure l'évolution des coûts dans le secteur du bâtiment. La Fédération Française du Bâtiment fournit également un indice du coût de la construction : l'IFFB. Cet indice est utilisé pour rapporter les coûts en euro 2021. Les paiements qui concernent la sécheresse de l'exercice  $N$  sont supposés réglés en  $N + 1$  car il n'y a pas de paiement la première année.

Le traitement des demandes au titre du péril sécheresse a été suspendu par la Commission entre 2004 et 2006. Il a repris en 2007 à la suite de la Loi du 25 décembre 2007. Les paiements qui concernent les sécheresses de 2004 à 2007 sont donc supposés réglés en 2008.

Les coûts moyens départementaux sont calculés en divisant le coût total du département par le nombre de reconnaissances passées dans le département. Pour les départements qui ont moins de 5 communes reconnues dans le passé, le coût moyen sur l'ensemble de la France est retenu.

La figure 5.3 présente les coûts moyens par département calculés à partir des sinistres des sécheresses de 2000 à 2018.

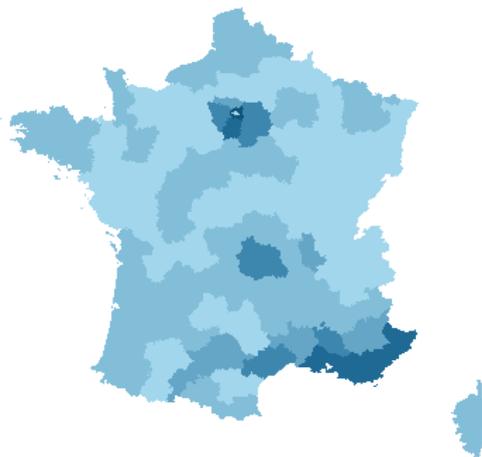


FIGURE 5.3 – Les coûts moyens par département

## 5.2.2 Les avantages et les inconvénients de cette approche

Cette approche a l'avantage d'être simple et robuste comme le montre la figure 5.4 qui présente les prévisions obtenues. Elle complète l'approche à l'exposition qui prend en compte les spécificités locales avec les indicateurs géologiques et météorologiques et l'exposition de CCR.

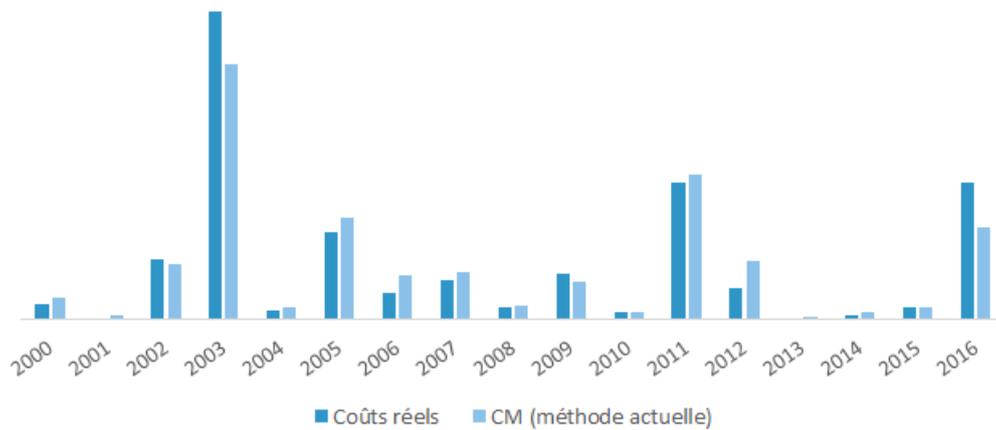


FIGURE 5.4 – Les prévisions avec la méthode des coûts moyens

Cependant, les coûts moyens peuvent être calculés à partir de communes de taille importante puis appliqués à des communes de petite taille ou inversement. Or, la valeur assurée qui traduit la taille de la commune est liée au coût des sinistres de la commune comme le montre la figure 5.5. Il pourrait être intéressant de prendre cette variable en compte dans le calcul des coûts moyens pour améliorer le modèle même si les coûts des communes avec une valeur assurée importante sont très volatils.

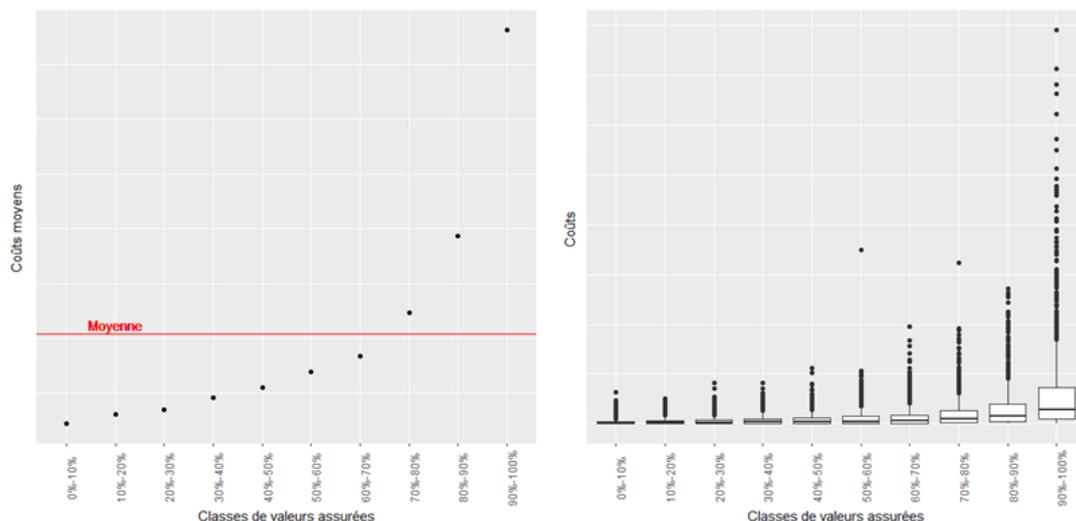


FIGURE 5.5 – Relation entre la valeur assurée et le coût moyen d'une commune

Finalement, la méthode des coûts moyens pourrait être améliorée avec l'ajout de variables explicatives comme la taille des communes. Il serait également intéressant de développer la méthode afin d'obtenir des quantiles qui sont des valeurs très utilisées dans le provisionnement. Ces améliorations seront étudiées dans le premier chapitre de la partie 3.

Le deuxième chapitre de la partie 3 sera consacré à la prise en compte de l'inflation dans le provisionnement de la sécheresse. En effet, les méthodes de provisionnement décrites pour les exercices récents et antérieurs supposent que l'inflation constatée dans le passé peut représenter l'inflation future. Or, le contexte actuel crée de fortes tensions sur les prix, et l'inflation est en conséquence élevée et amenée à se dégrader. Il est alors nécessaire de prendre en compte ce nouveau contexte inflationniste dans le calcul des provisions. C'est d'autant plus important que la sécheresse est un péril à déroulement long et donc fortement impactée.

## Troisième partie

### Les évolutions apportées au provisionnement du risque sécheresse

# Chapitre 6

## L'approche à l'historique

L'objectif de ce chapitre est d'améliorer la méthode des coûts moyens tout en conservant sa simplicité, sa robustesse et sa complémentarité avec le modèle physique qui prend en compte les spécificités locales à l'aide d'indicateurs géologiques et météorologiques et de l'exposition de CCR.

### 6.1 L'ajout de variables explicatives

La taille des communes n'est pas prise en compte dans la méthode des coûts moyens alors qu'il y a un lien entre le coût et la taille de la commune. La prise en compte de cette information à l'aide des valeurs assurées des communes pourrait améliorer l'estimation des coûts futurs.

#### 6.1.1 Les valeurs assurées

Une première façon d'intégrer les valeurs assurées dans la méthode est de remplacer les coûts moyens par les taux de destruction moyens sachant que le taux de destruction d'une commune est le rapport entre le coût des sinistres et la valeur assurée de la commune.

Ainsi, le coût d'une commune  $c$  du département  $d$  est estimé avec la formule suivante :

$$C = Tx_d \times VA_d \times \mathbb{P}(R_c)$$

où  $Tx_d$  est le taux de destruction du département  $d$ ,  $VA_d$  est la somme des valeurs assurées du département  $d$  et  $\mathbb{P}(R_c)$  est la probabilité de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle sécheresse de la commune  $c$ .

Les taux de destruction moyens départementaux sont calculés en faisant la moyenne des taux de destruction communaux par département. Pour les départements qui ont moins de 5 coûts observés, le taux de destruction moyen sur l'ensemble de la France est retenu.

Les prévisions obtenues avec les taux de destruction moyens par département sont comparées aux coûts réels et aux prévisions obtenues avec la méthode actuelle des coûts moyens (CM). Les résultats sont présentés dans la figure 6.1. Cette méthode surestime la sinistralité du fait qu'un département est composé de communes de valeur assurées différentes. Les communes avec une valeur assurée très élevée ont un taux de destruction plus faible : le taux de destruction

moyen pour les 10% des communes ayant les plus grandes valeurs assurées est de 0,16% alors que le taux de destruction moyen est de 0,39%. Le taux de destruction moyen calculé sur le département peut alors entraîner la surestimation des coûts d'une commune avec une valeur assurée importante.

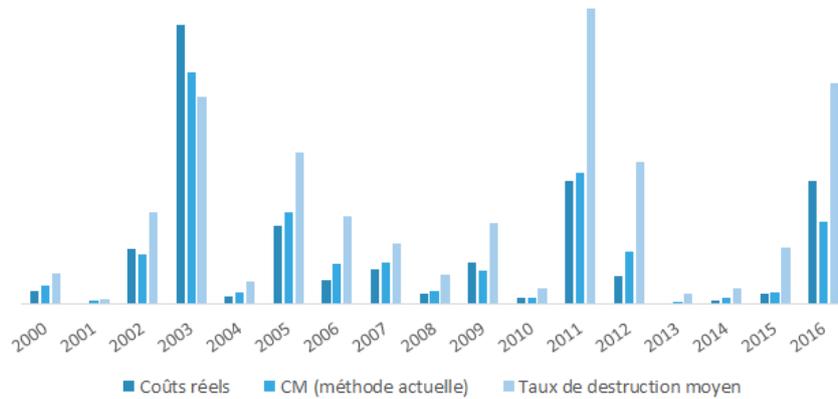


FIGURE 6.1 – Les prévisions obtenues avec les taux de destruction moyens par département

Les modèles peuvent être comparés à l'aide de l'erreur quadratique moyenne (RMSE), de l'erreur absolue moyenne (MAE) et de l'erreur absolue moyenne en pourcentage (MAPE). Ces mesures sont définies par les formules suivantes :

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (C_i - \hat{C}_i)^2}$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |C_i - \hat{C}_i|$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{C_i - \hat{C}_i}{C_i} \right|$$

où  $C_i$  est le coût réel de l'exercice  $i$ ,  $\hat{C}_i$  et le coût estimé de l'exercice  $i$  et  $n = 17$  est le nombre d'exercices.

Le tableau 6.1 présente les mesures obtenues avec les taux de destruction moyens par département et avec la méthode actuelle des coûts moyens. Les résultats confirment que les prévisions obtenues avec la méthodes des coûts moyens sont plus justes.

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
Taux de destruction moyen	370	273	291%

TABLE 6.1 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les taux de destruction moyens

Une autre façon d'intégrer la taille des communes dans le calcul des coûts moyens est de créer des classes de communes en fonction des valeurs assurées.

La base de données est alors divisée en plusieurs classes en fonction des déciles des valeurs assurées et les coûts moyens sont calculés pour chaque classe au lieu d'être calculés pour chaque département. Les classes sont ainsi définies à l'échelle nationale.

La figure 6.2 et le tableau 6.2 présentent les résultats obtenus avec les coûts moyens calculés par classe de valeurs assurées. Les estimations obtenues avec cette méthode sont plus proches des coûts réels que les estimations obtenues avec les taux de destruction mais la méthode actuelle reste meilleure.

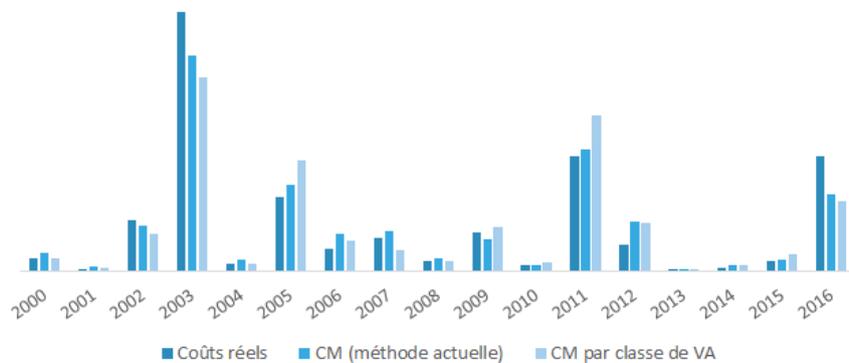


FIGURE 6.2 – Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
CM par classe de VA	138	91	65%

TABLE 6.2 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées

Pour affiner la méthode, les classes de valeurs assurées peuvent être déterminées à l'aide d'un arbre de régression. La méthode *Classification And Regression Trees* (CART) est utilisée. Les résultats obtenus sont présentés dans la figure 6.3 et le tableau 6.3. L'utilisation d'un arbre de régression pour déterminer les classes de valeurs assurées n'améliore pas les prédictions.

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
CM par classe de VA (CART)	150	97	67%

TABLE 6.3 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées (CART)

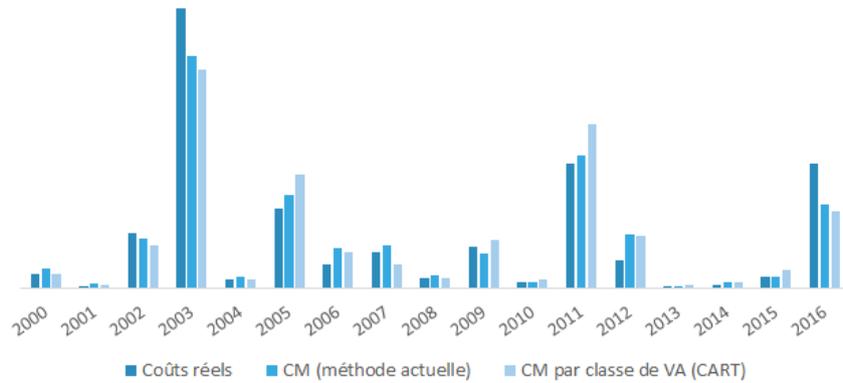


FIGURE 6.3 – Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées (CART)

Les classes de valeurs assurées peuvent également être croisées avec les départements pour calculer les coûts moyens afin de prendre en compte l’aspect géographique de la commune. Les résultats obtenus sont présentés dans la figure 6.4 et dans le tableau 6.4.

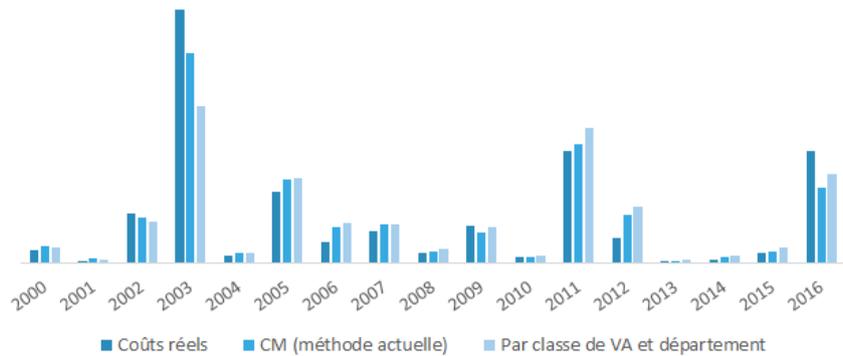


FIGURE 6.4 – Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées et par département

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
CM par classe de VA et département	126	74	85%

TABLE 6.4 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées et par département

En croisant ces deux informations, la maille devient trop fine et il n’y a pas assez de données historiques. Il serait donc intéressant de remplacer les départements par des zones géographiques plus larges comme les zones climatiques.

## 6.1.2 La zone climatique

La France est divisée en 8 zones climatiques en fonction des températures en période hivernale (H1, H2 et H3) et en fonction des températures en période estivale (a, b, c et d) dans le cadre de la réglementation thermique. Les zones sont définies dans l'annexe I de l'arrêté du 13 juin 2008.

Les zones H1a, H1b et H2a ainsi que les zones H2d et H3c sont réunies pour obtenir 5 zones climatiques. La figure 6.5 représente les 5 zones climatiques.



FIGURE 6.5 – Les zones climatiques

La figure 6.6 montre, qu'en moyenne, les coûts sont plus élevés dans la zone 5 et plus faibles dans la zone 2. En effet la zone 5 est très exposée au risque RGA tandis que la zone 2 l'est beaucoup moins. Ainsi la zone climatique est liée au coût des sinistres et il est donc intéressant de prendre cette variable en compte dans le calcul des coûts moyens. Il y a cependant une volatilité importante et notamment dans les zones 1 et 5.

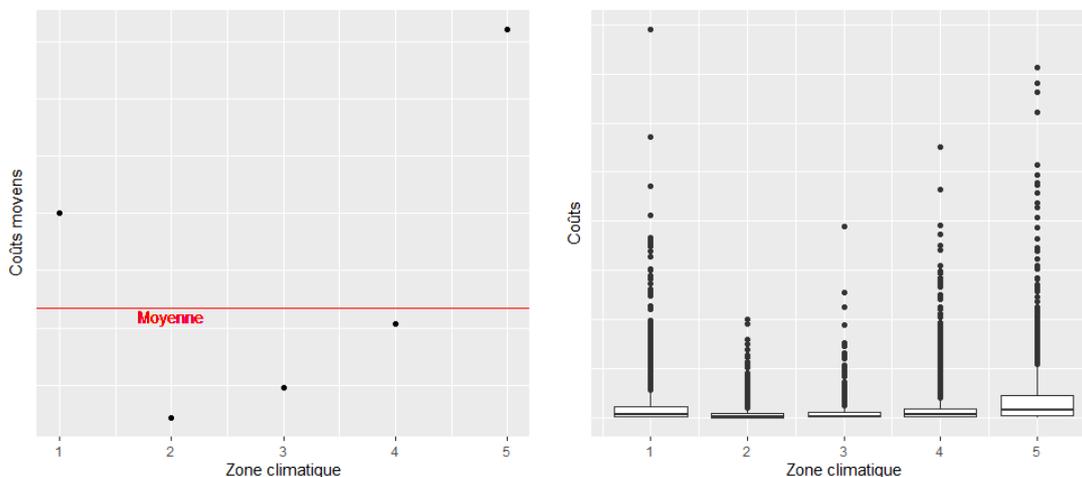


FIGURE 6.6 – Relation entre la zone climatique et le coût moyen d'une commune

La figure 6.7 et le tableau 6.5 présentent les résultats obtenus avec les coûts moyens calculés par zone climatique et par classe de valeurs assurées. La prise en compte de la zone climatique avec la classe de valeurs assurées n'améliore pas les prévisions. Cependant le calcul des coûts moyens uniquement en fonction de la zone climatique donne des résultats intéressants. Les estimations sont très proches des coûts réels. De plus, les mesures d'erreur sont inférieures aux mesures d'erreur de la méthode actuelle.

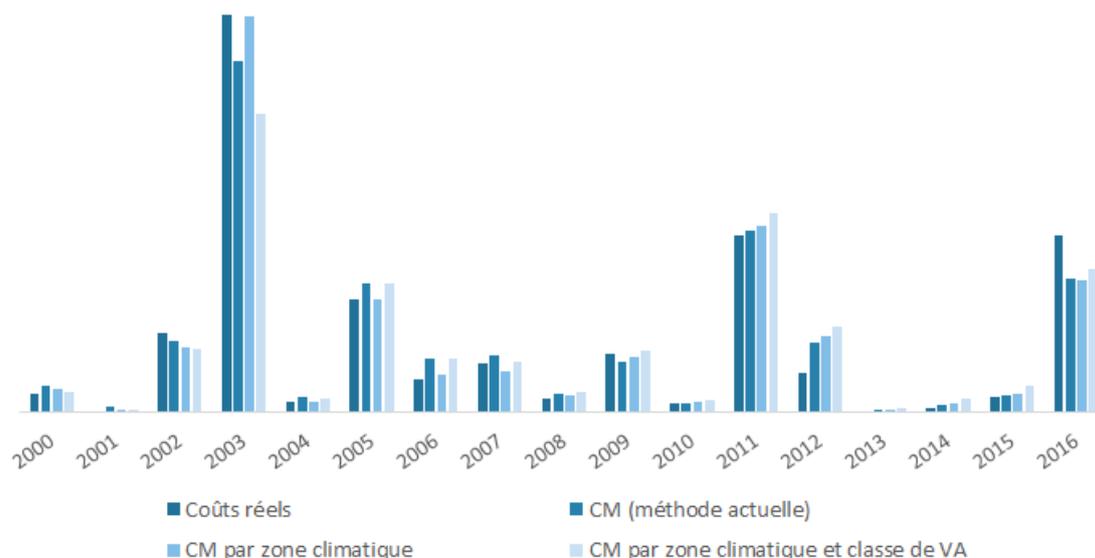


FIGURE 6.7 – Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par zone climatique

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
CM par classe de VA et zone climatique	130	76	72%
CM par zone climatique	65	38	39%

TABLE 6.5 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par zone climatique

Une autre approche qui pourrait être intéressante est l'utilisation du niveau d'exposition au phénomène de retrait-gonflement des argiles.

### 6.1.3 L'exposition au retrait-gonflement des argiles

L'exposition au phénomène de retrait-gonflement des argiles peut être représentée par la carte du Bureau de Recherches Géologiques et Minières (BRGM). L'exposition au retrait-gonflement des argiles, présentée en partie 2.1, découpe le territoire français selon quatre niveaux d'exposition en fonction de la susceptibilité de la zone au phénomène et de la sinistralité effectivement observée. Les quatre niveaux d'aléa sont « a priori nul », « faible », « moyen » et « fort ».

Dans le cadre de l'étude, un niveau d'aléa doit être associé à chaque commune pour calculer les coûts moyens. Le niveau d'aléa retenu pour chaque commune est le niveau le plus présent dans

la commune. La carte suivante (figure 6.8) présente le niveau d'exposition retenu pour chaque commune.

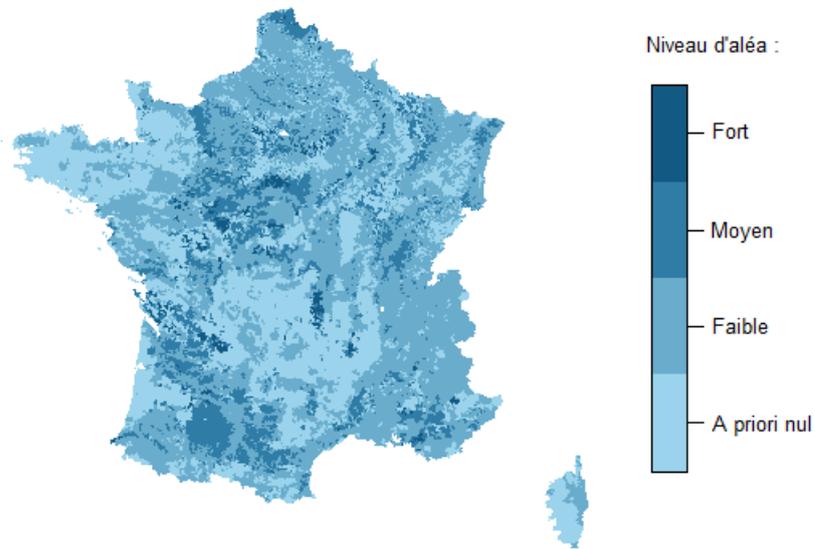


FIGURE 6.8 – Niveau d'exposition au risque RGA par commune

La figure 6.9 montre, qu'en moyenne, les coûts sont plus faibles lorsque l'exposition est « a priori nul » et plus élevés lorsque l'exposition est plus importante. Ainsi le niveau d'aléa est liée au coût des sinistres et il serait intéressant de prendre cette variable en compte dans le calcul des coûts moyens en plus de la zone climatique.

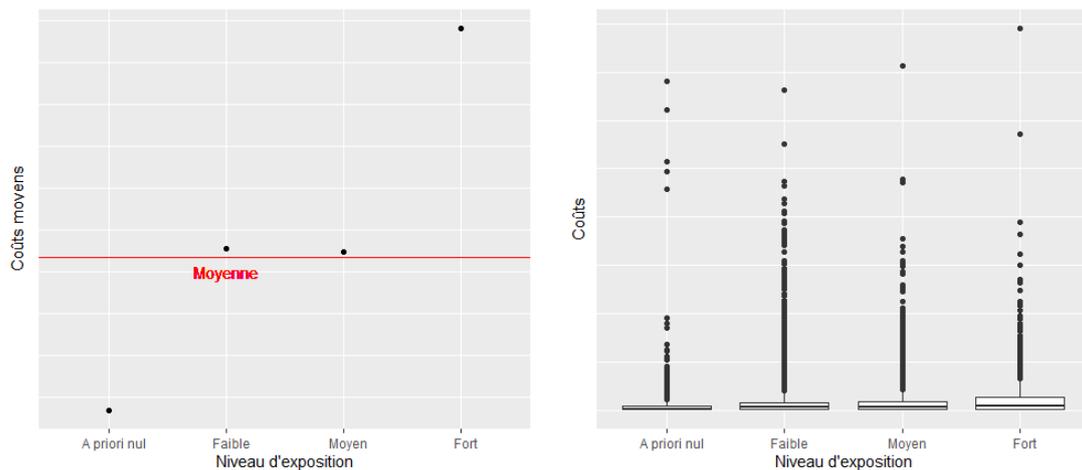


FIGURE 6.9 – Relation entre le niveau d'exposition au risque RGA et le coût moyen d'une commune

La figure 6.10 et le tableau 6.6 présentent les résultats obtenus avec les coûts moyens calculés par zone climatique et niveau d'exposition au RGA. La prise en compte de l'exposition n'améliore pas les estimations du fait de la volatilité des coûts pour chaque niveau d'exposition et la méthode des coûts moyens par zone climatique reste la meilleure alternative à la méthode actuelle.

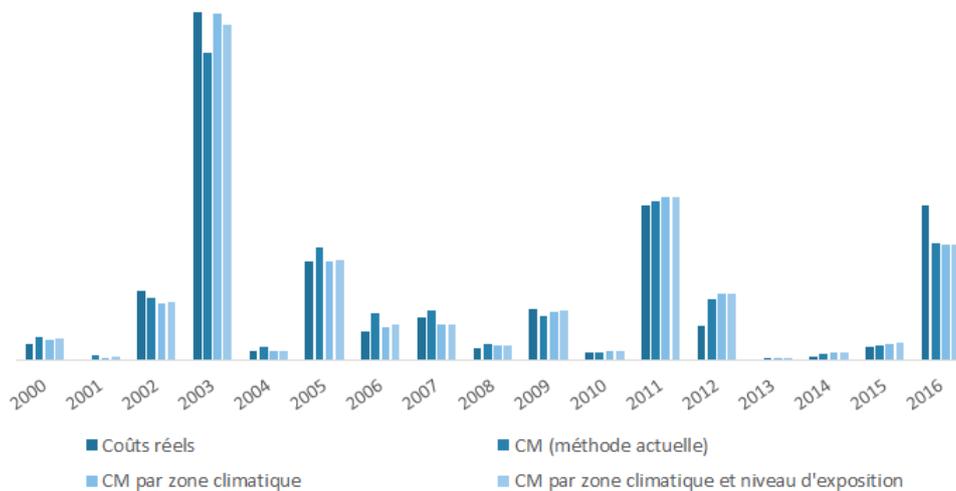


FIGURE 6.10 – Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par zone climatique et niveau d'exposition au RGA

Méthode	RMSE	MAE	MAPE
CM par département (méthode actuelle)	82	55	61%
CM par zone climatique	65	38	39%
CM par zone climatique et niveau d'exposition	68	42	50%

TABLE 6.6 – RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par zone climatique et niveau d'exposition au RGA

Finalement, la méthode des coûts moyens par zone climatique semble être une bonne alternative à la méthode des coûts moyens par département.

## 6.2 Test de sensibilité des coûts moyens

Les coûts moyens sont calculés chaque année à partir d'une base de données enrichie des dernières données de sinistres : un exercice est ajouté à la base et les données sont mises à jour. Les coûts des sinistres peuvent évoluer d'une année à l'autre, notamment lorsque le coût était forfaitaire. Ainsi les coûts moyens sont sensibles au périmètre de calcul et il peut y avoir des variations importantes des coûts moyens d'une année à l'autre. Nous allons étudier la sensibilité des coûts moyens au périmètre de calcul des coûts moyens.

Le tableau 6.7 présente les variations moyennes des coûts moyens calculés chaque année de 2010 à 2016 avec les bases de données historiques en fonction du périmètre. Les coûts moyens obtenus avec les données de 2000 à N-1 varient beaucoup d'une année à l'autre. Il faut donc utiliser les données de 2000 à N-2 pour obtenir des coûts moyens plus stables d'une année à l'autre. Les coûts moyens obtenus avec la méthode des coûts moyens par zone climatique sont plus stables que ceux obtenus avec la méthode par département quelque soit le périmètre.

Périmètre de calcul des coûts moyens	Variation des coûts moyens par département	Variation des coûts moyens par zone climatique
2000 à N-1	12%	5%
2000 à N-2	8%	4%
2000 à N-3	7%	3%
2000 à N-4	6%	3%

TABLE 6.7 – Variations moyennes des coûts moyens en fonction du périmètre de calcul des coûts moyens

Comme pour les exercices anciens, nous souhaitons calculer un quantile d'ordre 70% pour la sinistralité des exercices récents. Nous allons voir dans la partie suivante comment le calculer à l'aide de la méthode du bootstrap.

## 6.3 Le bootstrap pour l'obtention d'une distribution du coût d'un épisode de sécheresse

La méthode du bootstrap permet d'estimer la distribution d'un estimateur grâce à un ré-échantillonnage des données avec remise. La distribution du coût d'une sécheresse peut ainsi être estimée à partir des données de sinistres et des coûts moyens grâce à cette méthode.

### 6.3.1 La méthode du bootstrap

La méthode du bootstrap a été introduite par Brad Efron en 1979 (EFRON, 1979) pour approcher la distribution d'un estimateur lorsque la loi de l'échantillon n'est pas connue.

Le principe consiste à simuler un grand nombre d'échantillons en tirant aléatoirement avec remise des observations dans un échantillon initial de variables aléatoires indépendantes et identiquement distribuées.

L'utilisation de cette méthode suppose donc que les éléments de l'échantillon de départ soient indépendants et identiquement distribués ce qui n'est pas le cas ici. En effet les coûts des sinistres ne sont pas indépendants notamment du fait du caractère météorologique de la sécheresse qui implique une dépendance spatiale. Il est donc préférable d'utiliser les résidus du modèle, en particulier les résidus de Pearson.

L'échantillon de départ est alors constitué des résidus de Pearson définis par :

$$r_c = \frac{C_c - \hat{C}_c}{\sqrt{\mathbb{V}(\hat{C}_c)}}$$

avec  $C_c$  les coûts des communes et  $\hat{C}_c$  les coûts des communes estimés avec la méthode des coûts moyens.

La méthode consiste alors à répéter  $B$  fois les étapes suivantes :

- ré-échantillonner les résidus en effectuant un tirage avec remise. On note  $r_c^*$  les nouveaux résidus ré-échantillonnés ;
- construire les nouveaux coûts des communes  $C_c^* = \hat{C}_c + r_c^* \sqrt{\mathbb{V}(\hat{C}_c)}$ ;
- calculer les coûts moyens par département  $CM_d^*$  ;
- calculer le coût d'une sécheresse  $C^B = \sum_c CM_{d_c}^* \times \mathbb{P}(R_c)$  avec  $\mathbb{P}(R_c)$  la probabilité de reconnaissance de la commune  $c$  et  $d_c$  le département de la commune  $c$ .

Après les  $B$  itérations ( $B = 1000$  par exemple), une distribution empirique du coût d'une sécheresse est obtenue.

Les étapes de la méthode peuvent être résumées par la figure 6.11.

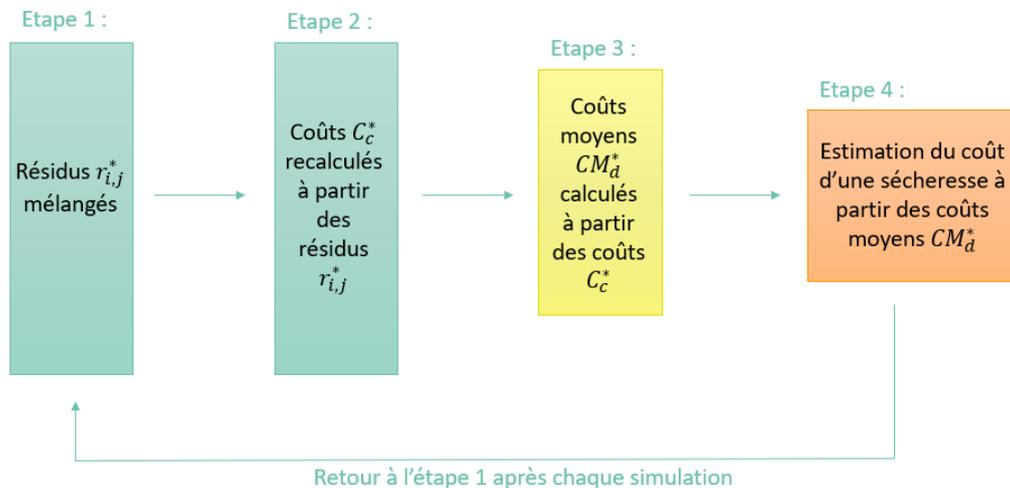


FIGURE 6.11 – Les étapes de la méthode du bootstrap

### 6.3.2 Les résultats obtenus

La méthode du bootstrap est appliquée à la méthode des coûts moyens par département et à la méthode des coûts moyens par zone climatique.

Comme nous travaillons sur des zones géographiques (département ou zone climatique), nous allons étudier la dépendance spatiale des résidus afin de valider l'hypothèse d'indépendance.

L'autocorrélation spatiale est définie comme la corrélation d'une variable avec elle-même du fait de la localisation spatiale des observations. Plus les valeurs des observations sont influencées par les valeurs des observations géographiquement proches, plus l'autocorrélation spatiale est élevée.

La figure 6.12 suivante représente les résidus moyens pour chaque département. Nous n'observons pas de structure de dépendance spatiale sur la carte.

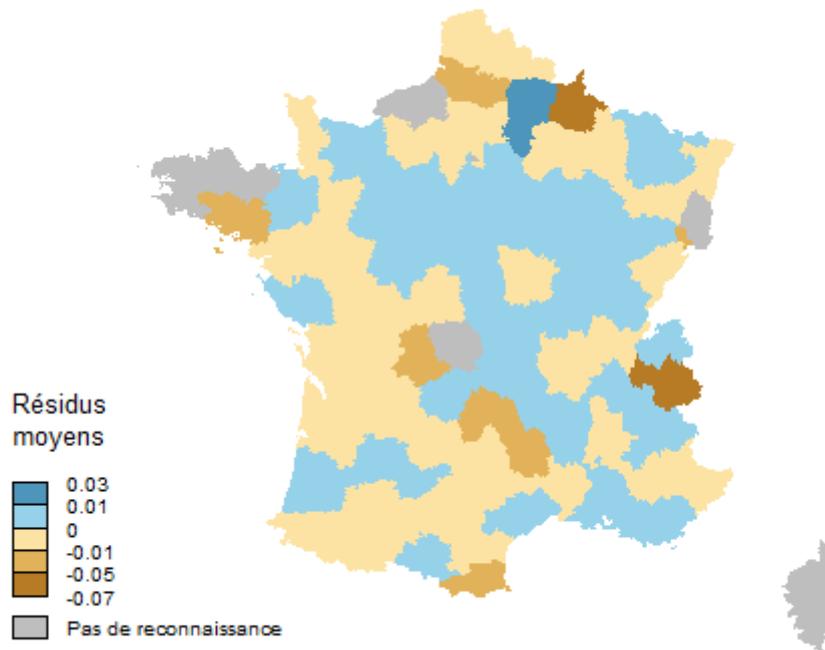


FIGURE 6.12 – Les résidus moyens par département

Il existe des indices d'autocorrélation spatiale qui permettent de mesurer la dépendance spatiale d'une variable. Deux indices sont principalement utilisés : l'indice de Moran et l'indice de Geary (LOONIS & BELLEFON, 2018).

L'indice de Moran considère les variances et covariances en prenant en compte la différence entre chaque observation et la moyenne de toutes les observations. L'indice de Geary prend en compte la différence entre les observations voisines. Nous allons étudier l'indice de Moran qui est plus utilisé en raison d'une meilleure stabilité générale.

L'indice de Moran  $I$  qui mesure l'autocorrélation spatiale de la variable  $x$  est défini de la façon suivante :

$$I = n \frac{\sum_i \sum_j (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

où  $\bar{x}$  est la moyenne de  $x$  et  $n$  est le nombre de sites. Les valeurs négatives de l'indice indiquent une autocorrélation spatiale négative et les valeurs positives indiquent une autocorrélation spatiale positive. Ses valeurs sont comprises entre  $-1$  (dispersion parfaite) et  $1$  (corrélation parfaite) et une valeur nulle est significative d'un modèle spatial parfaitement aléatoire.

Le test de Moran construit avec l'indice de Moran permet de vérifier l'absence d'autocorrélation spatiale. Les hypothèses du test sont  $H_0$  : absence d'autocorrélation spatiale et  $H_1$  : présence d'autocorrélation spatiale.

Le test de Moran est appliqué aux résidus obtenus avec les méthodes des coûts moyens par département et par zone climatique. Les résultats du test sont présentés dans le tableau 6.8. L'hypothèse  $H_0$  n'est pas rejetée et l'hypothèse d'indépendance des résidus et donc validée pour les deux méthodes.

Méthode	Indice de Moran	p-value
Coûts moyens par département	-0,12	0,96
Coûts moyens par zone climatique	-0,24	0,48

TABLE 6.8 – Résultats du test de Moran

Le nombre de simulations de la méthode du bootstrap est au choix de l'utilisateur. Les figures 6.13 et 6.14 présentent les variations des quantiles d'ordre 70% en fonction du nombre de simulations pour la méthode avec les coûts moyens par département et la méthode par zone climatique. Dans les deux cas, les variations sont comprises entre -0,1% et +0,1% à partir de 15 000 simulations et c'est donc ce nombre de simulations qui est retenu.

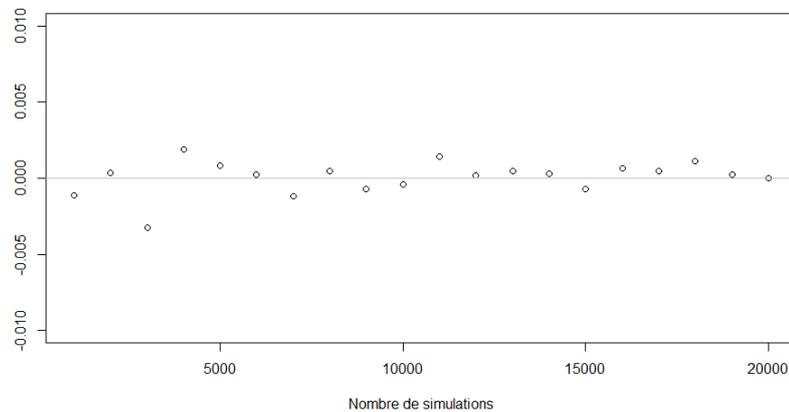


FIGURE 6.13 – Variations obtenues avec la méthode du bootstrap par département en fonction du nombre de simulations

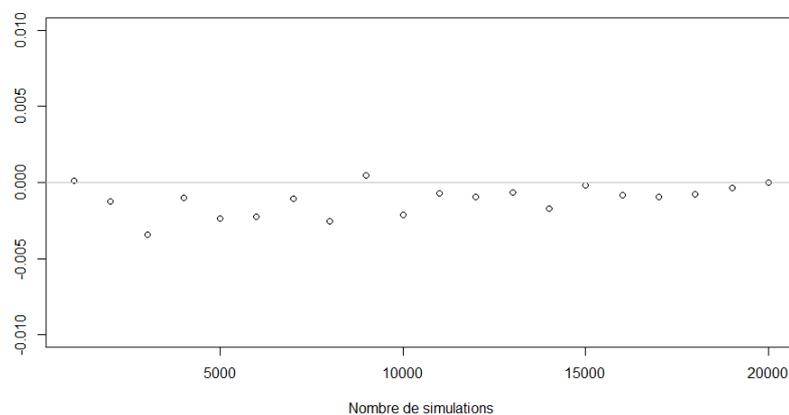


FIGURE 6.14 – Variations obtenues avec la méthode du bootstrap par zone climatique en fonction du nombre de simulations

Les figures 6.15, 6.16 et 6.17 présentent les distributions obtenues pour les exercices 2001, 2003 et 2011. Les distributions obtenues sont centrées sur le coût estimé par chaque méthode.

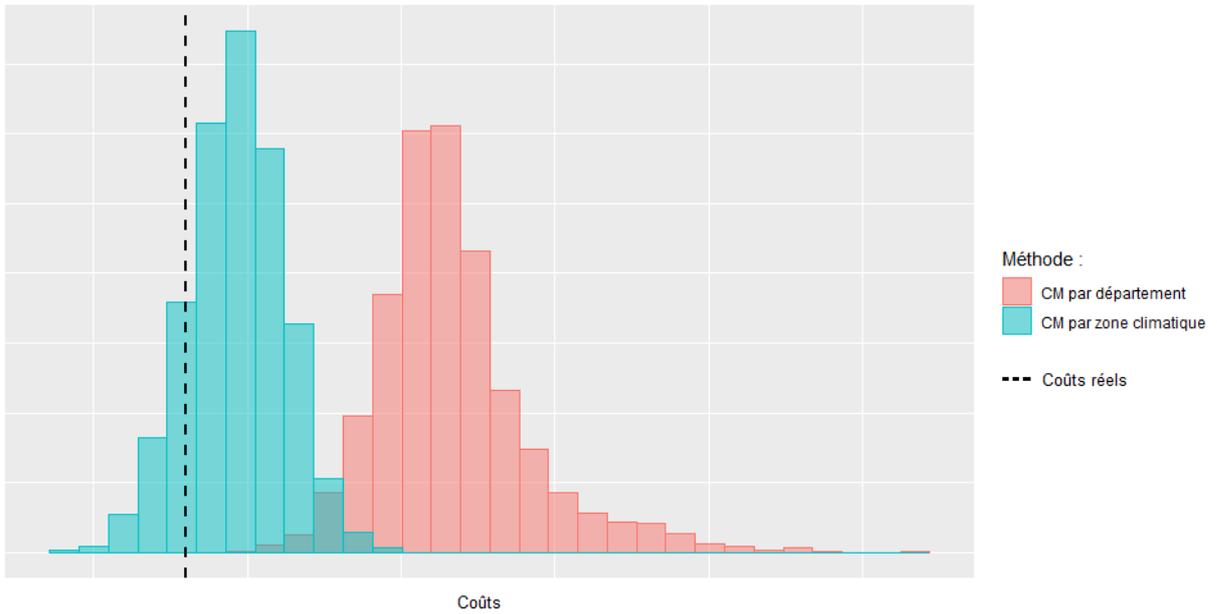


FIGURE 6.15 – Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2001

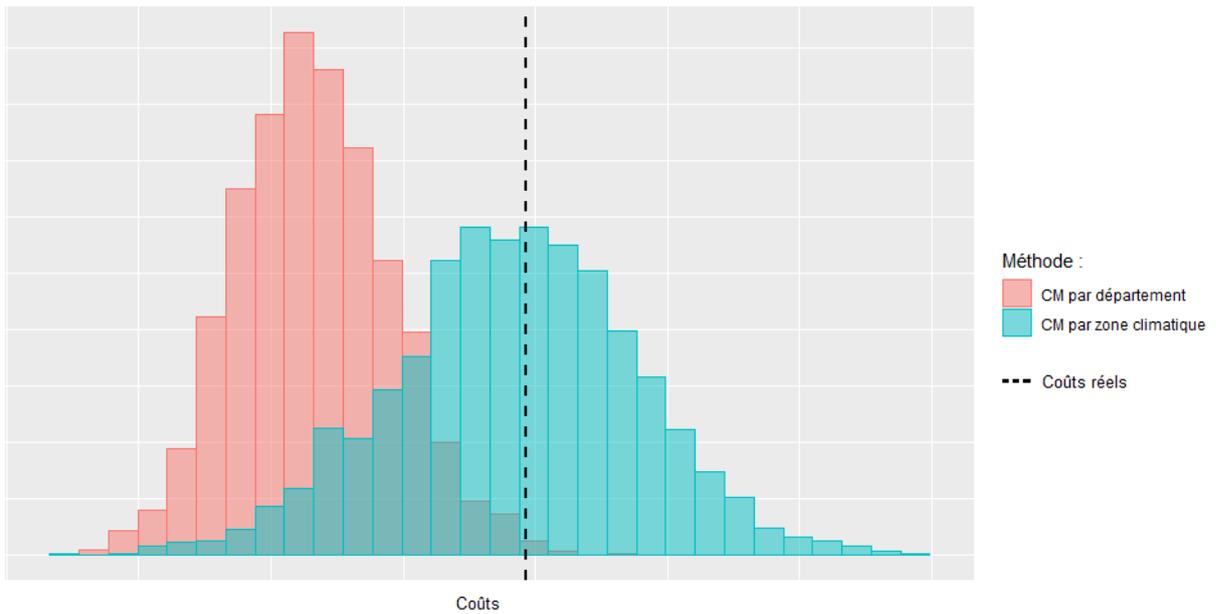


FIGURE 6.16 – Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2003

Les quantiles sont des données importantes et fortement utilisées dans le provisionnement d'un événement sécheresse. L'utilisation de la méthode du bootstrap permet alors de calculer les quantiles avec la méthode des coûts moyens ce qui est une grande amélioration de celle-ci.

Une nouvelle problématique qu'est l'inflation est apparue cette année pour le provisionnement des périls à déroulement long. Nous allons voir dans la partie suivante comment l'inflation peut être prise en compte dans le cadre du provisionnement de la sécheresse à CCR.

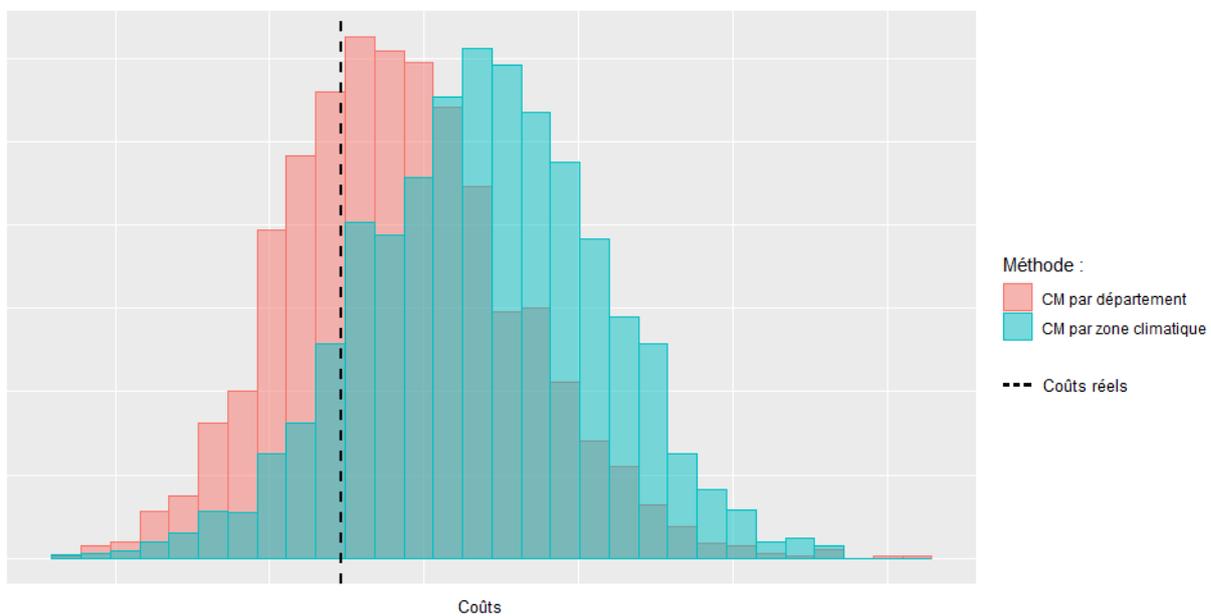


FIGURE 6.17 – Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2011

# Chapitre 7

## La prise en compte de l'inflation dans le cadre du provisionnement de la sécheresse

Le contexte actuel, avec la crise du COVID-19, la guerre en Ukraine et les tensions sur les marchés des matières premières et de l'énergie, créent de fortes tensions sur les prix. L'inflation est en conséquence élevée et amenée à se dégrader.

La sécheresse, étant un péril à déroulement long, est particulièrement sensible à la problématique de l'inflation qui entraîne la hausse des prix de (re)construction et donc la hausse des coûts des sinistres. Il est alors nécessaire de prendre en compte le contexte inflationniste dans le calcul des provisions.

### 7.1 Généralités sur l'inflation

Les principaux concepts liés à l'inflation ainsi qu'un aperçu des causes et des conséquences et le contexte inflationniste actuel sont présentés dans cette partie.

#### 7.1.1 La notion d'inflation

L'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) définit l'inflation comme « la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix ». L'inflation est donc la hausse globale des prix pendant un certain temps. Une hausse ponctuelle qui ne se poursuit pas dans le temps n'est pas considérée comme de l'inflation.

#### Les sources de l'inflation

Il peut y avoir de l'inflation lorsque la masse monétaire s'accroît trop par rapport à la taille de l'économie, c'est-à-dire qu'il y a trop de monnaie par rapport à la production. Dans ce cas, la valeur unitaire de la monnaie diminue et donc le pouvoir d'achat baisse et les prix augmentent.

C'est l'inflation monétaire.

L'inflation peut aussi être due à un déséquilibre entre la demande et l'offre puisque lorsque la demande d'un bien ou d'un service est supérieur à l'offre, les prix augmentent. C'est l'inflation par la demande. Le déséquilibre peut apparaître avec une montée soudaine des cours boursiers ou avec des politiques expansionnistes comme une diminution des taux d'intérêt par la banque centrale ou une augmentation des dépenses publiques.

Une autre source d'inflation est l'augmentation des coûts essentiels comme les salaires, les matières premières ou les énergies. C'est l'inflation par les coûts.

### **Les conséquences de l'inflation**

Un niveau d'inflation élevé est nocif pour l'économie tout entière puisqu'il compromet la croissance, la compétitivité et menace l'emploi. En effet, l'inflation entraîne une perte en pouvoir d'achat pour les ménages ce qui entraîne une diminution de l'épargne. Les entreprises réduisent leurs investissements car elles ont moins de perspectives de rentabilité. Cela réduit donc la croissance du pays. Les biens produits deviennent moins compétitifs ce qui entraîne une augmentation du chômage ainsi qu'une diminution des exportations et une hausse des importations.

Cependant, un niveau d'inflation modéré peut être bénéfique à l'économie d'un pays puisqu'il diminue l'incertitude sur le niveau futur des prix et permet de conserver des taux d'intérêts raisonnables. Dans cette situation, l'épargne des ménages et les investissements des entreprises sont favorisés ce qui stimule la croissance économique du pays.

Finalement, une hausse régulière et modérée du niveau général des prix est devenue l'objectif principal des politiques monétaires des banques centrales. C'est pourquoi la Banque Centrale Européenne (BCE) s'est fixée comme objectif de maintenir l'inflation à un niveau inférieur mais proche de 2%.

### **Une mesure de l'inflation**

L'inflation peut être mesurée à l'aide d'un indice des prix et de la variation de cet indice sur une certaine période.

L'indice de mesure de l'inflation le plus utilisé est l'indice des prix à la consommation (IPC) fourni par l'INSEE. Il mesure la variation moyenne des prix des biens et services consommés par les ménages entre deux périodes données.

Il correspond à la moyenne des variations de prix des divers produits d'une période à l'autre, en prenant comme pondération les dépenses que les ménages leur consacrent en moyenne. Les prix sont relevés dans les magasins et autres points de vente au détail. L'IPC mesure l'inflation des prix telle qu'elle est vécue et perçue par les ménages dans leur rôle de consommateurs. C'est une statistique essentielle qui est souvent retenue dans des textes de loi, mais aussi dans des contrats privés, comme mesure de l'inflation pour corriger le montant des paiements.

L'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) a été introduit pour permettre la comparaison des indices entre les pays de la Zone Euro. En effet, les méthodes utilisées pour calculer les indices de prix nationaux ne sont pas les mêmes d'un pays à l'autre et il n'est donc pas possible de comparer correctement la hausse des prix entre les pays. L'IPCH s'appuie sur un ensemble de normes définies par l'Union Européenne permettant l'harmonisation des indices des prix à la consommation.

Pour la France, la différence essentielle entre l'IPC national et IPCH concerne la protection sociale et l'enseignement car dans le calcul de l'IPCH, seule la part à la charge du consommateur (après remboursement) est prise en compte.

La mesure de l'inflation est définie dans ce mémoire comme la variation annuelle de l'IPCH.

### 7.1.2 Le contexte inflationniste actuel

Depuis les années 2000, l'inflation est stable en France autour de 1,5% en moyenne sur l'année comme le montre la figure 7.1. Le seuil de 2% a été dépassé en 2003, en 2004, en 2008, en 2011, en 2012 et en 2018 avec des causes extérieures en général bien identifiées telle que le contexte géopolitique.



FIGURE 7.1 – L'inflation entre 2000 et 2020 en France, données d'Eurostat

Cependant, cette situation a évolué avec la pandémie du COVID-19 qui a lourdement pesée sur l'activité de l'année 2020 avec les restrictions sanitaires. Ainsi 2020 est marquée par un taux d'inflation faible et une faible croissance économique.

A partir du printemps de l'année 2021, l'activité a fortement repris avec la levée des restrictions. Sur la deuxième partie de l'année, des tensions sur les prix des matières premières et des difficultés croissantes d'approvisionnement sont apparues, en lien avec la forte reprise économique à la suite des confinements, entraînant alors une hausse de l'inflation.

Ces difficultés se sont nettement accentuées avec le déclenchement de la guerre en Ukraine au début de 2022 qui a exacerbé la hausse des prix des matières premières, des énergies et des produits alimentaires, entraînant une forte hausse de l'inflation. La hausse des prix de l'énergie constitue la principale contribution au niveau élevé de l'inflation et à sa dynamique haussière en France.

La figure 7.2 présente l'inflation mensuelle entre janvier 2020 et juin 2022 et illustre l'évolution de l'inflation avec le COVID-19, la guerre en Ukraine et les tensions sur les marchés de matières premières et de l'énergie. L'inflation augmente depuis 2021.

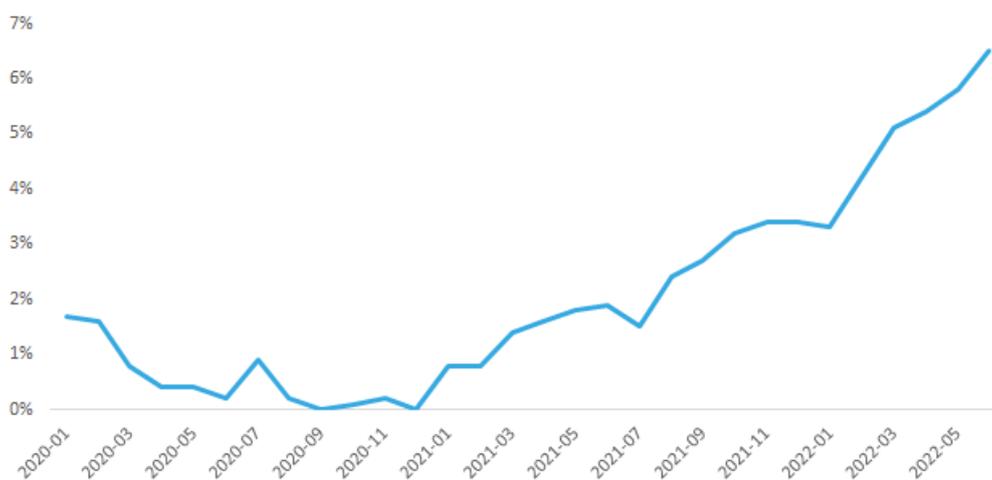


FIGURE 7.2 – L'inflation entre 2019 et 2022 en France, données d'Eurostat

Les institutions financières et les organisations mondiales prévoient pour la plupart une inflation importante pour 2022 puis un retour progressif en dessous du seuil de 2%.

La Banque de France présente deux scénarios en juin 2022 (BANQUE DE FRANCE, 2022), un scénario central et un scénario défavorable. Le scénario défavorable est un scénario avec des risques supplémentaires, dont des tensions beaucoup plus marquées sur les prix de l'énergie et de l'alimentation. La Banque de France indique que le scénario défavorable est moins probable que le scénario central et qu'il doit être interprété comme un risque par rapport au scénario central. Le tableau 7.1 présente les deux scénarios.

(croissance en %, moyenne annuelle)	Scénario central			Scénario défavorable		
	2022	2023	2024	2022	2023	2024
PIB réel	2,3 (2,7)	1,2	1,7	1,5 (1,9)	- 1,3	1,3
IPCH	5,6	3,4	1,9	6,1	7,0	0,7
IPCH hors énergie et alimentation	3,3	3,0	2,2	3,3	3,3	0,9
Dettes publiques (en % du PIB)	112	109	109	113	114	117

Source : Projections Banque de France. Pour la croissance annuelle du PIB en 2022, la projection de 2,3% dans le scénario central (1,5 dans le scénario défavorable) tient compte de la révision mécanique avec les comptes nationaux publiés le 31 mai 2022. La projection de 2,7% dans le scénario central (1,9 dans le scénario défavorable) indiquée entre parenthèses est fondée sur les comptes nationaux publiés le 29 avril 2022 qui étaient les seuls disponibles au moment de la cut-off date de l'exercice de prévision Eurosysteme.

TABLE 7.1 – Scénarios de la Banque de France issus des projections macroéconomiques de juin 2022

L'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE) présente une projection de l'inflation à l'aide d'une combinaison d'analyses provenant de modèles et d'avis d'experts. Le scénario est présenté dans la figure 7.3.

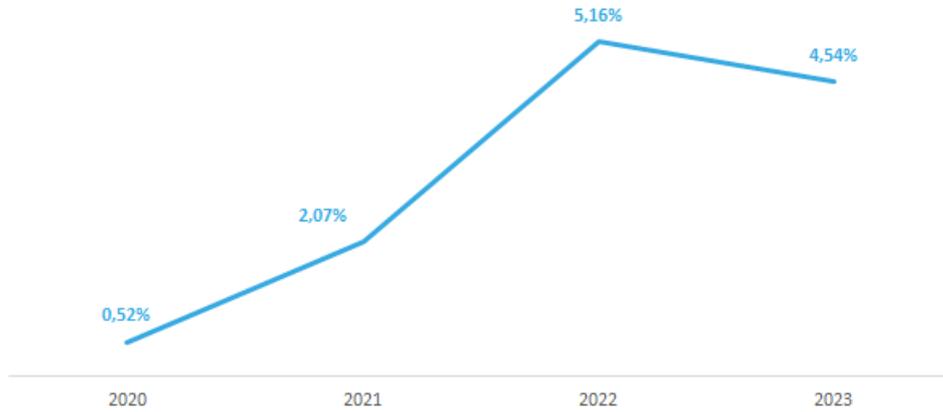


FIGURE 7.3 – Scénario de l'OCDE pour la France, issus des prévisions de l'inflation, consulté le 26 août 2022

Le Fonds Monétaire International (FMI) présente ses projections en avril 2022 (FMI, 2022). Le scénario pour la France est présenté dans la figure 7.4.

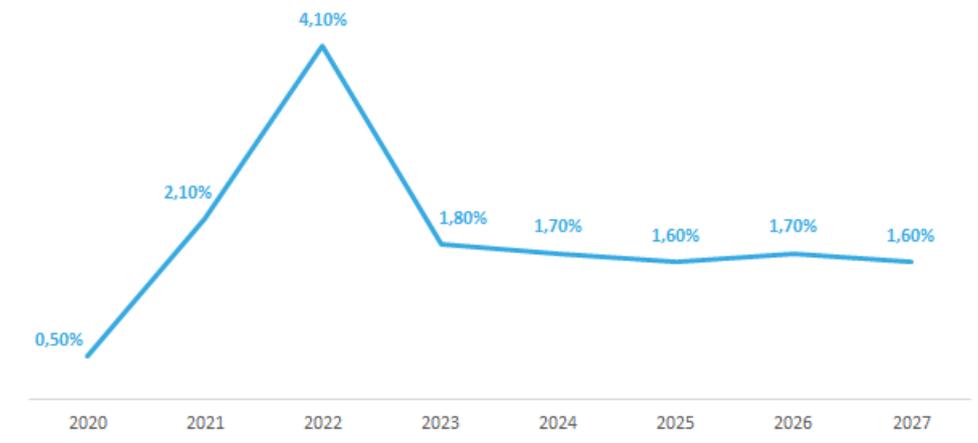


FIGURE 7.4 – Scénario du FMI pour la France, issus du *World Economic Outlook* d'avril 2022

Ces différents scénarios correspondent à un avis d'expert et sont retenus pour estimer l'impact du choc inflationniste sur les prévisions. La Banque de France, l'OCDE et le FMI prévoient un retour à la normale à la suite de ses scénarios, avec une inflation inférieure au seuil de 2%. L'inflation moyenne constatée sur la période 2000 à 2021 de 1,5% est retenue pour compléter les scénarios.

## 7.2 La prise en compte de l'inflation dans le provisionnement

Alors que l'inflation était stable en France ces dernières années, le contexte actuel crée de fortes tensions sur les prix. L'inflation est en conséquence élevée et amenée à se dégrader. Il est alors nécessaire de prendre en compte ce nouveau contexte inflationniste dans le calcul des provisions.

Les coûts des sinistres de la sécheresse sont liés au coût de la construction. C'est pourquoi l'indice de la Fédération Française du Bâtiment (IFFB) qui est un indice du coût de la construction est utilisé pour actualiser les coûts au lieu de l'indice des coûts à la consommation harmonisé.

Les IFFB futurs sont estimés avec les IPCH à l'aide d'une régression linéaire. La figure 7.5 montre qu'il y a bien une linéarité entre les deux indices.

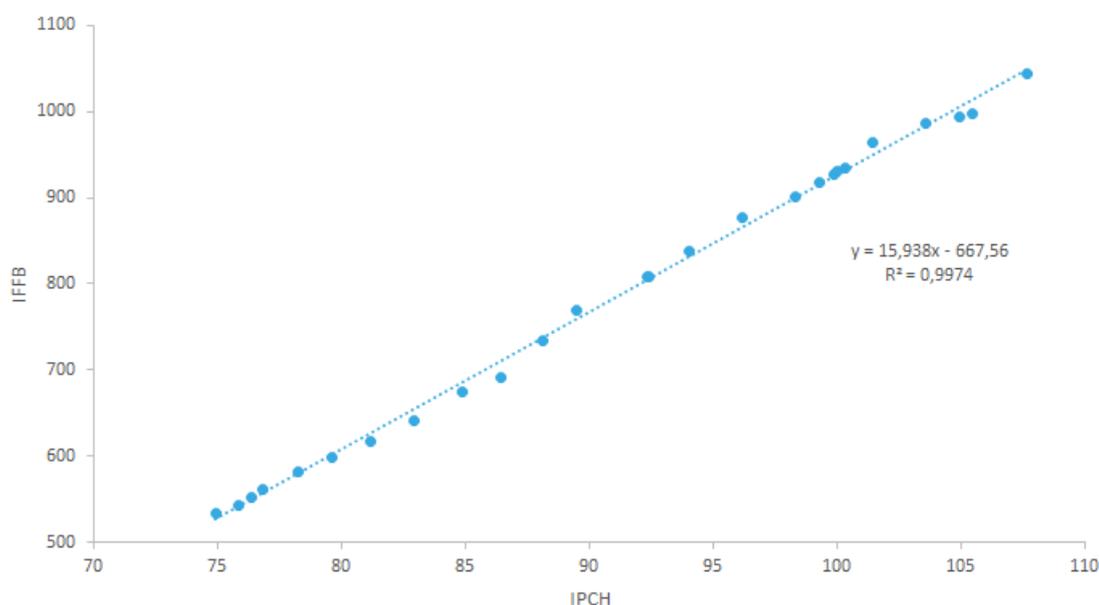


FIGURE 7.5 – Régression linéaire de l'IFFB sur l'IPCH

### 7.2.1 Exercices antérieurs

Les méthodes de provisionnement utilisées pour les exercices antérieurs projettent l'historique des règlements des sinistres dans le futur pour estimer les réserves à l'aide des facteurs de développement. Les facteurs de développement sont calculés en prenant en compte l'inflation passée et projettent alors l'inflation passée dans le futur. Ces méthodes supposent donc que l'inflation constatée dans le passé peut représenter l'inflation future.

Cette hypothèse n'est pas vérifiée dans le contexte actuel puisque l'inflation n'est plus stable. Les méthodes de liquidation utilisées actuellement présentent alors un risque de sous-provisionnement et le risque est d'autant plus important que le développement de la sécheresse est long.

Pour prendre en compte ce nouveau contexte, les coûts des triangles de liquidation sont capitalisés avec l'IFFB pour retirer les variations des coûts dues à l'inflation. Pour cela, le triangle incrémental ( $X_{i,j}$ ) est calculé et capitalisé :

$$X_{i,j}^{cap} = X_{i,j} \times \frac{IFFB_n}{IFFB_{i+j}} \text{ pour } i + j \leq n$$

où  $n$  est l'année actuelle.

Le triangle cumulé ( $C_{i,j}$ ) est obtenu à partir du triangle incrémental et les méthodes de provisionnement classiques sont appliquées, la méthode de Chain Ladder pour calculer le *Best Estimate* et la méthode du bootstrap pour calculer le quantile d'ordre 70%. L'inflation passée est ainsi neutralisée dans le calcul des facteurs de développement. Les coûts futurs doivent alors être ajustés pour prendre en compte les hausses des prix futures. Les coûts futurs incrémentaux sont calculés et actualisés :

$$\hat{X}_{i,j}^{act} = \hat{X}_{i,j} \times \frac{IFFB_{i+j}}{IFFB_n} \text{ pour } i + j > n.$$

Les différents scénarios sont appliqués et les variations de la provision obtenue pour chaque scénario par rapport au modèle actuel qui suppose que l'inflation est stable sont présentées dans le tableau 7.2. Le scénario le plus sévère est le scénario défavorable de la Banque de France qui prévoit 6% d'inflation en 2022 et 7% en 2023.

Scénario	Quantile 70%, Bootstrap
Scénario central, Banque de France	+ 6,4%
Scénario défavorable, Banque de France	+ 9,9%
Scénario OCDE	+ 6,6%
Scénario FMI	+ 2,6%

TABLE 7.2 – Variations de la provision avec les différents scénarios par rapport à la méthode actuelle

La figure 7.12 présente les variations des ultimes en quantile d'ordre 70% de 2000 à 2017 et montre bien que les derniers exercices sont plus impactés par le choc d'inflation de 2022.

Le triangle de liquidation utilisé inclut les estimations « dossiers-dossiers » qui correspondent à des sinistres qui ne sont pas encore réglés et qui sont donc sujets à l'inflation. La prise en compte de l'inflation pourra être améliorée en excluant ces sinistres du triangle.

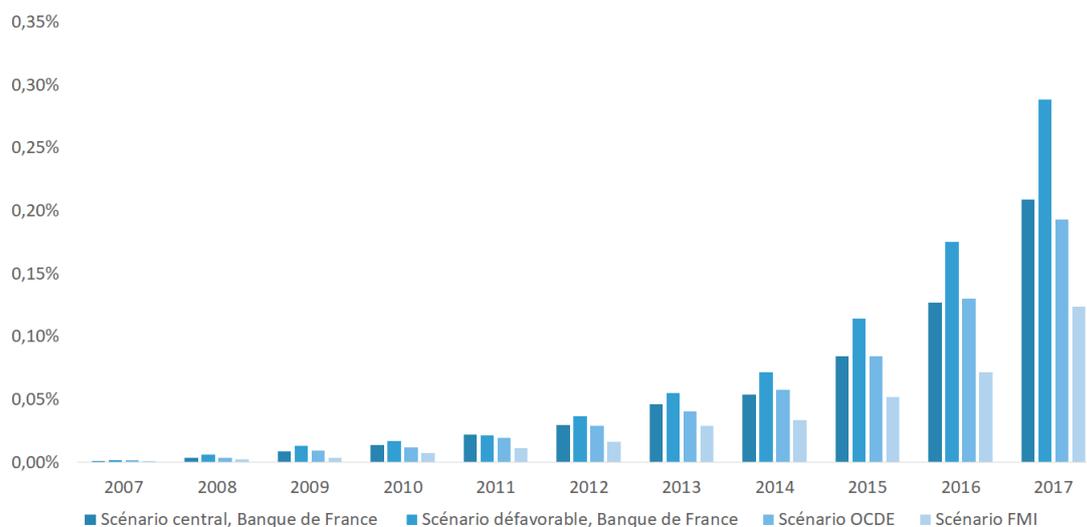


FIGURE 7.6 – Variations des ultimes en quantile 70% de 2007 à 2017 pour les différents scénarios par rapport au modèle actuel

## 7.2.2 Exercices récents

Les exercices récents sont provisionnés à l'aide d'une approche à l'exposition et d'une approche à l'historique.

L'approche à l'historique consiste à utiliser les coûts moyens pour estimer le coût d'une sécheresse. Dans cette approche, il est supposé que tous les sinistres d'un épisode de sécheresse survenu en  $N$  sont réglés en  $N+1$ . Les coûts sont ensuite rapportés en euros actuel. Ils sont ainsi surestimés car en réalité, tous les sinistres n'ont pas été réglés en  $N+1$  mais après. D'un autre côté, les coûts futurs sont sous-estimés car l'inflation future n'est pas prise en compte dans leur calcul. Avec une inflation stable les deux effets se compensent, seulement ce n'est plus le cas si l'inflation n'est plus stable comme aujourd'hui.

La prise en compte du contexte inflationniste actuel nécessite de neutraliser l'inflation passée en se ramenant à des euros constants et d'appliquer ensuite l'inflation future.

Pour neutraliser l'inflation passée, une trajectoire de paiements pour le péril sécheresse est appliquée aux coûts des sinistres historiques qui sont agrégés par épisode de sécheresse et par département. Chaque flux est ensuite rapporté en euro 2021 à l'aide de l'IFFB et de cette façon, l'inflation passée est neutralisée dans le calcul des coûts moyens.

Les coûts des sécheresses sont ensuite estimés avec les coûts moyens et il faut alors prendre en compte l'inflation future. Une trajectoire de paiements est appliquée aux coûts et l'inflation future est ensuite appliquée selon les différents scénarios.

Le calcul des coûts moyens avec la prise en compte de l'inflation peut être résumé par la figure 7.7 et l'estimation du coût d'une sécheresse avec la prise en compte de l'inflation peut être résumée par la figure 7.8.



FIGURE 7.7 – Les étapes du calcul des coûts moyens avec la prise en compte de l'inflation

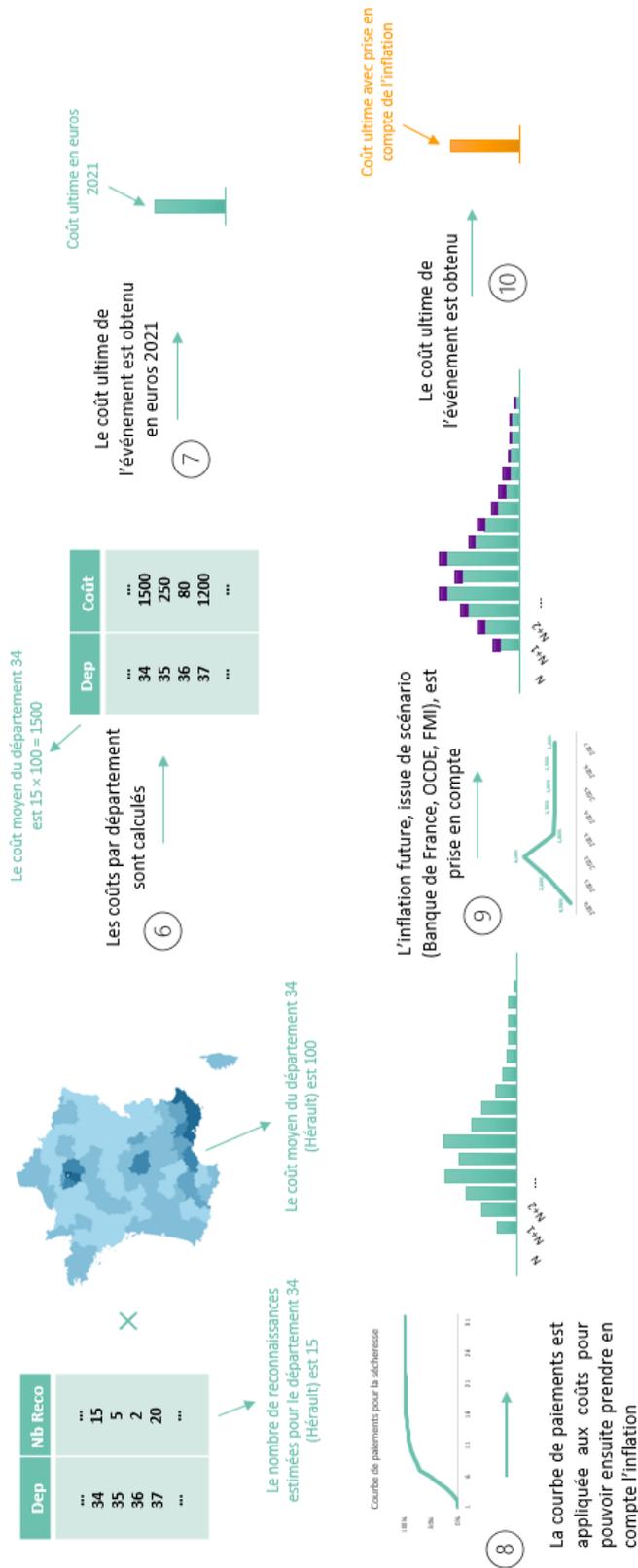


FIGURE 7.8 – Les étapes de l'estimation du coût d'une sécheresse avec la prise en compte de l'inflation

Les différents scénarios sont appliqués à l'estimation d'un exercice courant N. Le tableau 7.3 présente les variations obtenues avec les différents scénarios par rapport au modèle avec inflation stable. Le scénario défavorable de la Banque de France est le scénario qui impacte le plus la sinistralité estimée.

Scénarios	Méthode des coûts moyens par département	Méthode des coûts moyens par zone climatique
Scénario central, Banque de France	+ 9,3%	+ 9,2%
Scénario défavorable, Banque de France	+ 12,6%	+ 12,5%
Scénario OCDE	+ 9,7%	+ 9,5%
Scénario FMI	+ 5,9%	+ 5,7%

TABLE 7.3 – Les variations de l'estimation d'un exercice courant avec les différents scénarios par rapport au modèle avec inflation stable

Concernant l'approche à l'exposition, les coûts obtenus avec le modèle physique sont en euros de l'année de survenance. Il suffit donc d'appliquer une trajectoire de paiements aux coûts et d'appliquer ensuite l'inflation future selon les différents scénarios.

Cette approche permet de prendre en compte le nouveau contexte inflationniste dans le provisionnement de la sécheresse. Nous allons dans la partie suivante utiliser une approche stochastique pour modéliser les taux d'inflation afin d'estimer la volatilité des prédictions due à l'inflation.

## 7.3 Approche stochastique pour la prise en compte de l'inflation

### 7.3.1 L'approche stochastique

L'inflation peut être modélisée à l'aide d'un générateur de scénarios économique (GSE). Un GSE est un modèle qui projette des facteurs de risques économiques et financiers tels que les taux d'intérêt ou les prix des actions. Ils peuvent être répartis en deux catégories en fonction du type de structure de dépendance.

D'un côté il y a les modèles à structure par cascade : le modèle est structuré avec plusieurs classes d'actifs qui s'appuient sur une variable explicative de référence. En général, la variable explicative est l'inflation et les autres variables en découlent. Le plus répandu est celui de Wilkie (WILKIE, 1986).

De l'autre côté il y a les modèles à structure basée sur les corrélations : le modèle est organisé avec une structure de corrélation qui est déterminée à l'aide des relations de dépendance observées dans le passé entre les variables modélisées. Les plus répandus sont ceux de Brenann et

Xia (BRENNAN & XIA, 2000) et d'Ahlgrim (AHLGRIM et al., 2005).

Le modèle d'Ahlgrim est l'un des modèles les plus répandus et l'un des plus récents. Il découle de l'association de la *Casualty Actuarial Society* (CAS) et la *Society Of Actuaries* (SOA) pour solliciter des recherches sur le développement des modèles intégrés. Le modèle capte la dynamique de l'inflation, des taux d'intérêt réels et des rendements des actions et de l'immobilier. Les relations du modèle sont présentées dans la figure 7.9. L'inflation joue un rôle important car elle participe à la détermination des autres variables.

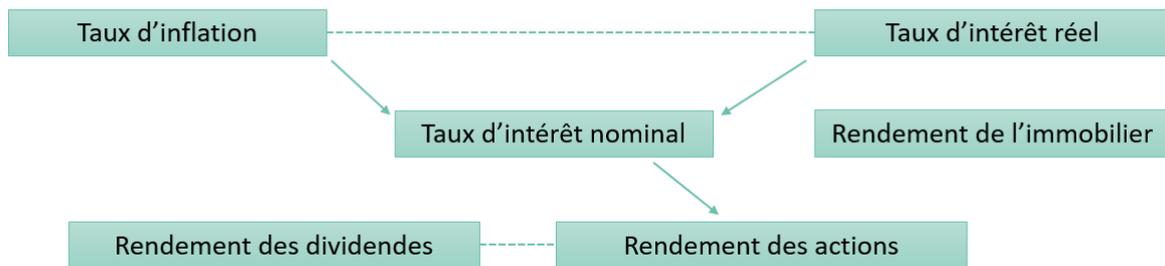


FIGURE 7.9 – Structure du modèle d'Ahlgrim

Dans le modèle d'Ahlgrim, le taux d'inflation à l'instant  $q_t$  est supposé suivre un processus d'Ornstein-Uhlenbeck. C'est un processus de type Vasicek à un facteur défini de la façon suivante :

$$dq_t = \kappa_q(\mu_q - q_t)dt + \sigma_q dB_{q,t}$$

avec  $\kappa_q$  la vitesse de retour à la moyenne,  $\mu_q$  le taux moyen à long terme,  $\sigma_q$  l'écart type de l'erreur et  $B_{q,t}$  un mouvement brownien.

Cette équation stochastique, après discrétisation, peut s'écrire :

$$q_{t+1} = e^{-\kappa_q} q_t + \mu_q(1 - e^{-\kappa_q}) + \sigma_q \sqrt{\frac{1 - e^{-2\kappa_q}}{2\kappa_q}} \varepsilon_{q,t}$$

où  $\varepsilon_{q,t}$  est une variable aléatoire de loi normale centrée réduite. La démonstration est en annexe C.

L'équation est donc de la forme  $q_{t+1} = \alpha q_t + \beta + \gamma \varepsilon_{q,t}$  et les paramètres  $\alpha$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  peuvent être estimés à l'aide d'une simple régression linéaire. Les paramètres du modèles en sont déduits en s'appuyant sur les relations suivantes :

$$\kappa_q = -\frac{\ln(\alpha)}{\gamma}, \mu_q = \frac{\beta}{1 - \alpha} \text{ et } \sigma_q = \gamma \sqrt{\frac{2\kappa_q}{1 - e^{-2\kappa_q \gamma}}}$$

L'indice des prix à la consommation harmonisé ne permet pas de calibrer correctement le modèle du fait du peu de données. En effet cet indice est calculé seulement depuis 1997. Le modèle est donc calibré à partir des taux d'inflation mesurés sur la période 1960 à 2021 à l'aide de l'indice des prix à la consommation. La figure 7.10 présente les taux d'inflation sur la période 1960 à 2021 utilisés pour calibrer le modèle.



FIGURE 7.10 – Les taux d’inflation de 1960 à 2021

L’estimation des paramètres est réalisée avec la méthode des moindres carrés. Le tableau 7.4 présente les valeurs estimées.

Vitesse de retour à la moyenne	0,07
Taux moyen à long terme	2,69%
Ecart type de l’erreur	1,53%

TABLE 7.4 – Les paramètres estimés pour le modèle des taux d’inflation

L’approche utilisée pour estimer les paramètres peut introduire un biais dans les paramètres puisque ces derniers ne sont pas directement estimés mais sont issus d’une transformation non linéaire. Il est donc nécessaire d’apprécier la qualité des estimateurs.

Le pouvoir explicatif du modèle peut être mesuré avec le  $R^2$  ajusté qui est une correction du coefficient de détermination  $R^2$  pour prendre en compte le nombre de variable utilisées dans le modèle. Le coefficient de détermination  $R^2$  est défini comme la part de la variance expliquée dans la variance totale.

Le test de Student permet de vérifier qu’un coefficient est significatif. Les hypothèses du test sont  $H_0 : \alpha = 0$  et  $H_1 : \alpha \neq 0$ . Le coefficient est significatif si l’hypothèse  $H_0$  est rejetée.

Pour vérifier la significativité du modèle global, le test de Fisher peut être utilisé. Les hypothèses du test sont  $H_0 : \forall \alpha_i = 0$  et  $H_1 : \exists \alpha_i \neq 0$ . L’idée de ce test est de comparer la qualité du modèle avec et sans variables explicatives. Si la différence est significative, alors il y a au moins une variable explicative qui permet d’améliorer la qualité du modèle. Le modèle est significatif si l’hypothèse  $H_0$  est rejetée.

Le test de Breusch-Gofrey teste l’autocorrélation d’ordre 1 des résidus en testant la significativité du coefficient  $\rho$  dans la formule  $r_t = \rho r_{t-1} + u_t$  où  $u$  est un bruit blanc. Les hypothèses du test sont  $H_0 : \rho = 0$  et  $H_1 : \rho \neq 0$ . Si l’hypothèse  $H_0$  est rejetée alors l’hypothèse d’absence d’autocorrélation est rejetée.

Le test d'ARCH teste l'hétéroscédasticité d'ordre 1 des résidus. Il est basé sur le fait que si les résidus sont hétéroscédastiques alors les résidus au carré sont autocorrélés. Les hypothèses du test sont  $H_0 : \forall \alpha_i = 0$  et  $H_1 : \exists \alpha_i \neq 0$  avec  $r_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2$ . Si l'hypothèse  $H_0$  est rejetée alors l'hypothèse d'absence d'hétéroscédasticité est rejetée.

Le test de Jarque-Bera permet de déterminer si les résidus suivent une loi normale en étudiant l'égalité du coefficient d'asymétrie et celui d'aplatissement à ceux attendus dans le cadre d'une loi normale. Les hypothèses du test sont  $H_0$  : les résidus suivent une loi normale et  $H_1$  : les résidus ne suivent pas une loi normale. L'hypothèse de normalité des résidus est validée si l'hypothèse  $H_0$  n'est pas rejetée.

Le tableau 7.5 présente les résultats des test réalisés. La plupart des test sont validés hormis le test de Jarque-Bera qui ne permet pas de valider l'hypothèse de normalité des résidus et le test de Student qui ne permet pas de valider la significativité de la constante. Le pouvoir explicatif du modèle est de 87%.

Test	Résultat	Interprétation
R2 ajusté	87%	Le pouvoir explicatif du modèle est de 87%
Fisher	$P < 2e-16$	Le modèle global est significatif
Student (constante)	$P = 0,56$	La constante n'est pas significative
Student (variable)	$P < 2e-16$	Le coefficient de la variable est significatif
Moyenne résidus	$4e-19$	La moyenne des résidus est considérée nulle
Breusch-Godfrey	$P = 0,33$	L'hypothèse d'absence d'autocorrélation d'ordre 1 est vérifiée
ARCH(1)	$P = 0,82$	L'hypothèse d'absence d'hétéroscédasticité d'ordre 1 est vérifiée
Jarque-Bera	$P < 2e-16$	L'hypothèse de normalité des résidus n'est pas vérifiée

TABLE 7.5 – Les tests sur le modèle des taux d'inflation

Ce modèle permet ainsi de modéliser les taux d'inflation et de simuler 10 000 scénarios d'inflation. Afin d'utiliser les scénarios des institutions financières et des organisations mondiales présentés précédemment, les simulations sont ajustées selon la formule suivante :

$$\tilde{q}_t^i = q_t^i * \frac{q_t^{scenario}}{\bar{q}_t}$$

où

- $\tilde{q}_t^i$  est le taux d'inflation ajusté issu de la simulation  $i$  pour l'année  $t$  ;
- $q_t^i$  est le taux d'inflation issu de la simulation  $i$  pour l'année  $t$  ;
- $q_t^{scenario}$  est le taux d'inflation prévu par le scénario pour l'année  $t$  ;
- $\bar{q}_t$  est la moyennes des taux d'inflation issus des 10 000 simulations pour l'année  $t$ .

De cette façon, la moyenne des simulations est égale au taux d'inflation du scénario et le coefficient de variation ne varie pas.

La figure 7.11 présente 100 trajectoires d'inflation obtenues avec le modèle et ajustées avec le scénario central de la Banque de France.

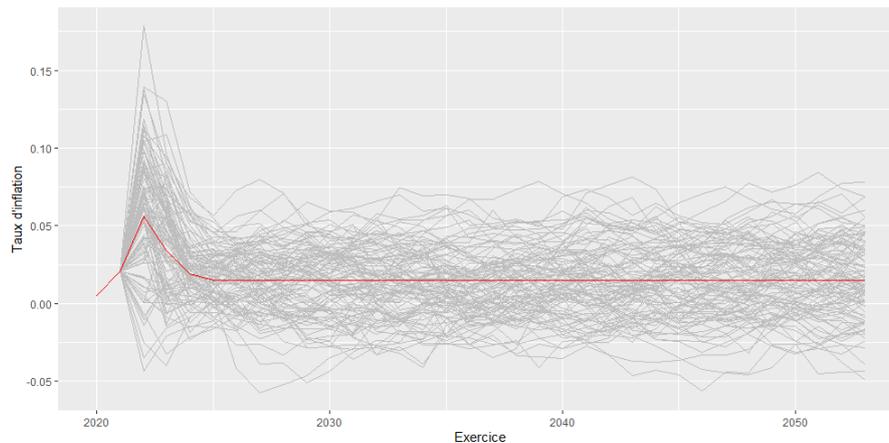


FIGURE 7.11 – Les taux d’inflations obtenus avec 100 simulations ajustées au scénario central de la Banque de France

### 7.3.2 Exercices antérieurs

Les 10 000 scénarios d'inflation obtenus avec le modèle d'Ahlgrim sont utilisés afin d'estimer la volatilité de l'inflation dans l'estimation des quantiles d'ordre 70% avec la méthode de bootstrap détaillée dans la partie 4.1.3. La méthode consiste à tirer aléatoirement à chaque itération du bootstrap un des scénarios d'inflation.

Le tableau 7.6 présente les variations de la provision en quantile d'ordre 70% obtenue avec les trajectoires d'inflation simulées et centrées sur les scénarios par rapport à la provision obtenue avec les scénarios cibles.

Scénario	Quantile 70%, Bootstrap
Scénario central, Banque de France	+ 1,6%
Scénario défavorable, Banque de France	+ 2,3%
Scénario OCDE	+ 1,6%
Scénario FMI	+ 1,0%

TABLE 7.6 – Les variations de la provision en quantile 70% avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim par rapport à la provision avec la trajectoire cible

La figure 7.12 présente les variations des ultimes en quantile d'ordre 70% de 2000 à 2017 obtenus avec les trajectoires d'inflation simulées et centrées sur les scénarios par rapport aux ultimes obtenus avec les scénarios cibles. La figure montre que les derniers exercices sont plus sensibles du fait du montant des sinistres à payer plus important pour ces exercices.

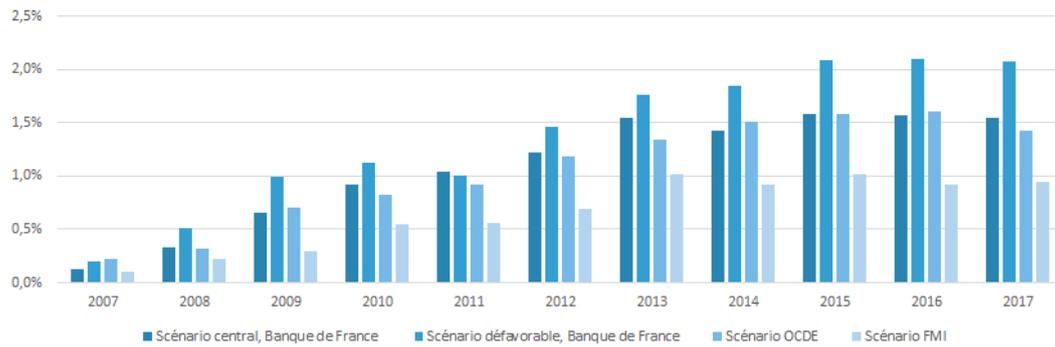


FIGURE 7.12 – Variations des ultimes en quantile 70% de 2007 à 2017 avec les trajectoires issues du modèle d’Ahlgren par rapport aux ultimes avec la trajectoire cible

La figure 7.13 présente les distributions obtenues avec le bootstrap avec et sans les trajectoires d’inflation centrées sur le scénario central de la Banque de France pour l’exercice 2017. La distribution avec les différentes trajectoires est légèrement plus étalée.

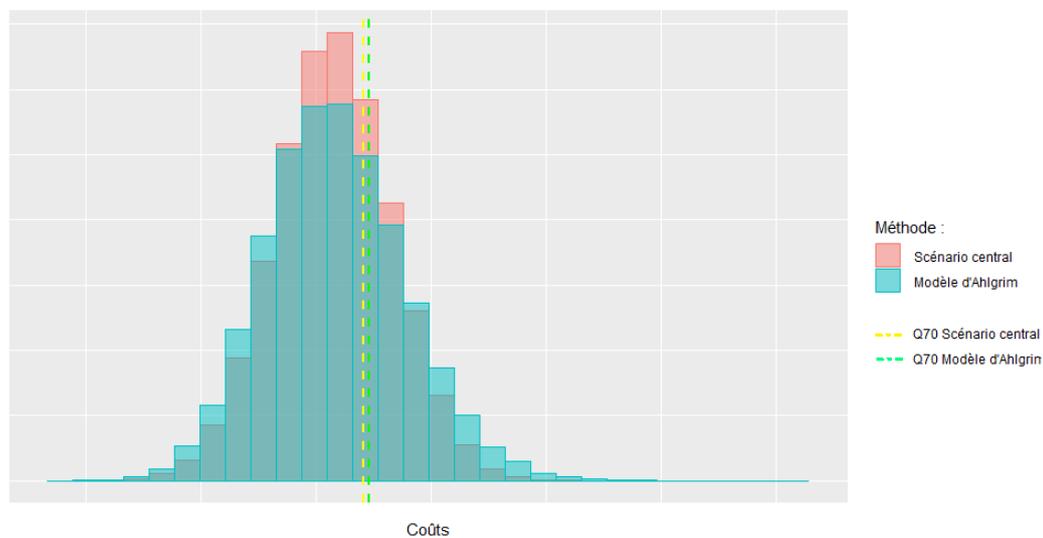


FIGURE 7.13 – Les distributions des ultimes avec les trajectoires issues du modèle d’Ahlgren et avec la trajectoire cible (scénario central de la Banque de France)

Finalement, la volatilité due à l’inflation n’est pas très importante pour la méthode de provisionnement des exercices antérieurs avec des variations inférieures à 2,5%.

### 7.3.3 Exercices récents

La même méthode, qui consiste à tirer aléatoirement un des scénarios d’inflation à chaque itération du bootstrap présenté en partie 6.3, est utilisée pour estimer la volatilité de l’inflation dans l’estimation des quantiles 70% des exercices récents.

Le tableau 7.7 présente les variations des quantiles d’ordre 70% de l’exercice courant obtenus avec les différentes trajectoires par rapport aux quantiles obtenus avec les scénarios cibles pour

la méthode des coûts moyens par département et pour la méthode des coûts moyens par zone climatique. La volatilité due à l'inflation est plus élevée avec les méthodes de provisionnement des exercices récents avec des variations comprises entre 6% et 8%.

Scénarios	Méthode des coûts moyens par département	Méthode des coûts moyens par zone climatique
Scénario central, Banque de France	+ 7,2%	+ 7,3%
Scénario défavorable, Banque de France	+ 8,1%	+ 8,0%
Scénario OCDE	+ 7,4%	+ 7,5%
Scénario FMI	+ 6,3%	+ 6,2%

TABLE 7.7 – Les variations de l'estimation d'un exercice courant en quantile 70% avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim par rapport à l'estimation avec la trajectoire cible

Les figures 7.14 et 7.15 présentent les distributions des prévisions obtenues avec le bootstrap avec et sans les trajectoires d'inflations simulées pour l'exercice courant N avec le scénario central de la Banque de France. Les distributions obtenues avec les différentes trajectoires sont plus étalées.

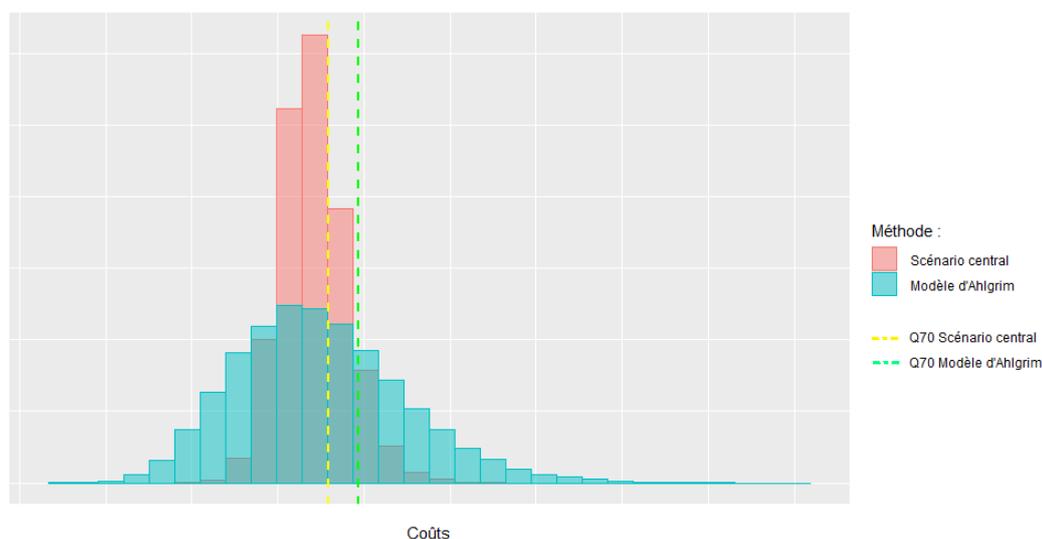


FIGURE 7.14 – Les distributions des prévisions avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim et avec la trajectoire cible (méthode des coûts moyens par département)

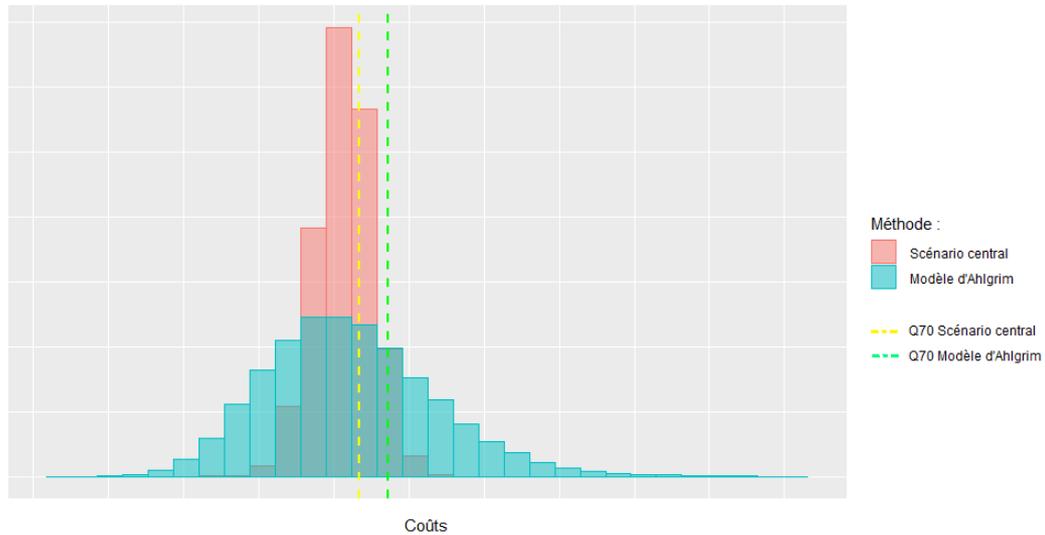


FIGURE 7.15 – Les distributions des prévisions avec les trajectoires issues du modèle d’Ahlgrim et avec la trajectoire cible (méthode des coûts moyens par zone climatique)

Afin de prendre en compte l’impact du contexte inflationniste sur le provisionnement de la sécheresse, nous avons étudié quatre scénarios d’inflation pour l’année 2022 et postérieures. A la vue des chiffres, le scénario défavorable de la Banque de France semble être le plus sévère. Les méthodes de provisionnement ont été revues pour prendre en compte les différents scénarios présentés. Les calculs sur les exercices antérieurs et récents confirment la première impression : le scénario défavorable de la Banque de France est celui qui dégrade le plus les prévisions. En effet, quelle que soit la méthode et la métrique, ce scénario est celui qui impacte le plus les prévisions.

Après cette première conclusion, nous avons voulu estimer la volatilité autour des différents scénarios. Afin d’effectuer ces estimations, nous avons utilisé le modèle d’Ahlgrim - étant le plus répandu et facile d’implémentation pour simuler des trajectoires d’inflation. Les estimations de l’effet de l’inflation restent relativement faibles pour les exercices antérieurs avec des variations de la provision inférieures à 2,5%. L’effet de l’inflation sur les estimations est beaucoup plus important sur les exercices récents avec des variations de l’estimation de l’exercice courant comprises entre 6% et 8%.

# Conclusion

La recrudescence des événements sécheresses en France tant en termes de fréquence que d'intensité a pour conséquence de devoir estimer le plus précisément possible pour CCR le montant des provisions à constituer afin d'être en mesure de résister à une sinistralité extrême.

Ces événements récents ont amené à revoir et à améliorer les méthodes d'estimation utilisées pour ce péril. Les exercices de survenance antérieurs aux quatre dernières années sont estimés à l'aide de méthodes classiques de provisionnement : Chain Ladder et bootstrap. Malgré la validation que partielle des hypothèses, ces méthodes sont retenues car elles sont reconnues sur le marché et permettent d'obtenir des résultats fiables. D'autres travaux pourront être effectués afin d'étudier d'autres méthodes.

Par la nature du risque sécheresse, les années récentes ne présentent pas ou peu d'historique et les méthodes classiques de provisionnement ne permettent pas d'en estimer convenablement la provision. Afin de modéliser le plus fidèlement possible les quatre derniers exercices de survenance, nous utilisons un modèle hybride qui se base sur une approche à l'exposition et une approche à l'historique. Cette approche à l'historique consiste à estimer les coûts moyens par département.

Un des objets de cette étude a été d'améliorer la méthode des coûts moyens. Ainsi, nous avons testé différentes variables explicatives comme les valeurs assurées, les zones climatiques et l'exposition au retrait-gonflement des argiles. La méthode avec les valeurs assurées n'améliorait pas les résultats du fait de la volatilité des coûts pour les communes ayant une valeur assurée importante. La méthode des coûts moyens par zone climatique permet d'obtenir de meilleures estimations (basées sur l'historique). A cette nouvelle approche basée sur les coûts moyens par zone climatique, nous avons appliqué la méthode du bootstrap afin d'obtenir une distribution et des quantiles. Cependant, cette méthode correspond à une approche agrégée à grande échelle qui ne permet pas de prendre en compte les spécificités locales des différentes communes.

Le contexte économique fortement inflationniste doit également faire l'objet d'études spécifiques dans le calcul des provisions. En effet, l'hypothèse de stabilité de l'inflation n'est plus vérifiée. Il est nécessaire de neutraliser l'effet inflation dans l'étude afin de ne pas projeter l'inflation passée dans le futur. Il est ensuite possible d'appliquer l'inflation future estimée aux résultats. Pour cela, nous avons retenu quatre scénarios issus d'organisations financières et internationales (Banque de France, OCDE et FMI). Le scénario défavorable de la Banque de France est celui ayant le plus d'impact sur les différentes prévisions (ultime et provision) et métriques (Best Estimate, quantile d'ordre 70%). Dans le but d'estimer la sensibilité des résultats obtenus par rapport aux différents paramètres des scénarios, nous avons calculé leur volatilité grâce au modèle d'Ahlgrim. Les résultats montrent une volatilité plus importante pour les exercices récents avec des variations comprises entre 6% et 8% selon le scénario. Il pourrait être intéressant d'étu-

dier une méthode alternative au modèle d’Ahlgrim pour mesurer la sensibilité des résultats à la méthode retenue.

Ces différents travaux menés vont permettre à CCR de mettre à jour les différentes estimations calculées chaque année par rapport au risque sécheresse. Les éléments – que sont le changement climatique et le contexte inflationniste - mis bout à bout incitent à se pencher avec attention sur la modélisation actuelle et justifient d’y consacrer du temps pour en améliorer la précision et la fiabilité.

# Bibliographie

- AHLGRIM, K. C., D'ARCY, S. P., & GORVETT, R. W. (2005). *Modeling Financial Scenarios : A Framework for the Actuarial Profession*.
- ARMEL, K. (2010). *Structure de dépendance des générateurs de scénarios économiques : Modélisation et Simulation*. EURIA.
- BANQUE DE FRANCE. (2022). *Projections macroéconomiques*.
- BORNHUEFTER, R., & FERGUSON, R. (1972). The actuary and IBNR. *Proc Casualty Actuarial Society*, 59, 181-195.
- BRENNAN, J., & XIA, Y. (2000). *Dynamic Asset Allocation under Inflation*.
- CCR. (2018). *Conséquences du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles en France à horizon 2050*.
- CCR. (2021). *Les catastrophes naturelles en France - Bilan 1982-2020*.
- COURS DES COMPTES. (2022). *Sols argileux et catastrophes naturelles*.
- DENUIT, M., & CHARPENTIER, A. (2005). *Mathématiques de l'assurance non-vie* (T. 2). Economica.
- EFRON, B. (1979). Bootstrap methods : another look at the Jackknife. *The Annals of Statistics*, 7(1), 1-26.
- ENGLAND, P., & VERRALL, R. (2002). Stochastic Claims Reserving in General Insurance. *British Actuarial Journal*, 8(3), 443-518.
- FMI. (2022). *World Economic Outlook*.
- FRANCE ASSUREURS. (2021). *Impact du changement climatique sur l'assurance à l'horizon 2050*.
- GBONGUÉ, F., PLANCHET, F., & AHOUSSE, A. (2017). Proposition d'un modèle de projection des scénarios économiques pour le développement de la zone CIPRES - Version 2.24. *Assurances et gestion des risques*, 84(1-2), 1-52.
- H.FRAYSSE. (2012). *Construction d'un générateur de scénarios économiques à sauts permettant la prise en compte de scénarios de crises*. ISUP.
- INSEE. (2022). *Indices des prix à la consommation - résultats définitifs (IPC)*.
- INSTITUT DES ACTUAIRES. (2023). *Guide de provisionnement des sinistres en assurance non-vie*.
- KHORDJ, M., HAFFAR, A., & TEULON, F. (2017). Provisionnement et mesure de risque en assurance dommage dans le cadre de Solvabilité II. *Gestion 2000*, 34(3), 137-168.
- LADAN, A. (2011). *Capital requis à travers le temps pour le risque de provisionnement non-vie dans un contexte Solvabilité 2*. ISUP.
- LAGRANGE, L.-A., & MEUNIER, P. (2014). *Intégration de l'inflation dans l'évaluation du risque de provisionnement pour un assureur non-vie sous Solvabilité 2*. ENSAE.
- LOONIS, V., & BELLEFON, M.-P. (2018). Manuel d'analyse spatiale. Théorie et mise en œuvre pratique avec R. *Insee Méthodes*, 131.
- MACK, T. (1993). Distribution free calculation of the standard error of chain ladder reserve estimates. *ASTIN Bulletin : The Journal of the IAA*, 23(2), 213-225.

- MACK, T. (1994). Measuring the Variability of Chain Ladder Reserve Estimates. *Casualty Actuarial Society Spring Forum I*, 101-182.
- MURZEAU, Y. (2021). *Etude de l'inflation dans le processus d'inventaire non-vie*. CNAM.
- OCDE. (2022). Prévisions de l'inflation (indicateur).
- ONER, C. (2010). Qu'est ce que l'inflation. *Finances et Développement*, 44-45.
- PITREBOIS, S., DE LONGUEVILLE, P., DENUIT, M., & WALHIN, J.-F. (2002). Etude de techniques IBNR modernes. *Actu-L*, 2, 29-62.
- PLANCHET, F., THEROND, P., & KAMEGA, A. (2009). *Scénarios économiques en assurance - Modélisation et simulation*. Economica.
- WILKIE, A. D. (1986). A Stochastic Investment Model for Actuarial Use. *Transactions of the Faculty of Actuaries*, 39, 341-403.

# Table des figures

1.1	Parcours d'indemnisation dans le cadre du régime Cat Nat . . . . .	7
1.2	La répartition par péril de la sinistralité Cat Nat non-auto cumulée de 1982 à 2020, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR . . . . .	8
1.3	La répartition du chiffre d'affaires, extrait du Rapport d'activité 2020 de CCR . . . . .	9
1.4	La couverture proposée par CCR . . . . .	10
2.1	Mécanisme de fonctionnement du phénomène de retrait-gonflement des sols argileux . . . . .	13
2.2	Exposition du territoire au phénomène de retrait-gonflement des sols argileux, carte réalisée par le BRGM . . . . .	13
2.3	La sinistralité catastrophes naturelles non-auto de 1982 à 2020, en millions d'euros 2020, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR . . . . .	14
2.4	Evolution du coût moyen d'une reconnaissance sécheresse, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR . . . . .	15
2.5	Le nombre de demandes et de reconnaissances pour le péril sécheresse de 1990 à 2020 . . . . .	15
2.6	Le nombre de reconnaissances pour la sécheresse par commune sur la période 1989-2015, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2016 de CCR . . . . .	16
2.7	Le nombre de reconnaissances pour la sécheresse par commune sur la période 1989-2019, extrait du Bilan Cat Nat 1989-2020 de CCR . . . . .	16
2.8	Impact du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles, extrait du rapport Conséquences du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles en France à horizon 2050 de CCR . . . . .	17
2.9	Évolution des dommages annuels moyens dus à la sécheresse à l'horizon 2050, extrait du rapport Conséquences du changement climatique sur le coût des catastrophes naturelles en France à horizon 2050 de CCR . . . . .	18
2.10	La charge sécheresse annuelle moyenne par département, extrait du rapport Impact du changement climatique sur l'assurance à l'horizon 2050 de France Assureur . . . . .	18
3.1	Courbe de paiements pour le péril sécheresse par année . . . . .	22
3.2	Les ultimes pour le péril sécheresse . . . . .	23
4.1	Les étapes de la méthode du bootstrap . . . . .	28
4.2	Les coefficients de passage d'une année de compte à une autre pour les exercices 1990 à 2017 . . . . .	29
4.3	CC-plot du délai de de règlement 5 . . . . .	30
4.4	CC-plot du délai de de règlement 6 . . . . .	31
4.5	CC-plot du délai de de règlement 7 . . . . .	31
4.6	Les résidus du modèle de Mack . . . . .	32
4.7	Les résidus du modèle de Mack pour la méthode du bootstrap . . . . .	33

4.8	Les <i>Best Estimate</i> des provisions obtenus avec le modèle Chain Ladder . . . . .	33
4.9	Les résultats du modèle de bootstrap en fonction du nombre de simulations . . .	34
4.10	La distribution de la provision globale obtenue à l'aide du bootstrap . . . . .	35
5.1	La structure des modèles physiques . . . . .	37
5.2	Rapport à la normale du SWI uniforme, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR . . . . .	38
5.3	Les coûts moyens par département . . . . .	40
5.4	Les prévisions avec la méthode des coûts moyens . . . . .	41
5.5	Relation entre la valeur assurée et le coût moyen d'une commune . . . . .	41
6.1	Les prévisions obtenues avec les taux de destruction moyens par département . .	45
6.2	Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées . . .	46
6.3	Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées (CART) . . . . .	47
6.4	Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées et par département . . . . .	47
6.5	Les zones climatiques . . . . .	48
6.6	Relation entre la zone climatique et le coût moyen d'une commune . . . . .	48
6.7	Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par zone climatique . . . . .	49
6.8	Niveau d'exposition au risque RGA par commune . . . . .	50
6.9	Relation entre le niveau d'exposition au risque RGA et le coût moyen d'une commune . . . . .	50
6.10	Les prévisions obtenues avec les coûts moyens par zone climatique et niveau d'exposition au RGA . . . . .	51
6.11	Les étapes de la méthode du bootstrap . . . . .	53
6.12	Les résidus moyens par département . . . . .	54
6.13	Variations obtenues avec la méthode du bootstrap par département en fonction du nombre de simulations . . . . .	55
6.14	Variations obtenues avec la méthode du bootstrap par zone climatique en fonction du nombre de simulations . . . . .	55
6.15	Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2001 . . . . .	56
6.16	Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2003 . . . . .	57
6.17	Estimations de la distribution de la sinistralité sécheresse de 2011 . . . . .	58
7.1	L'inflation entre 2000 et 2020 en France, données d'Eurostat . . . . .	61
7.2	L'inflation entre 2019 et 2022 en France, données d'Eurostat . . . . .	62
7.3	Scénario de l'OCDE pour la France, issus des prévisions de l'inflation, consulté le 26 août 2022 . . . . .	63
7.4	Scénario du FMI pour la France, issus du <i>World Economic Outlook</i> d'avril 2022 . . .	63
7.5	Régression linéaire de l'IFFB sur l'IPCH . . . . .	64
7.6	Variations des ultimes en quantile 70% de 2007 à 2017 pour les différents scénarios par rapport au modèle actuel . . . . .	66
7.7	Les étapes du calcul des coûts moyens avec la prise en compte de l'inflation . . .	67
7.8	Les étapes de l'estimation du coût d'une sécheresse avec la prise en compte de l'inflation . . . . .	68
7.9	Structure du modèle d'Ahlgrim . . . . .	70
7.10	Les taux d'inflation de 1960 à 2021 . . . . .	71

7.11	Les taux d'inflations obtenus avec 100 simulations ajustées au scénario central de la Banque de France . . . . .	73
7.12	Variations des ultimes en quantile 70% de 2007 à 2017 avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim par rapport aux ultimes avec la trajectoire cible . . . . .	74
7.13	Les distributions des ultimes avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim et avec la trajectoire cible (scénario central de la Banque de France) . . . . .	74
7.14	Les distributions des prévisions avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim et avec la trajectoire cible (méthode des coûts moyens par département) . . . . .	75
7.15	Les distributions des prévisions avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim et avec la trajectoire cible (méthode des coûts moyens par zone climatique) . . . . .	76
B.1	Les CC-plots . . . . .	89
B.2	Les CC-plots . . . . .	90
B.3	Les CC-plots . . . . .	91
B.4	Les CC-plots . . . . .	92

# Liste des tableaux

1.1	Top 20 des événements Cat Nat en termes de dommages assurés, extrait du Bilan Cat Nat 1982-2020 de CCR . . . . .	8
3.1	Résumé du provisionnement . . . . .	23
6.1	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les taux de destruction moyens . . . . .	45
6.2	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées	46
6.3	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées (CART) . . . . .	46
6.4	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par classe de valeurs assurées et par département . . . . .	47
6.5	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par zone climatique . . .	49
6.6	RMSE, MAE et MAPE obtenus avec les coûts moyens par zone climatique et niveau d'exposition au RGA . . . . .	51
6.7	Variations moyennes des coûts moyens en fonction du périmètre de calcul des coûts moyens . . . . .	52
6.8	Résultats du test de Moran . . . . .	55
7.1	Scénarios de la Banque de France issus des projections macroéconomiques de juin 2022 . . . . .	62
7.2	Variations de la provision avec les différents scénarios par rapport à la méthode actuelle . . . . .	65
7.3	Les variations de l'estimation d'un exercice courant avec les différents scénarios par rapport au modèle avec inflation stable . . . . .	69
7.4	Les paramètres estimés pour le modèle des taux d'inflation . . . . .	71
7.5	Les tests sur le modèle des taux d'inflation . . . . .	72
7.6	Les variations de la provision en quantile 70% avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim par rapport à la provision avec la trajectoire cible . . . . .	73
7.7	Les variations de l'estimation d'un exercice courant en quantile 70% avec les trajectoires issues du modèle d'Ahlgrim par rapport à l'estimation avec la trajectoire cible . . . . .	75

# Liste des abréviations

BCE Banque Centrale Européenne

BE *Best Estimate*

BRGM Bureau de Recherches Géologiques et Minières

CART *Classification And Regression Trees*

CAS *Casualty Actuarial Society*

Cat Nat Catastrophe Naturelle

CCR Caisse Centrale de Réassurance

CM Coût Moyen

FAPDS Fonds de garantie des dommages consécutifs à des Actes de Prévention, de Diagnostic ou de Soins dispensés par des professionnels de santé

FCAC Fonds de Compensation des Risques de l'Assurance de la Construction

FGRE Fonds de Garantie des Risques liés à l'Épandage agricole des boues d'épuration urbaines et industrielles

FMI Fonds Monétaire International

FNGRA Fonds National de Gestion des Risques en Agriculture

GIEC Groupe d'experts Intergouvernemental sur l'Évolution du Climat

IFFB Indice de la Fédération Française du Bâtiment

INSEE Institut National de la Statistique et des Études Économiques

IPC Indice des Prix à la Consommation

IPCH Indices des Prix à la Consommation Harmonisé

MAE *Mean Absolute Error*

MAPE *Mean Absolute Percentage Error*

OCDE Organisation de Coopération et de Développement Économiques

PPR Plan de Prévention des Risques

Q70 Quantile d'ordre 70%

QP *Quote-Part*

RCP *Representative Concentration Pathway*

RGA Retrait-Gonflement des Argiles

RMSE *Root-Mean-Square Error*

SIE Seuil d'Intervention de l'Etat

SL *Stop-Loss*

SOA *Society Of Actuaries*

SWI *Soil Wetness Index*

VA Valeur Assurée

# Annexes

## Annexe A

### Loi n°2007-1824 du 25 décembre 2007 - art. 95

La Loi n°2007-1824 du 25 décembre 2007 - art. 95 a introduit le paragraphe suivant dans l'article L125-1 du Code des Assurances :

*« Aucune demande communale de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle ne peut donner lieu à une décision favorable de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle par arrêté interministériel lorsqu'elle intervient dix-huit mois après le début de l'événement naturel qui y donne naissance. Ce délai s'applique aux événements naturels ayant débuté après le 1er janvier 2007. Pour les événements naturels survenus avant le 1er janvier 2007, les demandes communales de reconnaissance de l'état de catastrophe naturelle doivent être déposées à la préfecture dont dépend la commune avant le 30 juin 2008. »*

# Annexe B

## Les CC-plots

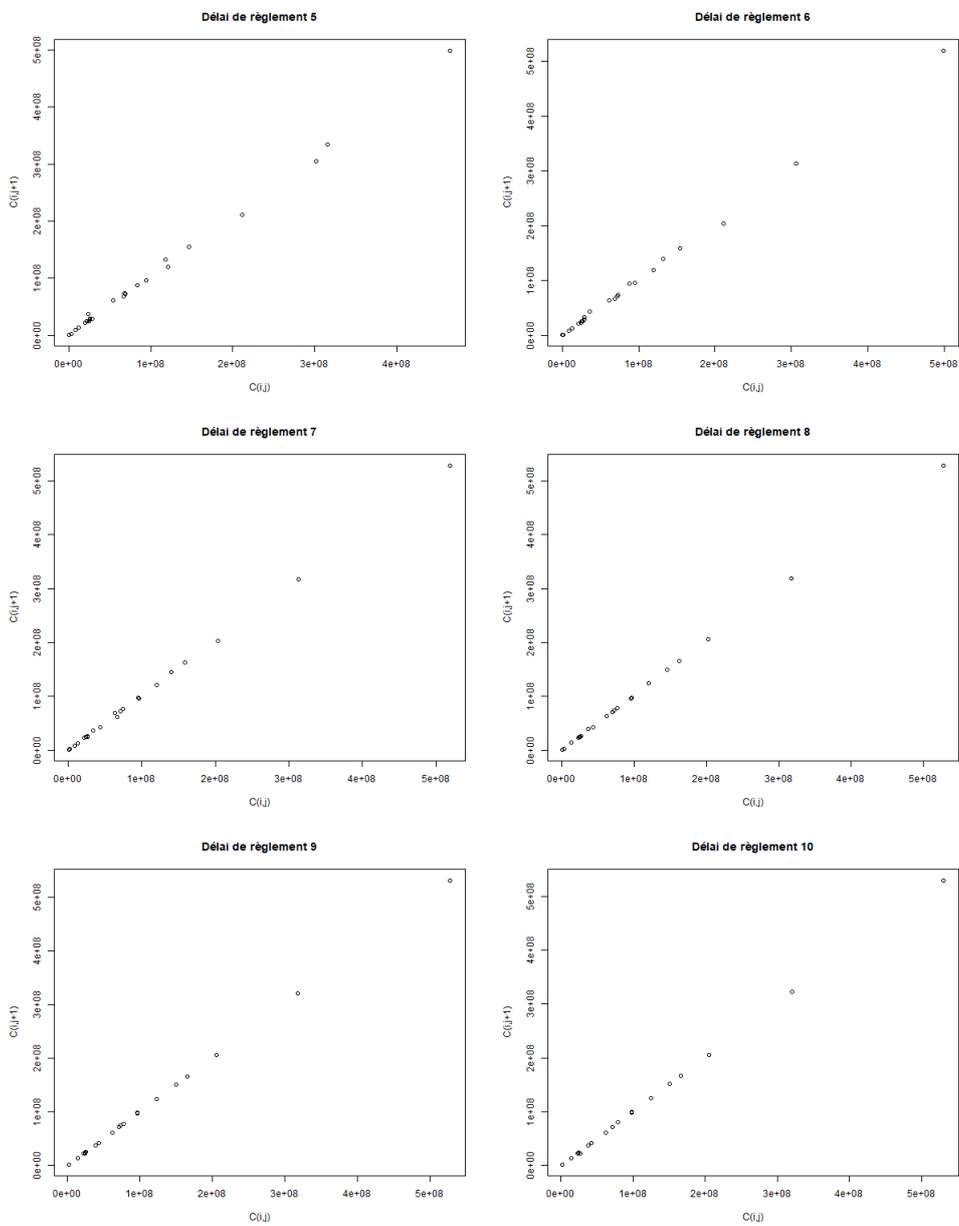


FIGURE B.1 – Les CC-plots

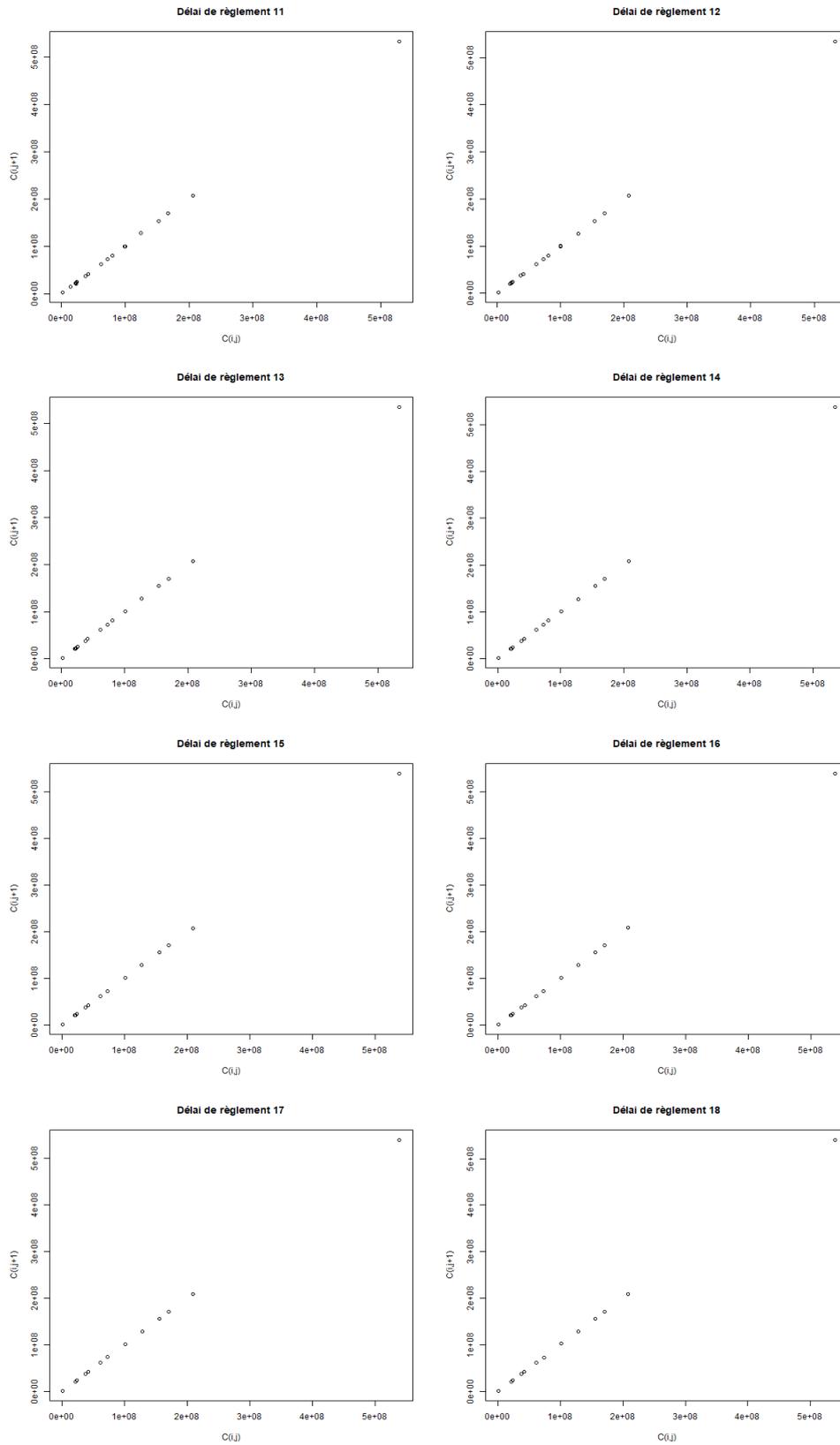


FIGURE B.2 – Les CC-plots

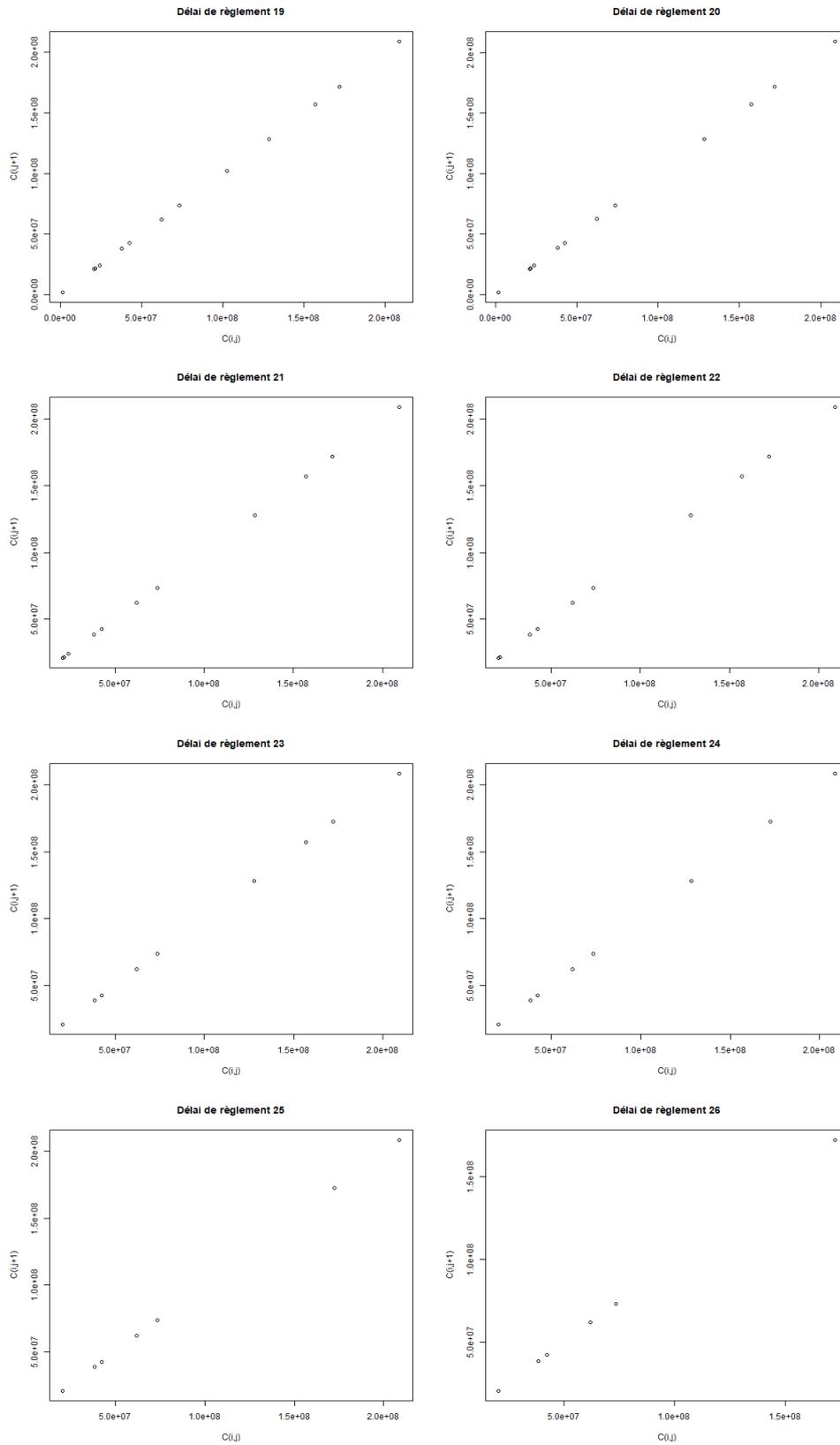


FIGURE B.3 – Les CC-plots

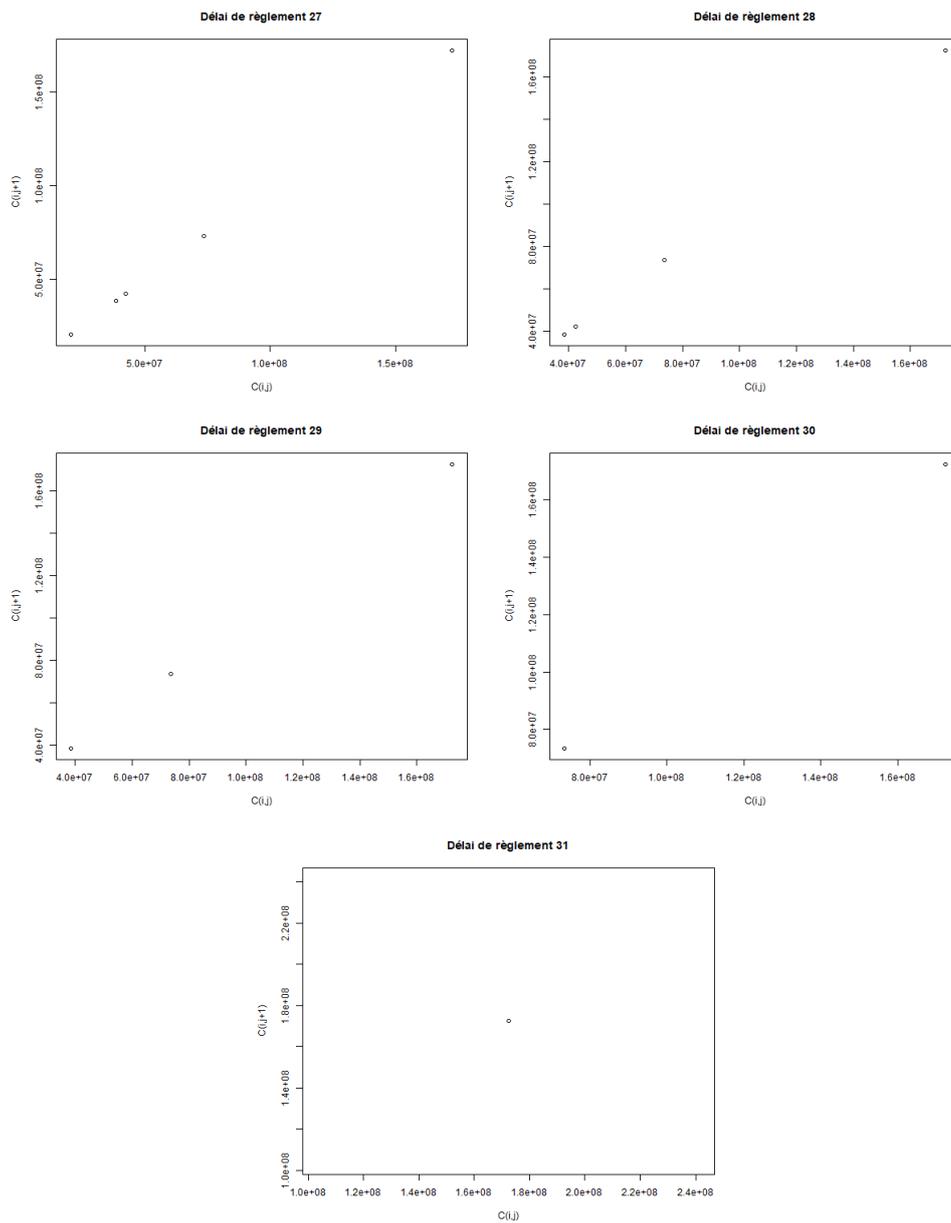


FIGURE B.4 – Les CC-plots

# Annexe C

## Modèle de Vasicek à un facteur

Soit  $(q_t)_t$  une variable aléatoire continue telle que :

$$dq_t = \kappa(\mu - q_t)dt + \sigma dB_t.$$

**Lemme** (Lemme d'Itô). Soit  $X_t$  un processus stochastique de la forme  $dX_t = \mu_t dt + \sigma_t dB_t$  et  $f(X_t, t)$  une fonction de classe  $\mathcal{C}^2(\mathbb{R} \times \mathbb{R}_+, \mathbb{R})$ , alors

$$d(f(X_t, t)) = \frac{df}{dt}(X_t, t)dt + \frac{df}{dx}(X_t, t)dX_t + \frac{1}{2} \frac{d^2 f}{dx^2}(X_t, t)\sigma_t^2 dt.$$

Soit  $f(X_t, t) = e^{tX_t}$ , d'après le lemme d'Itô, l'expression explicite de  $q_t$  peut s'écrire :

$$d(e^{\kappa t} q_t) = \kappa e^{\kappa t} q_t dt + e^{\kappa t} dq_t = \kappa \mu e^{\kappa t} dt + \sigma e^{\kappa t} dB_t$$

$$e^{\kappa t} q_t = q_0 + \mu(1 - e^{\kappa t}) + \sigma \int_0^t e^{\kappa s} dB_s$$

$$q_t = q_0 e^{-\kappa t} + \mu(1 - e^{-\kappa t}) + \sigma \int_0^t e^{-\kappa(t-s)} dB_s.$$

**Propriété.** Le processus  $M_t$  défini par  $M_t = \int_0^t f(s) dB_s$  avec  $f$  une fonction déterministe est un processus gaussien centré de fonction de covariance

$$\Gamma(s, t) = \int_0^{\min(t, s)} f^2(u) du.$$

D'après les propriétés de l'intégrale d'une fonction déterministe par rapport à un mouvement brownien,

$$q_t = q_0 e^{-\kappa t} + \mu(1 - e^{-\kappa t}) + \sigma \sqrt{\frac{1 - e^{-2\kappa t}}{2\kappa}} \varepsilon_{q,t}$$

où  $\varepsilon_{q,t}$  est une variable aléatoire de loi normale centrée réduite.

Finalement, le modèle peut s'écrire sous la forme récurrente suivante :

$$q_{t+1} = q_t e^{-\kappa} + \mu(1 - e^{-\kappa}) + \sigma \sqrt{\frac{1 - e^{-2\kappa}}{2\kappa}} \varepsilon_{q,t}.$$