

PROVISIONNEMENT EN ASSURANCE NON-VIE : EXTENSION STOCHASTIQUE DE MÉTHODES USUELLES ET APPLICATION AU CALCUL DE L'AJUSTEMENT POUR RISQUE SOUS IFRS 17

Audrey SENTUCQ

24/10/2023

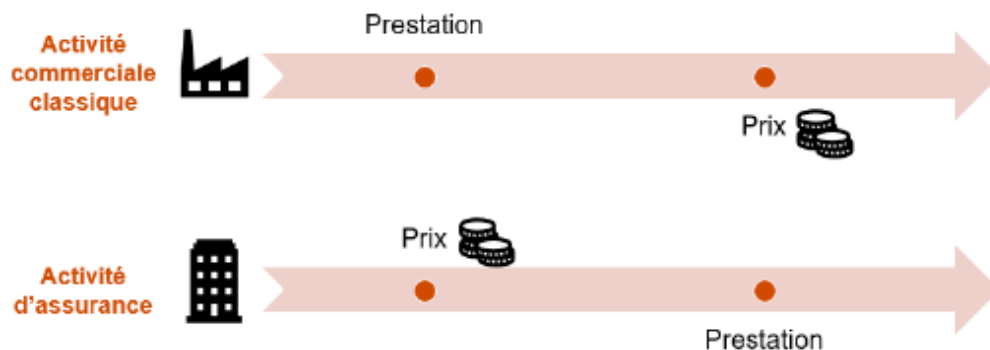
SOMMAIRE

Introduction

- 1 • Méthodes usuelles de provisionnement
- 2 • Extensions stochastiques
- 3 • Application au calcul de l'ajustement pour risque sous IFRS 17

Conclusion

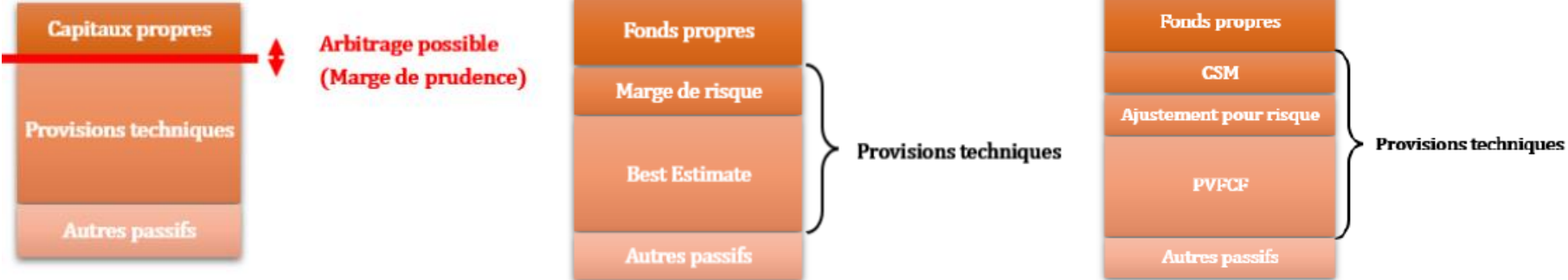
Le cycle inversé et les catégories de provisions



- Les provisions mathématiques des rentes
- Les provisions pour primes non acquises
- Les provisions pour risques en cours
- Les provisions pour sinistres à payer
- Les provisions pour risques croissants
- Les provisions pour risques d'exigibilité
- Les provisions pour égalisation

Les différentes normes

- Normes françaises
- Solvabilité II
- IFRS 17



Zoom sur IFRS 17

**Modèle Général
(GMM, ex. BBA)**

Modèle Général d'évaluation des passifs où la CSM (marge sur services contractuels) représente les profits futurs dégagés ultérieurement en résultat sur la période de couverture



Exemple de contrat
Temporaire décès > 1 an

**Premium Allocation Approach
(PAA)**

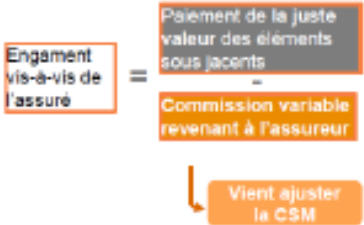
Approche simplifiée sur option du Modèle Général pour l'estimation des passifs des sinistres non survenus selon une approche de « report des primes »



Exemple de contrat
Multi-risques habitation

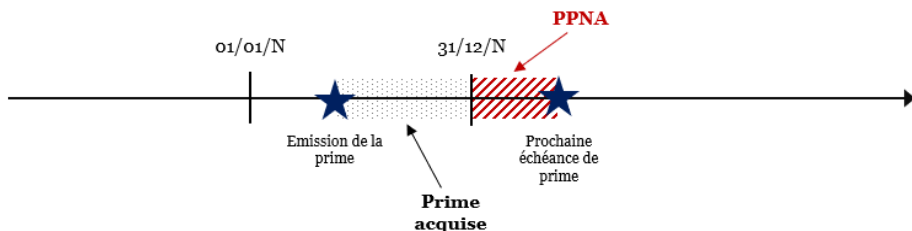
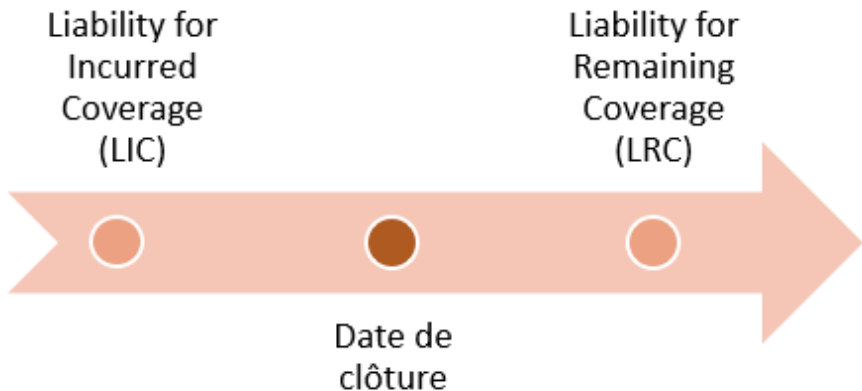
**Variable Fee Approach
(VFA)**

Approche adaptée du Modèle Général obligatoire pour les contrats participatifs « directs »



Exemple de contrat
Épargne euro

Le modèle PAA



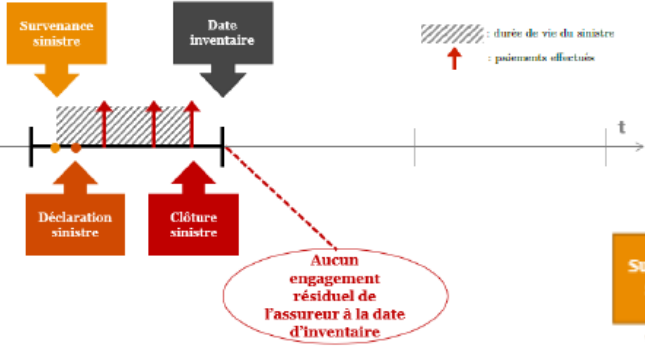
$$Passif_{PAA} = PPNA_{LRC} - frais_{LRC} + BE_{LIC} + RA_{LIC}$$

1 •

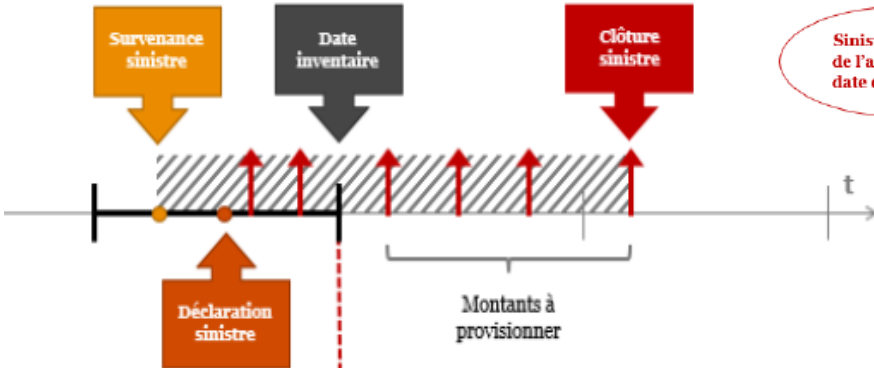
Les méthodes usuelles de provisionnement

Le cycle de vie des sinistres

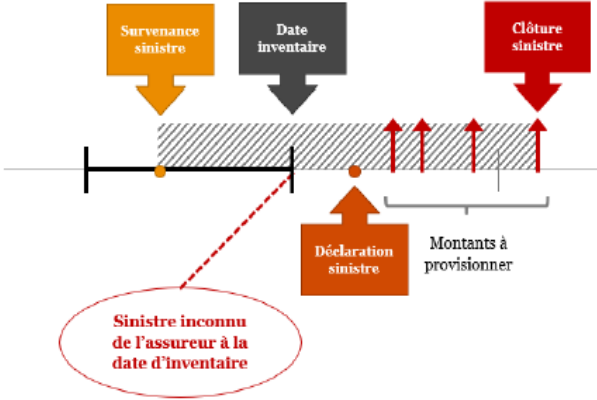
Sinistre survenu, déclaré et clôturé



Sinistre survenu, déclaré et non clôturé



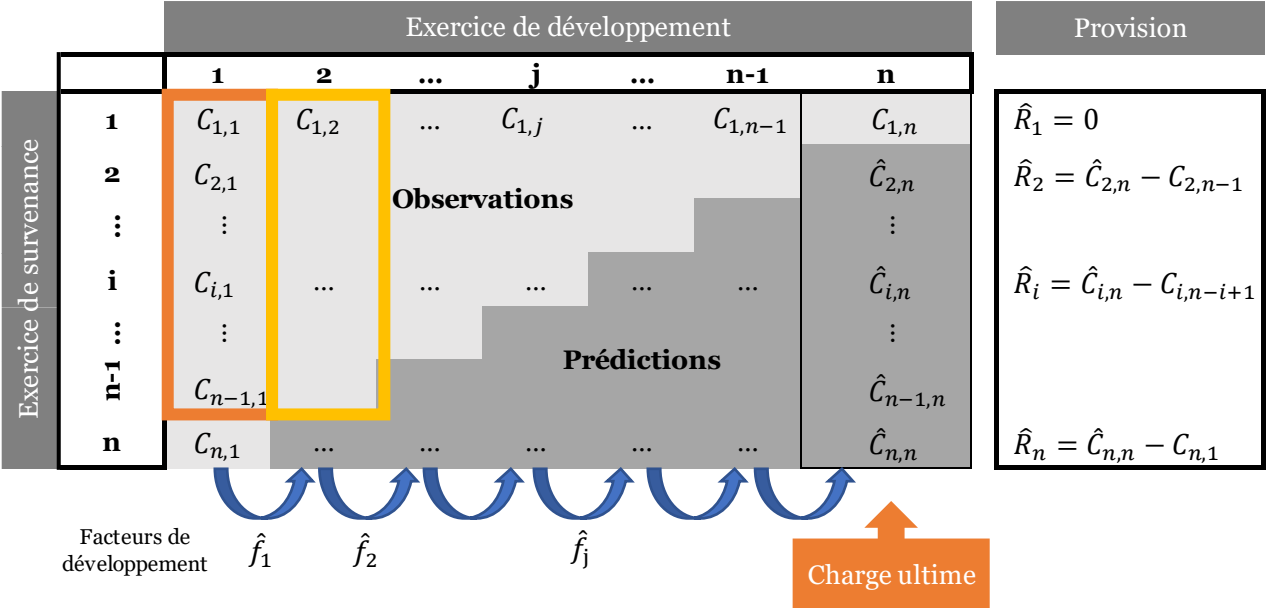
Sinistre survenu, non déclaré et non clôturé



Les triangles de provisionnement

Accident Year i	Development Year j						
	1	2	3	4	j	...	J
1							
2							
3							
$I-j$							
$I-2$							
$I-1$							
I							

Chain Ladder



$$\hat{R}_1 = 0$$

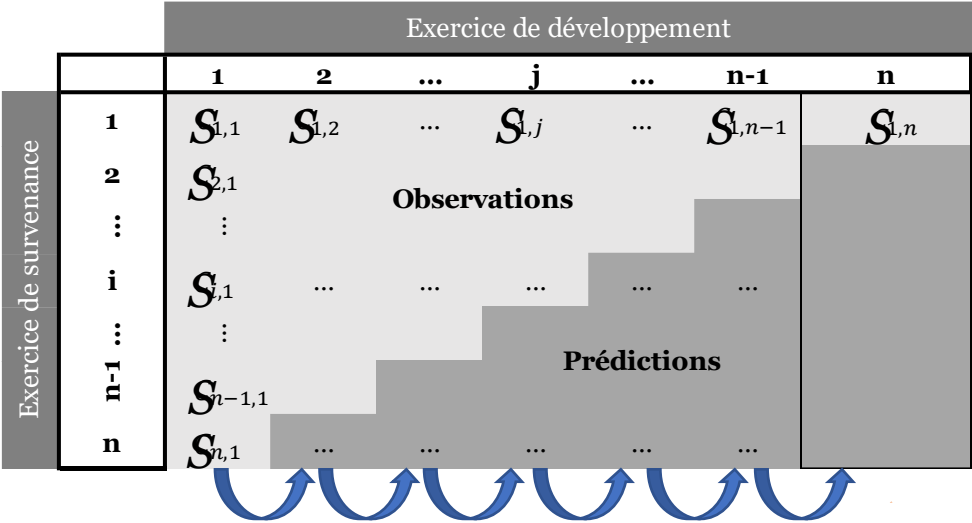
$$\hat{R}_2 = \hat{C}_{2,n} - C_{2,n-1}$$

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

$$\hat{R}_n = \hat{C}_{n,n} - C_{n,1}$$

$$\hat{f}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j+1}}{\sum_{i=1}^{n-j} C_{i,j}}$$

Bornhuetter-Ferguson



$$\widehat{R}_i^{BF} = (1 - \hat{z}_{n+1-i}) \widehat{U}_i$$

$$\tilde{m}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n+1-j} S_{i,j}}{\sum_{i=1}^{n+1-j} v_i \hat{r}_i}$$

$$\hat{z}_j = \frac{\tilde{m}_1 + \dots + \tilde{m}_j}{\tilde{m}_1 + \dots + \tilde{m}_n + \tilde{m}_{n+1}}$$

Coût Moyen

1. Chain Ladder sur le triangle des nombres

2. Chain Ladder sur le triangle des coûts moyens

3. Calcul de la provision grâce à la charge finale qui est le produit des nombres ultimes et des coûts moyens ultimes

Méthode par séparation

Années de survenance	Années de développement						
	1	2	3	.	.	.	n
1	$y_1\lambda_2$	$y_2\lambda_3$	$y_3\lambda_4$.	.	.	$y_n\lambda_n$
2	$y_1\lambda_3$	$y_2\lambda_4$	
3	$y_1\lambda_4$	
.	
.	
.	
n	$y_1\lambda_n$						

$$\hat{\lambda}_k = \frac{d_k}{(1 - \hat{y}_n - \hat{y}_{n-1} - \dots - \hat{y}_{k+1})}$$

$$\hat{y}_j = \frac{v_j}{(\hat{\lambda}_j + \hat{\lambda}_{j+1} + \dots + \hat{\lambda}_n)}$$

$$\hat{R}_i = \sum_{j > n+1-i} \hat{N}_i \hat{y}_j \hat{\lambda}_k$$

2 •

Les méthodes stochastiques

Mesure de l'incertitude

L'incertitude est mesurée par la MSEP (Mean Square Error of Prediction) définie comme :

$$MSEP(\hat{\theta}) = E \left[(\theta - \hat{\theta})^2 \middle| D \right]$$

Elle peut être décomposée en deux termes :

- Une erreur d'estimation qui traduit l'incertitude provenant de l'estimation des paramètres ;
- Une erreur de processus qui correspond à la manifestation d'une réalisation d'un processus aléatoire.

Méthodes stochastiques

CL

$$\widehat{MSEP}(\hat{R}_i) = E \left((\hat{C}_{i,n} - C_{i,n})^2 \middle| D \right) = \underbrace{Var(C_{i,n} | D)}_{\text{Erreur de processus}} + \underbrace{(E(C_{i,n} | D) - \hat{C}_{i,n})^2)}_{\text{Erreur d'estimation}} = \hat{C}_{i,n}^2 \sum_{j=n-i+1}^{n-1} \frac{\widehat{MSEP} \left(\frac{C_{i,j+1}}{C_{i,j}} \right) + \widehat{MSEP}(\hat{f}_j)}{\hat{f}_j^2}$$

BF

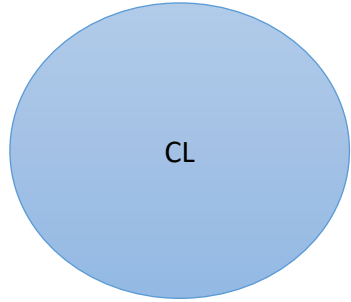
$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}(\hat{R}_i) &= E \left((\hat{R}_i^{BF} - R_i^{BF})^2 \middle| D \right) = Var(\hat{R}_i^{BF}) + Var(R_i^{BF}) \\ &= \left(\hat{U}_i^2 + Var(\hat{U}_i) \right) Var(z_{n+1-i}^*) + Var(\hat{U}_i) (1 - z_{n+1-i}^*)^2 + \hat{U}_i (s_{n+2-i}^{*2} + \dots + s_{n+1}^{*2}) \end{aligned}$$

CM

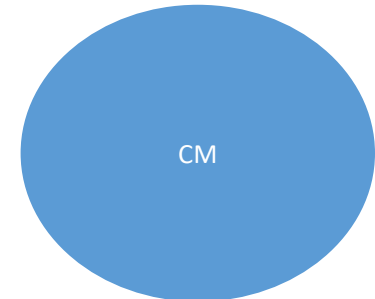
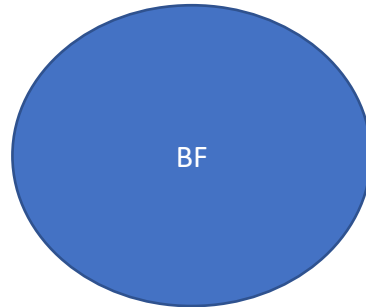
$$\begin{aligned} \widehat{MSEP}(\hat{R}_i) &= \hat{N}_{i,n}^2 \hat{X}_{i,n}^2 \sum_{k=n+1-i}^{n-1} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^{2(X)} / (\hat{f}_k^{(X)})^2}{w_{i,k}^{(X)} \bar{X}_{i,k}^\alpha} \prod_{l=k+1}^{n-1} \left(1 + \frac{\hat{\sigma}_k^{2(X)} \mathbf{1}_{\{\alpha=0\}}}{w_{i,l}^{(X)} (f_l^{(X)})^2} \right) + \frac{\hat{\sigma}_k^{2(N)} / (\hat{f}_k^{(N)})^2}{w_{i,k}^{(N)} N_{i,k}^\alpha} \prod_{l=k+1}^{n-1} \left(1 + \frac{\hat{\sigma}_k^{2(N)} \mathbf{1}_{\{\alpha=0\}}}{w_{i,l}^{(N)} (f_l^{(N)})^2} \right) \right) && \text{Erreur de processus} \\ &+ \\ &\hat{N}_{i,n}^2 \hat{X}_{i,n}^2 \sum_{k=n+1-i}^{n-1} \left(\frac{\hat{\sigma}_k^{2(X)} / (\hat{f}_k^{(X)})^2}{\sum_{j=1}^{n-k} w_{j,k}^{(X)} \bar{X}_{j,k}^\alpha} + \frac{\hat{\sigma}_k^{2(X)} / (\hat{f}_k^{(X)})^2}{\sum_{j=1}^{n-k} w_{j,k}^{(X)} \bar{X}_{j,k}^\alpha} \times \frac{\hat{\sigma}_k^{2(N)} / (\hat{f}_k^{(N)})^2}{\sum_{j=1}^{n-k} w_{j,k}^{(N)} N_{j,k}^\alpha} + \frac{\hat{\sigma}_k^{2(N)} / (\hat{f}_k^{(N)})^2}{\sum_{j=1}^{n-k} w_{j,k}^{(N)} N_{j,k}^\alpha} \right) && \text{Erreur d'estimation} \end{aligned}$$

Méthodes stochastiques

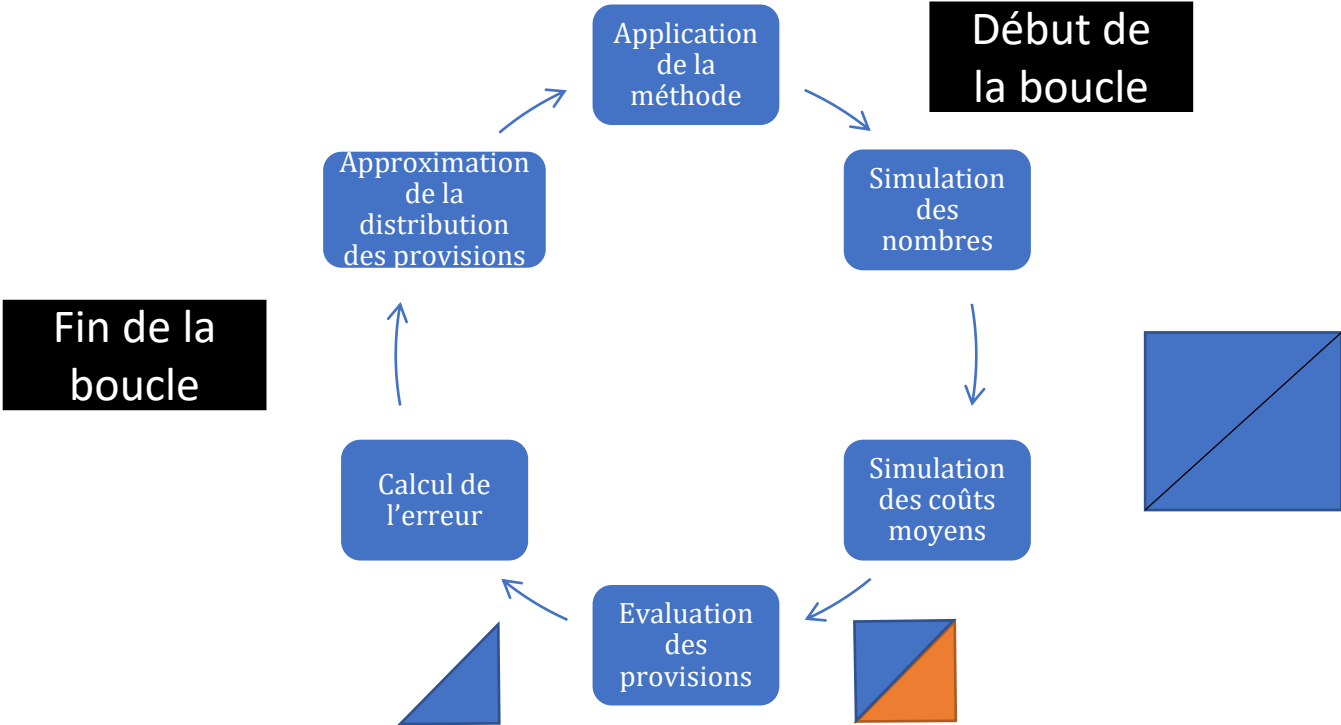
Méthodes stochastiques



$$\sum_{m=1}^M \text{MSEP}(R_m) + 2 \sum_{1 \leq m < l \leq M} \rho_{l,m} \left(\sqrt{\text{Var}(\hat{R}_m | D)} \sqrt{\text{Var}(\hat{R}_l | D)} + \sqrt{\text{Var}(R_m | D)} \sqrt{\text{Var}(R_l | D)} \right)$$



Méthodes stochastiques

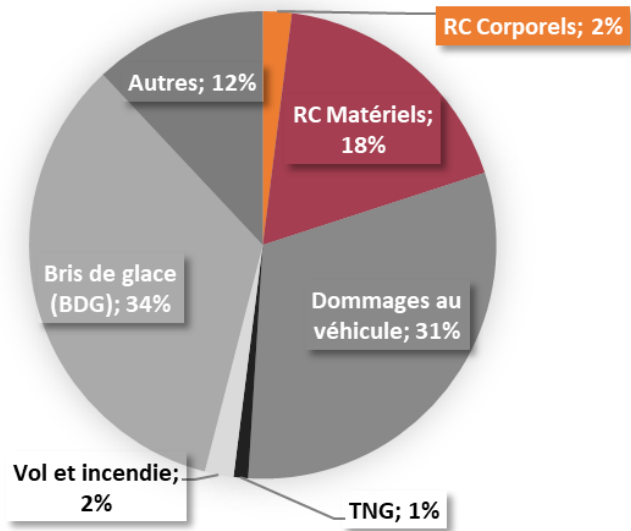


3 ●

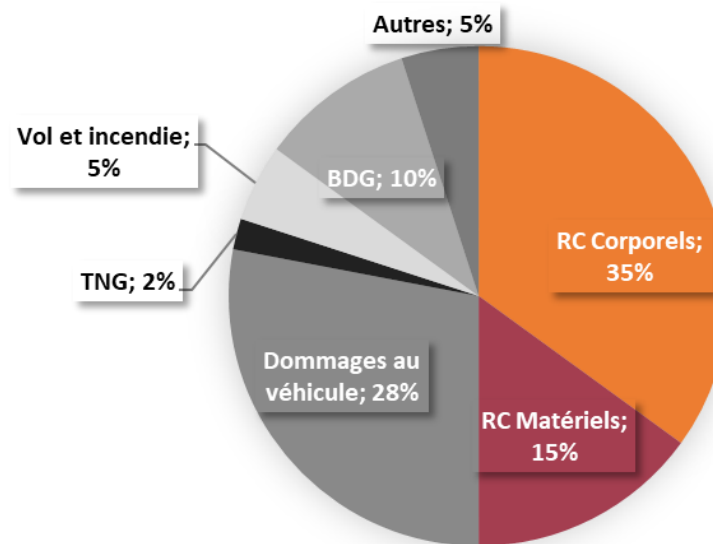
Application au calcul de l'ajustement pour risque

Les chiffres

7,7 Millions de sinistres



14,7 Mds€ de charge de sinistres



Les données

2 jeux de données réelles :

- Sinistres en affaires directes sur des polices françaises
- Sinistres en acceptations de réassurance pour des polices anglaises

Pour les sinistres en affaires directes, les données sont séparées en 3 catégories :

- Attritional
- Large
- Exceptionnel



Résultats des méthodes

- Méthodes déterministes

- Méthodes stochastiques

	Classe « Attritional »	Classe « Large »	Classe « Exceptionnelle »	Portefeuille Anglais		Classe « Attritional »	Classe « Large »	Classe « Exceptionnelle »	Portefeuille Anglais
Chain Ladder		402			Chain Ladder		8,3%		
Chain Ladder pondéré	-28	509	241	388	Chain Ladder pondéré	15,0%	9,8%	13,3%	9,1%
Bornhuetter-Ferguson pondéré	-6	556	375	336	Bornhuetter-Ferguson pondéré	10,7%	7,8%	11,7%	7,6%
Coût Moyen			336		Coût Moyen			10,4%	
Coût Moyen pondéré			280		Coût Moyen pondéré			13,2%	
Verbeek-Taylor			246		Verbeek-Taylor			11,1%	

Les données



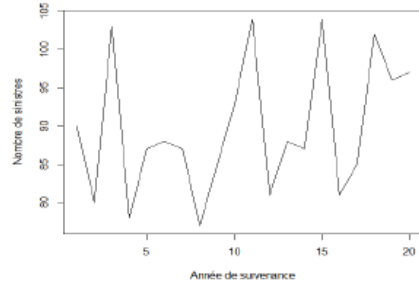
Données simulées cohérentes avec l'expérience d'un portefeuille de responsabilité civile automobile.

Elles sont basées sur des hypothèses de distribution pour :

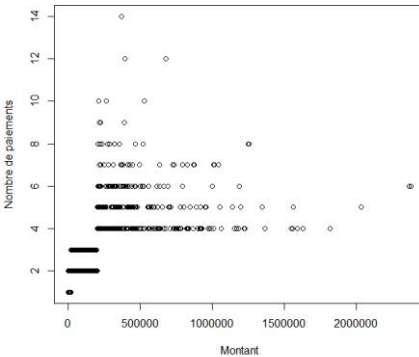
- La fréquence
- Le coût
- Le délai de déclaration et de traitement
- Le nombre de paiement, leur montant et le délai
- L'inflation

Application au calcul de l'ajustement pour risque

Fréquence simulée par année de survivance

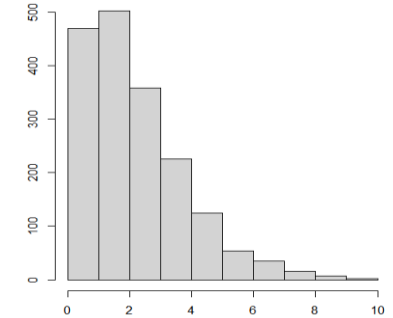


Nombre de paiements en fonction du montant

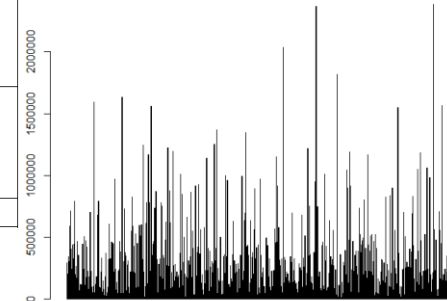


Module	Loi	Paramètres
Fréquence des sinistres	Poisson	90
Montant des sinistres	Weibull	Shape = 0.667 ; Scale = 119350
Délai de déclaration	Weibull	Shape = 1.31 ; Scale = 2.32
Délai de traitement	Weibull	Shape = 2.47 ; Scale = 10.669
Nombre de paiements	<ul style="list-style-type: none"> Si montant < Q1, $\mathbb{P}(\text{Nombre} = 1) = \mathbb{P}(\text{Nombre} = 2) = \frac{1}{2}$ Si $Q1 \leq \text{montant} \leq Q3$, $\mathbb{P}(\text{Nombre} = 2) = 1/3$ et $\mathbb{P}(\text{Nombre} = 3) = 2/3$ Si non, la distribution est géométrique $G(1/2)$ tradlatée de 4 	
Montant des paiements partiels	Beta conditionnelle au nombre de paiements	<ul style="list-style-type: none"> Nombre de paiement = 2 ou 3 $Beta(\alpha, \beta)$ d'espérance $\frac{1}{\text{nombre de paiements}}$ et de variance 0.10 Paiement ≥ 4 Les 2 derniers paiements en % du montant total : $1 - Beta(\alpha, \beta)$ d'espérance 0.05 et de variance 0.2 L'avant-dernier paiement : $Beta(\alpha, \beta)$ d'espérance 0.9 et de variance 0.03 Les autres suivent le cas précédent (paiement = 2 ou 3)
Délai entre les paiements partiels	Weibull	Shape : paramètre qui permet d'obtenir une espérance égale au $\frac{\text{Délai de clôture moyen (9.46)}}{\text{Nombre de paiements}}$ Scale = 3.128794
Inflation	$f(t) = (1 + \alpha)^t$	$\alpha = 2\%$

Histogramme des délais de déclaration



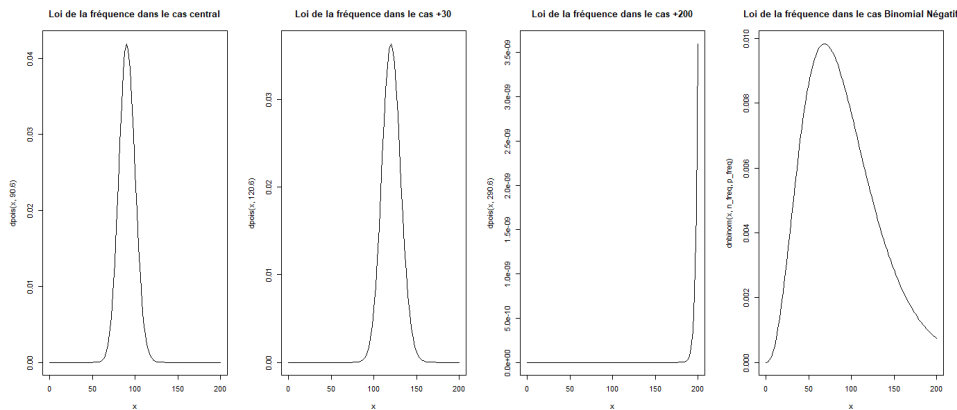
Représentation des montants individuels



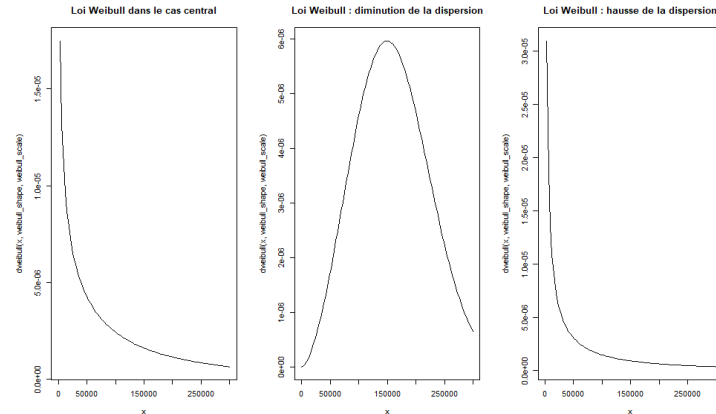
Sinistres

Sensibilités

• Fréquence



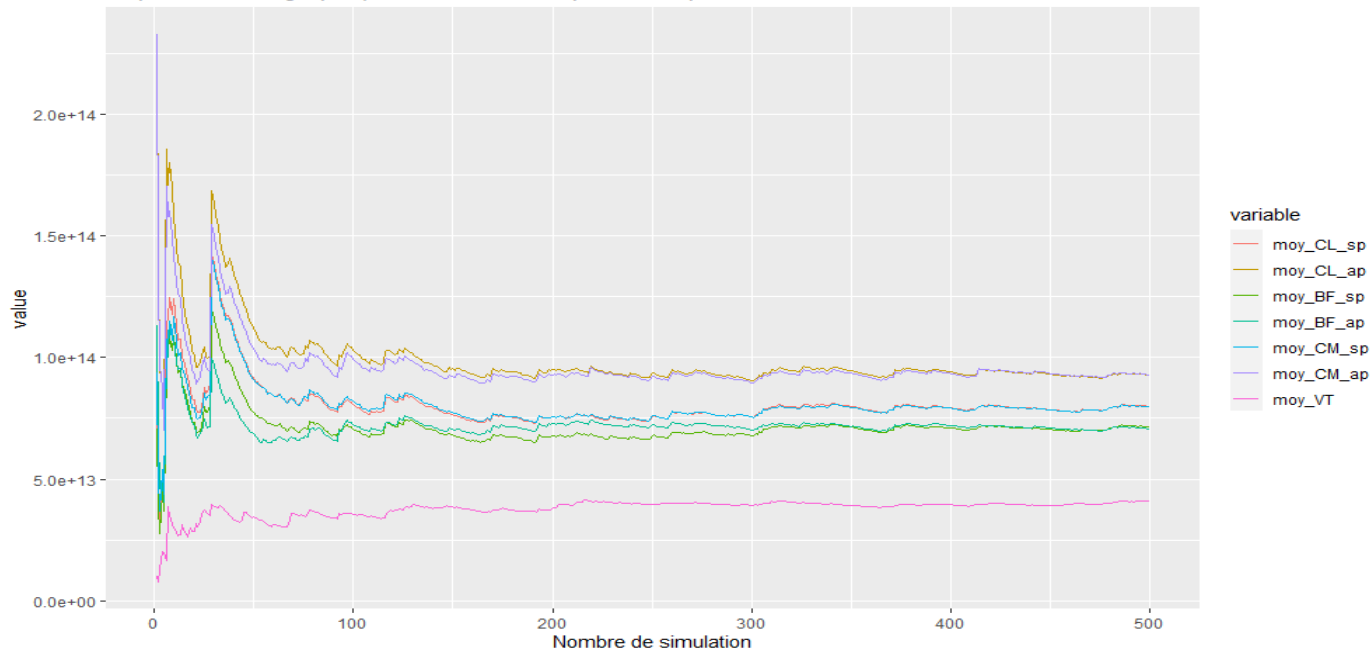
• Coût



Module	Cas central	Sensibilité 1	Sensibilité 2
Fréquence (lambda)	90,6	120,6	290,6
Coût (shape)	0,667	2,667	0,417
Délai de déclaration (moyenne)	2,14	1,14	0,14
Délai de traitement (moyenne)	9,46	7,46	5,46
Inflation future	Constante à 2%	Constante à 5%	Suivant les projections macroéconomiques

Méthode centrale

Représentation graphique des erreurs de prédiction par méthode en fonction du nombre de simulation



L'ajustement pour risque

- **Principes généraux**

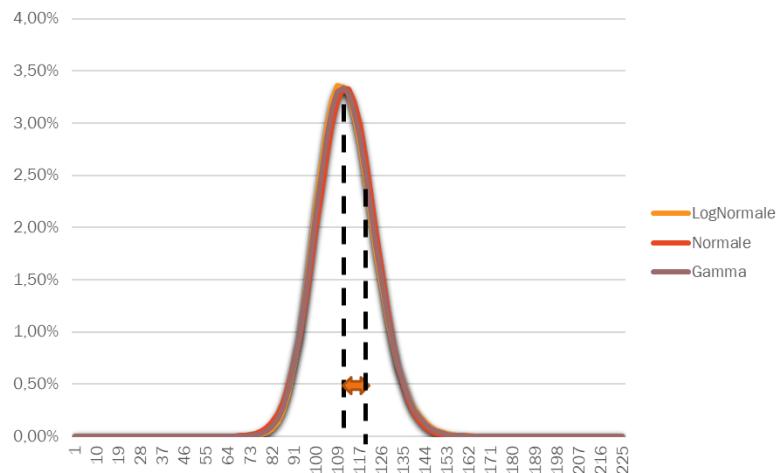
- Cohérence avec le niveau de risque
- Cohérence avec la durée des engagements
- Cohérence avec les données
- Cohérence avec la sévérité

- **Lois utilisées**

- Loi lognormale
- Loi normale
- Loi gamma

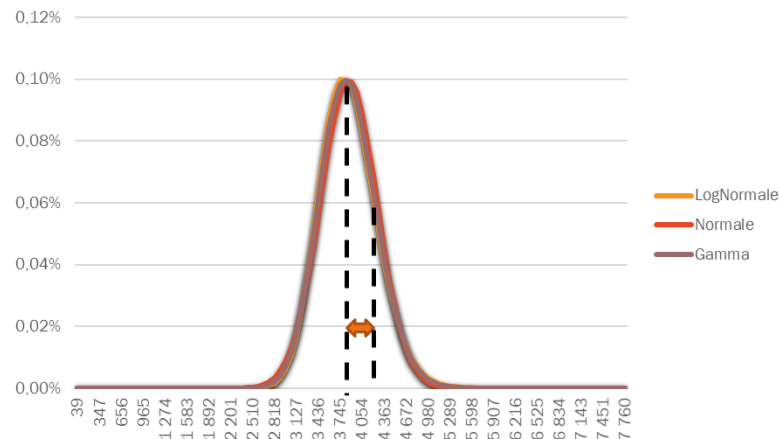
Calcul de l'ajustement pour risque

Distribution des provisions - classe "Attritional"



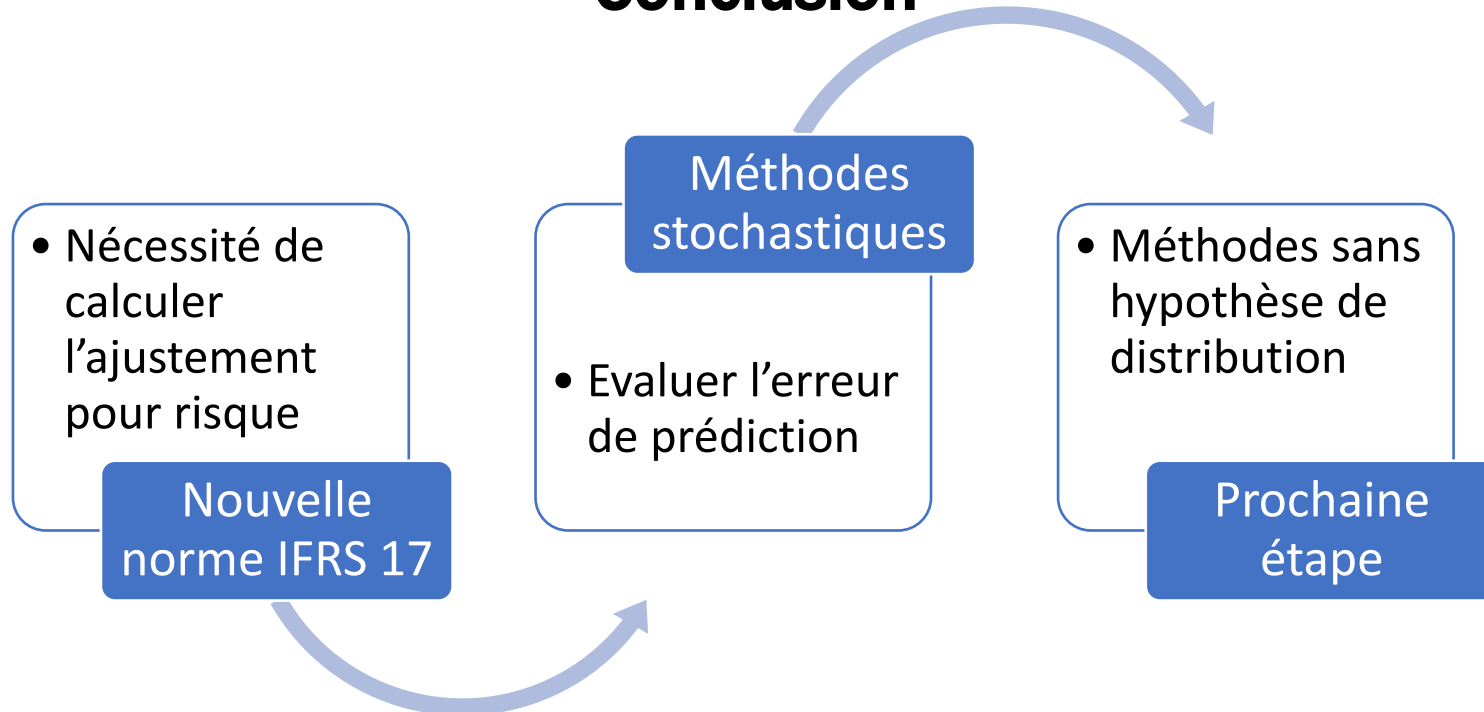
Mesure de risque	Niveau de quantile	Loi Lognormale	Loi Normale	Loi Gamma
VaR	80%	9,81	10,06	9,92

Distribution des provisions - classe "Exceptionnelle"



Mesure de risque	Niveau de quantile	Loi Lognormale	Loi Normale	Loi Gamma
VaR	80%	328,90	337,22	332,55

Conclusion



Merci de votre attention

Avez-vous des questions ?