

Mathématiques actuarielles IARD-1  
ACT-2005  
Notes de cours

Gabriel Crépeault-Cauchon  
Nicholas Langevin

14 novembre 2018

# Table des matières

<b>I</b>	<b>Matière pour l'examen partiel</b>	<b>1</b>
<b>1</b>	<b>Quantités des distributions à connaître</b>	<b>2</b>
1.1	Moments . . . . .	2
1.4	Queue de distribution . . . . .	5
1.4.1	Classification selon les moments . . . . .	5
1.4.2	Classification selon les comportements limites des ailes de distribution . . . . .	5
1.4.3	Classification basée sur la fonction de Hazard . . . . .	6
<b>2</b>	<b>Fréquence et sévérité avec modifications aux contrats</b>	<b>7</b>
2.2	Deductibles . . . . .	7
2.2.1	Ordinary deductible . . . . .	7
2.2.2	Franchise deductible . . . . .	9
2.3	Loss Elimination Ratio . . . . .	10
2.4	Policy Limits . . . . .	12
2.4.1	Définitions . . . . .	12
2.4.2	Fonctions reliées . . . . .	12
2.5	Coassurance, deductible et limites . . . . .	13
<b>3</b>	<b>Estimation de données complètes</b>	<b>14</b>
3.2	Estimation de données complètes . . . . .	14
3.2.1	Estimation de la fonction de répartition empirique . . . .	14
3.2.2	<i>Cumulative hazard-rate function</i> . . . . .	15
3.2.3	Notation à utiliser pour la distribution empirique . . . .	16
3.2.4	Estimateur de Nelson Åalen . . . . .	16
3.3	Distribution empirique avec données groupées . . . . .	17
3.3.1	Fonction OGIVE . . . . .	17

<b>4</b>	<b>Estimation de données modifiées</b>	<b>20</b>
4.1	Point estimation . . . . .	20
4.1.1	Définitions importante . . . . .	20
4.2	Espérance, Variance et et intervalle d'estimation . . . . .	22
<b>II</b>	<b>Matière pour l'examen final</b>	<b>23</b>
<b>5</b>	<b>Continuous models (5)</b>	<b>24</b>
5.1	Multiplication par une constante . . . . .	24
5.2	Raising to a power . . . . .	25
5.3	Exponentiation . . . . .	26
5.4	Mélanges . . . . .	26
5.5	Frailty models . . . . .	27
5.6	Splicing . . . . .	28
<b>6</b>	<b>Modèle de perte agrégée (9)</b>	<b>29</b>
6.1	Modèle composé (fréquence-sévérité) pour les pertes agrégées	29

## Résumé

Ce document résume les notes de cours prises en classe dans le cours de Mathématiques actuarielles IARD-1, ainsi que des notions prises du livre *LOSS MODELS - From Data to Decisions*, 4<sup>th</sup> edition.

# Première partie

Matière pour l'examen partiel

# Chapitre 1

## Quantités des distributions à connaître

Chapitre 3 du Loss Models

### 1.1 Moments

**Raw moments** On représente le  $k^{\text{e}}$  moment par  $\mu'_k$ , soit

$$\mu'_k = \text{E} \left[ X^k \right] \quad (1.1)$$

**Moments centraux** Le  $k^{\text{e}}$  moment central est représenté par

$$\mu_k = \text{E} \left[ (X - \mu)^k \right] \quad (1.2)$$

#### Exemple 1.1.1 Quelques exemples de moments centraux



La variance est le 2<sup>e</sup> moment central :

$$\text{Var}(X) = \mu_2 = \text{E} \left[ (X - \mu)^2 \right]$$

Le 3<sup>e</sup> moment centré, qui est utilisé pour calculer le coefficient d'asymétrie :

$$\mu_3 = \text{E} \left[ (X - \mu)^3 \right]$$

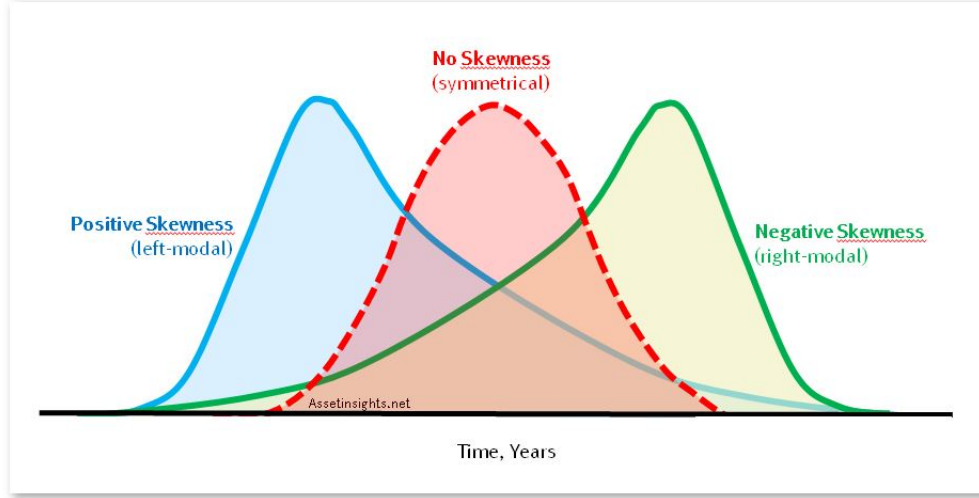
**Coefficient de variation**

$$CV = \frac{\sigma}{E[X]} \quad (1.3)$$

**Coefficient d'asymétrie** Le coefficient d'asymétrie, aussi appelé *skewness*, est défini par

$$\gamma_1 = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad (1.4)$$

Soit le 3<sup>e</sup> moment standardisé. Si  $S_k = 0$ , alors la distribution tend vers une loi normale, telle qu'on le voit sur la figure ci-dessous :



**Coefficient d'applatissage** Le coefficient d'applatissage, aussi appelé *Kurtosis*, se définit par

$$\text{Kurtosis} = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \quad (1.5)$$

Cette quantité permet de mesurer l'épaisseur de l'aile (*tail*) de la distribution. Si  $E[z^4] = 3$ , alors la distribution tend vers une loi normale  $N(\mu, \sigma^2)$ .

**Mean Excess Loss** On définit la variable aléatoire  $Y^P$ , qui représente le montant de perte en excès d'un déductible  $d$ , sachant que la perte est au delà de ce montant. On peut définir l'espérance des coûts de cette variable aléatoire :

$$e(d) = E[Y^P] = E[X - d | X \geq d] = \frac{\int_d^\infty S_X(x)}{S_X(d)} \quad (1.6)$$

Note : cette variable est dite tronquée à gauche et *shifted*. On entend parfois aussi *Per-payment*

**Left censored and shifted variable** Soit la v.a.  $Y^L$ , qui représente le montant payé par l'assureur *par perte*. La variable est donc dite *censurée à gauche et shifted*. On peut aussi en calculer l'espérance :

$$E[Y^L] = E[(X - d)_+] = \int_d^\infty (x - d)f_X(x)dx \quad (1.7)$$

De plus, on peut facilement déduire la relation suivante :

$$E[(X - d)_+] = e(d)(1 - F_X(d))$$

**Limited Loss Variable** Finalement, on peut définir la variable  $Y$ , qui représente le paiement de l'assureur avec une limite de  $u$  à la police. Son espérance est définie par

$$E[X \wedge u] = \int_0^u f_X(x)dx \quad (1.8)$$

À l'aide d'intégration par partie, on peut trouver la forme suivante :

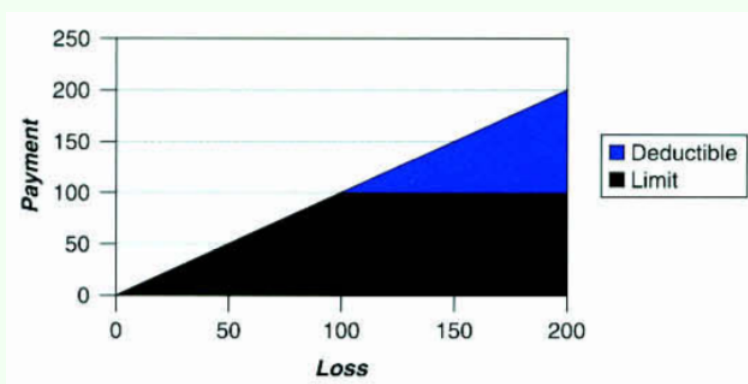
$$E[X \wedge u] = \int_0^u S_X(x)dx$$

La v.a.  $Y$  est dite *censurée à droite et shifted*

### Exemple 1.1.2 lien entre le déductible et la limite



On peut faire le lien entre le déductible et la limite :





## 1.4 Queue de distribution

### 1.4.1 Classification selon les moments

- › On peut déterminer si une distribution a une *heavy-tail* en vérifiant si ses moments existent.
- › On peut aussi comparer des distributions entre-eux en utilisant des quantités standardisées, telles que le Coefficient de variation, le coefficient d'asymétrie (*skewness*) ou encore le coefficient d'aplatissement (*Kurtosis*)

### 1.4.2 Classification selon les comportements limites des ailes de distribution

- › On peut faire le ratio de deux distributions avec leurs fonction de survie ( $S(x)$ ) ou leur fonction  $f$  de densité pour vérifier laquelle des 2 a la plus grosse aile de distribution (*tail*).
1. Sois  $f_1(x)$  une fonction tels que les 3 premiers moment existe :  $E[x^4] = \infty$
  2. Sois  $f_2(x)$  une fonction tels que les 2 premiers moment existe :  $E[x^2] = \infty$

Alors,

$$\lim_{x \rightarrow \infty} r(x) = \frac{f_1(x)}{f_2(x)} = \begin{cases} \infty, & f_1(x) \text{ a une aile plus lourde que } f_2(x) \\ 0, & f_2(x) \text{ a une aile plus lourde que } f_1(x) \end{cases}$$

#### Exemple 1.4.1

Sois  $f_{x_1}(x_1) \sim \text{pareto}(\alpha, \theta)$  et  $f_{x_2}(x_2) \sim \text{gamma}(\alpha, \lambda)$

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} r(x) &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{f_{x_1}(x_1)}{f_{x_2}(x_2)} \\ &= \frac{\frac{\alpha \theta^\alpha}{(x+\theta)^{\alpha+1}}}{\lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}} \\ &= C \frac{e^{-\lambda x}}{x^{\alpha-1} (x+\theta)^{\alpha+1}} \\ &= \infty \end{aligned}$$

La pareto a une queue plus lourde que la gamma

### 1.4.3 Classification basée sur la fonction de Hazard

#### Définition 1.4.1 Hazard rate function



La fonction de hazard (aussi appelée force de mortalité ( $\mu(x)$ ) ou le failure rate ( $\lambda(x)$ ), est définie par

$$h_X(x) = \frac{f_X(x)}{S_X(x)} \quad (1.9)$$

On peut aussi exprimer la fonction  $h_X(x)$  comme

$$h_X(x) = -\ln(S_X(x))$$

Soit une distribution ayant fonction de densité  $f_X(x)$  et fonction de hazard  $h_X(x)$ . Alors,

- › Si  $h(x) \nearrow$ , *light-tailed*
- › Si  $h(x) \searrow$ , *heavy-tailed*
- › Note : on peut aussi comparer les distributions entre-elles : si une distribution voit son  $h_1(x)$  augmenter plus rapidement que l'autre (i.e.  $h_2(x)$ ), alors la deuxième distribution a une aile de distribution plus lourde.

# Chapitre 2

## Fréquence et sévérité avec modifications aux contrats

Chapitre 8 du Loss Models

### 2.2 Déductibles

#### 2.2.1 Ordinary deductible

##### Définition

Soit un contrat d'assurance avec déductible  $d$ . Lors d'une perte, l'assureur va payer tout montant en excédent du montant  $d$ . Alors, pour la variable *per-payment*,

$$Y^L = (X - d)_+ = \begin{cases} 0 & , X \leq d \\ X - d & , X > d \end{cases} \quad (2.1)$$

$$Y^P = (X - d)_+ = \begin{cases} \text{Non-défini} & , X \leq d \\ X - d & , X > d \end{cases} \quad (2.2)$$

##### Fonctions reliées

Et on peut aussi déduire toutes les fonctions qui y sont reliées :

$$f_{Y^P}(y) = \frac{f_X(y + d)}{S_X(d)}$$

$$S_{Y^P}(y) = \frac{S_X(y + d)}{S_X(d)}$$

$$F_{Y^P}(y) = \frac{F_X(y + d) - F_X(d)}{S_X(d)}$$

$$h_{Y^P}(y) = h_X(y + d)$$

Pour la v.a.  $Y^L$  *per-loss*<sup>1</sup>,

$$f_{Y^L}(y) = f_X(y + d)$$

$$S_{Y^L}(y) = S_X(y + d)$$

$$F_{Y^L}(y) = F_X(y + d)$$

## Espérance

$$\mathbb{E}[Y^L] = \mathbb{E}[(X - d)_+] = \mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[X \wedge d] \quad (2.3)$$

$$\mathbb{E}[Y^P] = \frac{\mathbb{E}[(X - d)_+]}{S_X(d)} = \frac{\mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[X \wedge d]}{S_X(d)} \quad (2.4)$$

---

1. Il est à noter que la fonction de Hazard n'est pas définie à 0.

Cette espérance s'appelle la prime *Stop-Loss*, et elle est définie par

$$\begin{aligned}
E[Y] &= E[(X - d)_+] \\
&= \int_d^\infty (x - d)f(x)dx \\
&= \underbrace{\int_d^\infty xf(x)dx}_{\text{Intégration par partie}} - d \int_d^\infty f(x)dx \\
&= -xS(x) \Big|_d^\infty + \int_d^\infty S(x)dx - dS(d) \\
&= 0 - (-dS(d)) + \int_d^\infty S(x)dx - dS(d) \\
&= \int_d^\infty S(x)dx
\end{aligned}$$

## 2.2.2 Franchise deductible

### Définitions

Lorsque la perte dépasse le deductible franchise de montant  $d$ , l'assureur assume l'entière des coûts<sup>2</sup>. Pour la v.a.  $Y^L$ , on a

$$Y^L = \begin{cases} 0 & , X \leq d \\ X & , X > d \end{cases}$$

Pour la v.a.  $Y^P$ ,

$$Y^P = \begin{cases} \text{non-défini} & X \leq d \\ X & , X > d \end{cases} \quad (2.5)$$

### Fonctions reliées

Les fonctions de la v.a.  $Y^L$  sont

$$f_{Y^L}(y) = \begin{cases} F_X(d) & , y = 0 \\ f_X(y) & , y > 0 \end{cases}$$

---

2. On voit plus souvent ce type de deductible dans un contexte d'invalidité : si on est absent plus d'un certain nombre de jours du travail, on se fait rembourser toutes ses absences en salaire.

$$F_{Y^L}(y) = \begin{cases} F_X(d) & , 0 < y \leq d \\ F_X(y) & , y \geq d \end{cases}$$

$$S_{Y^L}(y) = \begin{cases} S_X(d) & , 0 < y \leq d \\ S_X(x) & , y > d \end{cases}$$

$$h_{Y^L}(y) = \begin{cases} h_X(d) & , 0 < y \leq d \\ h_X(x) & , y > d \end{cases}$$

Pour la fonction  $Y^P$  (*per-payment*),

$$f_{Y^P}(y) = \frac{f_X(d)}{S_X(d)}$$

$$F_{Y^P}(y) = \begin{cases} F_X(d) & , y = 0 \\ F_X(d) & , 0 < y \leq d \\ \frac{F_X(y) - F_X(d)}{S_X(d)} & , y > d \end{cases}$$

$$S_{Y^P}(y) = \begin{cases} 1 & , 0 \leq y \leq d \\ \frac{S_X(y)}{S_X(d)} & , y > d \end{cases}$$

$$h_{Y^P}(y) = \begin{cases} 0 & , 0 < y \leq d \\ h_X(y) & , y > d \end{cases}$$

**Espérance**

$$\mathbb{E}[Y^L] = \mathbb{E}[(X - d)_+^F] = \mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[X \wedge d] + dS_X(d) \quad (2.6)$$

$$\mathbb{E}[Y^P] = \mathbb{E}[(X - d)_+^F] = \frac{\mathbb{E}[X] - \mathbb{E}[X \wedge d]}{S_X(d)} + d \quad (2.7)$$

## 2.3 Loss Elimination Ratio

### Définition 2.3.1 Loss Eliminating Ratio



Le Loss Eliminating Ratio ( $LER$ ), nous permet d'obtenir le pourcentage de perte qu'on ne paiera pas grâce au déductible  $d$  :

$$LER = \frac{E[X] - E[(X - d)_+]}{E[X]}$$

Mais on sait que

$$E[(X - d)_+] = E[X] - E[X \wedge d]$$

Alors,

$$LER = \frac{E[X \wedge d]}{E[X]} \quad (2.8)$$

**Note sur l'inflation** Il arrive en exercice qu'on nous demande de comparer ce ratio avec et sans inflation. Soit un contrat avec  $r$  % d'inflation. Alors, on peut trouver  $E[(X - d)_+]$  qui tient compte de cette inflation :

$$E[(X - d)_+] = (1 + r) \left( E[X] - E\left[X \wedge \frac{d}{1+r}\right] \right)$$

*Démonstration.*

$$E[Y] = (1 + r) \int_{\frac{d}{1+r}}^{\infty} x f_X(x) dx - d \int_{\frac{d}{1+r}}^{\infty} f_X(x) dx$$

En ajoutant un terme,

$$\begin{aligned} &= (1 + r) \underbrace{\int_0^{\frac{d}{1+r}} x f_X(x) dx}_{E[X]} + \int_{\frac{d}{1+r}}^{\infty} x f_X(x) dx - \underbrace{\int_0^{\frac{d}{1+r}} x f_X(x) dx - \frac{d}{1+r} \int_{\frac{d}{1+r}}^{\infty} f_X(x) dx}_{E\left[X \wedge \frac{d}{1+r}\right]} \\ &= E[X] - E\left[X \wedge \frac{d}{1+r}\right] \end{aligned}$$

□

## 2.4 Policy Limits

### 2.4.1 Définitions

Soit un contrat d'assurance où il est conclu que l'assureur débourse un maximum de  $u$  dans le montant de la perte. Ce type de modification au contrat crée une v.a. *censurée à droite*, i.e. le montant déboursé est maximisé à  $u$ . On définit  $Y$  comme étant

$$Y = \begin{cases} X & , X \leq u \\ u & , Y > u \end{cases} \quad (2.9)$$

### 2.4.2 Fonctions reliées

On peut déduire les fonctions reliées suivantes :

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(y) & , y < u \\ S_X(u) & , y = u \end{cases}$$

$$F_Y(y) = \begin{cases} F_X(y) & , y \leq u \\ 1 & , y > u \end{cases}$$

**Note sur l'inflation** Si on a  $r$  % d'inflation, alors

$$E[X \wedge u] = (1 + r)E\left[X \wedge \frac{u}{1 + r}\right]$$

*Démonstration.*

$$\begin{aligned} E[Y] &= \int_0^{\frac{u}{1+r}} (1+r)x f_X(x) dx + u \int_{\frac{u}{1+r}}^{\infty} f_X(x) dx \\ &= (1+r) \int_0^{\frac{u}{1+r}} x f_X(x) dx + S_X\left(\frac{u}{1+r}\right) \\ &= (1+r) \left( \int_0^{\frac{u}{1+r}} x f_X(x) dx + \frac{u}{1+r} S_X\left(\frac{u}{1+r}\right) \right) \\ &= (1+r)E\left[X \wedge \frac{u}{1+r}\right] \end{aligned}$$

□



## 2.5 Coassurance, déductible et limites

### Définitions

Le livre nous donne une fonction de perte qui englobe 4 éléments en même temps : l'inflation, les déductibles, la coassurance<sup>3</sup> et les limites de police. Pour la v.a.  $Y^L$ ,

$$Y^L = \begin{cases} 0 & , x < \frac{d}{1+r} \\ \alpha \left( (1+r)x - d \right) & , \frac{d}{1+r} \leq x < \frac{u}{1+r} \\ \alpha(u-d) & , x \geq \frac{u}{1+r} \end{cases} \quad (2.10)$$

et pour  $Y^P$ ,

$$Y^L = \begin{cases} \text{Non-défini} & , x < \frac{d}{1+r} \\ \alpha \left( (1+r)x - d \right) & , \frac{d}{1+r} \leq x < \frac{u}{1+r} \\ \alpha(u-d) & , x \geq \frac{u}{1+r} \end{cases} \quad (2.11)$$

### Espérance

$$\mathbb{E}[Y^L] = \alpha(1+r) \left( \mathbb{E} \left[ X \wedge \frac{u}{1+r} \right] - \mathbb{E} \left[ X \wedge \frac{d}{1+r} \right] \right) \quad (2.12)$$

$$\mathbb{E}[Y^P] = \frac{\mathbb{E}[Y^L]}{S_X \left( \frac{d}{1+r} \right)} \quad (2.13)$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Y] &= \int_{\frac{d}{1+r}}^{\frac{u}{1+r}} ((1+r)x - d) f_X(x) dx + \int_{\frac{u}{1+r}}^{\infty} (u-d) f_X(x) dx \\ &= (1+r) \left( \mathbb{E} \left[ X \wedge \frac{u}{1+r} \right] - \mathbb{E} \left[ X \wedge \frac{d}{1+r} \right] \right) \end{aligned}$$

---

3. Dans ce type de contrat, la compagnie paie une proportion  $\alpha$  de la perte, et le  $(1-\alpha)$  restant est assumé par le titulaire de la police.

# Chapitre 3

## Estimation de données complètes

Chapitre 11 du Loss Models

### 3.2 Estimation de données complètes

#### 3.2.1 Estimation de la fonction de répartition empirique

On cherche à estimer  $F(t)$  ou  $S(t)$ , lorsque nos données sont complètes (i.e.  $x_1, \dots, x_n$  qui sont *iid*). Alors, l'estimateur non paramétrique pour  $F(t)$  :

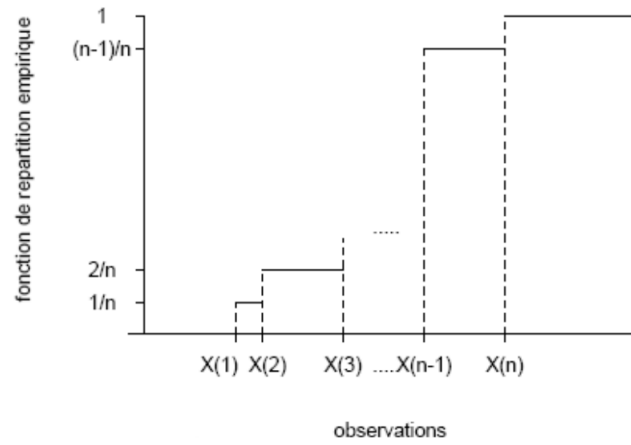
$$F_n(t) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{1}_{\{x_i \leq t\}} \quad (3.1)$$

où  $\mathbb{1}_{\{\cdot\}}$  représente une fonction indicatrice.

$F_n(t)$  aura donc la forme suivante :

$$F_n(t) = \begin{cases} 0 & , t < x_{(1)} \\ \frac{1}{n} & , x_{(1)} \leq t < x_{(2)} \\ \frac{2}{n} & , x_{(2)} \leq t < x_{(3)} \\ \dots & \\ 1 & , t \geq x_{(n)} \end{cases} \quad (3.2)$$

où  $t \in [0, x_{(n)}]$ .



### Remarques

- (1) Lorsque  $F_n(t) \rightarrow F(t)$ , alors
- (2) Puisqu'on a

$$\sum_{i=1}^n 1_{[x_i \leq t]} \sim \text{Bin}(n, \Pr(X \leq t))$$

Alors,

$$\begin{aligned} E[F_n(t)] &= \frac{1}{n} n F(t) \\ &= F(t) \quad (\text{C'est un estimateur sans biais}) \\ \text{Var}(F_n(t)) &= \frac{1}{n^2} n F(t) S(t) \\ &= \frac{F(t) S(t)}{n} \\ &\underset{n \rightarrow \infty}{=} 0 \end{aligned}$$

### 3.2.2 Cumulative hazard-rate function

On utilise cette fonction pour pouvoir réussir à estimer la fonction de densité et le *hazard rate* empirique. En effet, puisque la distribution empirique est

discrète, on ne peut pas dériver  $F_n(x)$  pour obtenir  $f_n(x)$  et  $h_n(x)$ . La fonction de hazard cumulative se définit par

$$H_X(x) = -\ln S_X(x) \quad (3.3)$$

### 3.2.3 Notation à utiliser pour la distribution empirique

- ›  $y_1 < y_2 < \dots < y_k$  : les  $k$  valeurs uniques qui apparaissent dans l'échantillon de  $n$ . **Note :**  $k \leq n$ .
- ›  $s_j$  : nombre de fois que l'observation  $y_j$  est observée dans l'échantillon. On a

$$\sum_{j=1}^k s_j = 1$$

- ›  $r_j$  : nombre d'observations qui sont plus grandes ou égales à  $y_j$ . On a

$$r_j = \sum_{i=j}^k s_i$$

- › Avec cette nouvelle notation, on peut ré-écrire la fonction de répartition empirique :

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & , x < y_1 \\ 1 - \frac{r_j}{n} & , y_{j-1} \leq x \leq y_j \quad j = 2, \dots, k \\ 1 & , x \geq y_k \end{cases} \quad (3.4)$$

### 3.2.4 Estimateur de Nelson Åalen

Pour pouvoir estimer la *Cumulative hazard-rate function*, on doit utiliser un estimateur qui se base sur la notation utilisée à la sous-section précédente, soit le *Nelson Åalen estimate* :

$$\hat{H}(x) = \begin{cases} 0 & , x < y_1 \\ \sum_{i=1}^{j-1} \frac{s_i}{r_i} & , y_{j-1} \leq x \leq y_j \quad j = 2, \dots, k \\ \sum_{i=1}^k \frac{s_i}{r_i} & , x \geq y_k \end{cases} \quad (3.5)$$

## 3.3 Distribution empirique avec données groupées

### 3.3.1 Fonction OGIVE

**CETTE MATIÈRE NE SERA PAS TESTÉE À L'EXAMEN intra A2018**

Dans certains contextes, on a  $n$  données qui sont groupées en intervalles. La fonction OGIVE permet d'interpoler entre 2 points  $c_{j-1}$  et  $c_j$ .

$$\begin{aligned} c_{j-1} &\leq x \leq c_j \\ F_n(c_{j-1}) &\leq F_n(x) \leq F_n(c_j) \end{aligned}$$

On peut déterminer la valeur empirique de  $F_n(x)$  aux bornes des classes, avec

$$F_n(x) = \frac{\sum_{i=1}^j n_i}{n}$$

où  $n_i$  est le nombre d'observations qui sont entre  $c_{j-1}$  et  $c_j$ . Toutefois, pour les valeurs entre deux bornes  $c_0 < c_1 < \dots < c_k$ , il faut approximer avec la fonction OGIV ci-dessous :

$$F_n^{\text{OGIVE}}(x) = \frac{c_j - x}{c_j - c_{j-1}} F_n(c_{j-1}) + \frac{x - c_{j-1}}{c_j - c_{j-1}} F_n(c_j) \quad (3.6)$$

#### Remarques

(1) Si  $x = c_{j-1}$ ,

$$F_n(c_{j-1}) = F_n^{\text{OGIVE}}(c_{j-1})$$

(2) Si  $x = c_j$ ,

$$F_n(c_j) = F_n^{\text{OGIVE}}(c_j)$$

(3) En dérivant (3.6), on obtient

$$\begin{aligned} f_n(x) &= \frac{\partial}{\partial x} F_x(x) \\ &= \frac{1}{c_j - c_{j-1}} F_x(c_j) - \frac{1}{c_j - c_{j-1}} F_n(c_{j-1}) \\ &= \frac{F_n(c_j) - F_n(c_{j-1})}{c_j - c_{j-1}} \end{aligned} \tag{3.7}$$

### Exemple 3.3.1 Fonction R ogive



Du package [actuar](#), on peut utiliser la fonction `ogive()` pour calculer les probabilités empiriques à des points précis de nos données lorsqu'elles sont groupées, mais aussi interpoler entre 2 valeurs :

```
## Fonction OGIVE du package actuar de Vincent Goulet
## Exemple numéro 5.2 du Loss Models
## page 68, 4e édition
library(actuar)

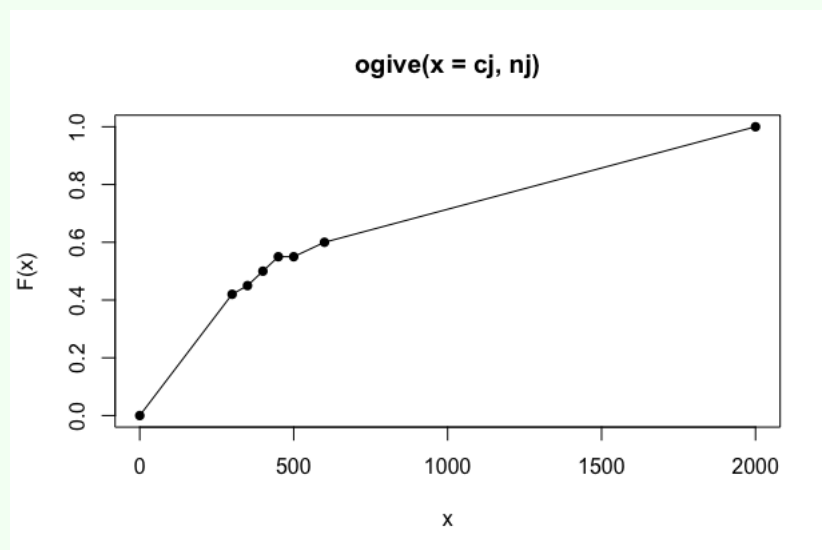
## On définit le vecteur cj des bornes et
## un vecteur nj des fréquences empiriques
# note : il faut forcer une borne supérieure
cj <- c(0, 300, 350, 400, 450, 500, 600, 2000)
nj <- c(42, 3, 5, 5, 0, 5, 40)

# On calcule la fonction ogive avec la fonction du même nom
Fn <- ogive(cj, nj)

y <- 500 / (1.1)^3
# On calcule la probabilité demandée
1 - Fn(y)
[1] 0.5243426

# On peut aussi faire un graphique de la
## fonction empirique OGIVE
plot(Fn)
```

Et on obtient le graphique suivant :



# Chapitre 4

## Estimation de données modifiées

Chapitre 12 du Loss Models

### 4.1 Point estimation

#### 4.1.1 Définitions importante

Un vocabulaire spécifique aux données modifiées est utilisé, soit



Définition	Terme anglais	Explication
Tronquée à gauche	<i>left truncated at d</i>	si la valeur observée est plus basse que $d$ , elle n'est pas enregistrée
Tronquée à droite	<i>right truncated at u</i>	si la valeur observée est plus grande que $u$ , elle n'est pas enregistrée
Censurée à gauche	<i>left censored at d</i>	si la valeur observée est plus basse que $d$ , on indique $d$ dans les données modifiées
Censurée à droite	<i>right censored at u</i>	si la valeur observée est plus grande que $u$ , on indique $u$ dans les données modifiées

**Note** : Il arrive aussi que les données soient *shifted at d*, ce qui veut dire qu'on soustrait  $d$  aux données (souvent en présence d'un déductible).

### Notation

- >  $y_1 < y_2 < \dots < y_k$  : les  $k$  valeurs uniques qui apparaissent dans l'échantillon.
- >  $x_j$  : la  $j^{\text{e}}$  données non-censurée qui apparaît dans l'échantillon
- >  $d_j$  : le montant auquel  $x_j$  est tronquée. Si il n'y a pas de troncage, alors  $d_j = 0$ .
- >  $u_j$  : la  $j^{\text{e}}$  données censurée qui apparaît dans l'échantillon.
- >  $r_j$  : nombre d'observations qui sont plus grandes ou égales à  $y_j$  (*risk set*)

$$r_j = \# \text{ of } x_i + \# \text{ of } u_i - (\# \text{ of } d_i \geq y_j)$$

›  $s_i$  : nombre de décès au temps  $i$ .

### Estimateur de Kaplan-Meier

Cet estimateur est une version modifiée de l'estimateur de Nelson-Åalen vu à la section 3.2.4. Avec l'information des données et en utilisant la notation vue à la sous-section précédente, on peut estimer la fonction de survie empirique :

$$\hat{S}_n(t) = \begin{cases} 1 & , 0 \leq t < y_1 \\ \prod_{i=1}^{j-1} \left( \frac{r_i - s_i}{r_i} \right) & , y_{j-1} \leq t < y_j \quad j = 2, \dots, k \\ \prod_{i=1}^k \left( \frac{r_i - s_i}{r_i} \right) & t \geq y_k \end{cases} \quad (4.1)$$

## 4.2 Espérance, Variance et intervalle d'estimation

### Contexte

On s'intéresse à l'espérance et la variance de la fonction de survie  $S_n$ , qui suite une binomiale (i.e.  $S_n(x) \sim \text{Bin}(n, S(x))$ ). Si on connaissait  $S(x)$ , on pourrait facilement déduire l'espérance et la variance avec les formules qu'on connaît. Toutefois, puisqu'on cherche souvent à estimer  $S(x)$ , il faudra aussi estimer l'espérance et la variance.

Section à compléter

**Deuxième partie**

**Matière pour l'examen final**

# Chapitre 5

## Continuous models (5)

### 5.1 Multiplication par une constante

Soit  $X$  la v.a. représentant les pertes et  $\theta$  un paramètre d'échelle (*scale parameter*). On peut définir la v.a.  $Y$  par

$$Y = \theta X$$

Alors,

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \Pr(Y \leq y) \\ &= \Pr(\theta X \leq y) \\ &= \Pr\left(X \leq \frac{y}{\theta}\right) \\ &= F_X\left(\frac{y}{\theta}\right) \end{aligned} \tag{5.1}$$

Et on peut aussi trouver que

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) \\ &= \frac{\partial}{\partial y} \left\{ F_X\left(\frac{y}{\theta}\right) \right\} \\ &= \frac{1}{\theta} f_X\left(\frac{y}{\theta}\right) \end{aligned} \tag{5.2}$$

**À noter** Si on doit appliquer une transformation impliquant une puissance (*raising to a power*, voir section [section 5.2](#)), on applique cette dernière transformation avant d'appliquer le paramètre d'échelle  $\theta$ .

## 5.2 Raising to a power

Soit  $X$  une v.a. représentant la perte avec une loi de probabilité quelconque et la v.a.  $Y$  tel que

$$Y = X^{\frac{1}{\tau}}$$

avec  $\tau > 0$ . On peut trouver  $F_Y(y)$  ainsi que  $f_Y(y)$  :

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \Pr(Y \leq y) \\ &= \Pr\left(X^{\frac{1}{\tau}} \leq y\right) \\ &= \Pr(X \leq y^\tau) \\ &= F_X(y^\tau) \end{aligned} \tag{5.3}$$

et

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) \\ &= \frac{\partial}{\partial y} F_X(y^\tau) \tau y^{\tau-1} f_X(y^\tau) \end{aligned} \tag{5.4}$$

**Note** On préfère toujours des paramètres positifs, donc on va ajuster les formules avec des constantes négatives dans certains cas.

### Exemple 5.2.1 Notation dans le livre *Loss Models*



La notation utilisée par le livre est la suivante :

- › si  $\tau > 0$  : *transformed*
- › si  $\tau = -1$  : *inverse*
- › si  $\tau < 0$  et  $\tau \neq -1$  : *inverse-transformed*

## 5.3 Exponentiation

Soit  $X$  une v.a. représentant la perte. On définit  $Y$  comme

$$Y = \exp(X)$$

Alors, on trouve

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= \Pr(Y \leq y) \\ &= \Pr(e^X \leq y) \\ &= \Pr(X \leq \ln y) \\ &= F_x(\ln y) \end{aligned} \tag{5.5}$$

et

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) \\ &= \frac{\partial}{\partial y} \{F_x(\ln y)\} \\ &= \frac{1}{y} f_x(\ln y) \end{aligned} \tag{5.6}$$

**Note** La loi Log-Normale est en fait une transformation exponentielle de la Loi Normale.

## 5.4 Mélanges

On peut créer des lois mélanges. En effet, il arrive qu'on ait une distribution dont l'un des paramètres est lui-même distribué aléatoirement selon une autre distribution, tel que

$$X|\Lambda \sim \text{une certaine loi}$$

$$\Lambda \sim \text{une autre loi (ou la même!)}$$

On peut trouver les fonctions de densité et de répartition de ces différentes lois :

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X|\Lambda}(x|\lambda) f_{\Lambda}(\lambda) d\lambda \tag{5.7}$$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} F_{X|\Lambda}(x|\lambda) f_{\Lambda}(\lambda) d\lambda \quad (5.8)$$

De plus, on peut trouver l'espérance et la variance de ces lois mélanges avec les théorèmes de l'espérance et la variance conditionnelle :

$$E[X] = E[E[X|\Lambda]] \quad (5.9)$$

$$Var(X) = E[Var(X|\Lambda)] + Var(E[X|\Lambda]) \quad (5.10)$$

## 5.5 Frailty models

Est sur le syllabus des examens professionnels, mais ne semble pas être à l'étude pour le cours IARD1 ...

Soit un paramètre  $\Lambda > 0$  (*frailty random variable*) qu'on va utiliser pour trouver la *hazard-rate* conditionnel  $h_{X|\Lambda}$  tel que

$$h_{X|\Lambda}(x|\lambda) = \lambda a(x) \quad (5.11)$$

où  $a(x)$  est une fonction quelconque et la distribution de  $\Lambda = \lambda$  est connu. Alors, on peut trouver la fonction de survie de  $S_{X|\Lambda}(x|\lambda)$  avec des des propriétés que l'on connaît :

$$\begin{aligned} S_{X|\Lambda}(x|\lambda) &= e^{-\int_0^x h_{X|\Lambda}(t|\lambda) dt} \\ &= e^{-\lambda A(x)} \\ &= M_{\Lambda}(-A(x)) \\ &= \mathcal{L}_{\Lambda}(A(x)) \end{aligned}$$

## 5.6 Splicing

Soit  $X_1, \dots, X_k$  les différentes distributions que peut prendre la v.a.  $X$  et  $\alpha_i$  la probabilité que  $X \sim X_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, k$ . Pour  $\sum \alpha_i = 1$ , on a donc

$$f_X(x) = \begin{cases} \alpha_1 f_1(x) & , c_0 < x < c_1 \\ \alpha_2 f_2(x) & , c_2 < x < c_2 \\ \dots & \\ \alpha_k f_k(x) & , c_{k-1} < x < c_k \end{cases}$$

**Note** Dans un problème, on peut soit demander de calculer la fonction de répartition à un certain point, ou encore nous demander de trouver les coefficients  $\alpha_i$  en connaissant les différentes fonctions de répartition et les probabilités rattachées.



# Chapitre 6

## Modèle de perte agrégée (9)

### 6.1 Modèle composé (fréquence-sévérité) pour les pertes agrégées

On définit les variables aléatoires suivantes :

- ›  $S$  : Perte totale pour le portefeuille au complet ;
- ›  $N$  : Nombre de réclamations observées dans l'intervalle de temps. (**fréquence**) ;
- ›  $X_1, \dots, X_n$  : Montant de perte relié à la  $i^{\text{e}}$  réclamation (**sévérité**).<sup>1</sup>

On a donc

$$S = X_1 + \dots + X_n$$

et on peut trouver diverses quantités, tel que la fonction de répartition :

$$F_S(x) = \sum_{n=0}^{\infty} F_X^{*n}(x) \Pr(N = n) \quad (6.1)$$

où  $F_X^{*n} = \Pr(X_1 + \dots + X_n \leq x)$ .

On peut aussi obtenir la fonction génératrice des moments :

$$\mathcal{M}_S(t) = \mathcal{P}_N(\mathcal{M}_X(t)) \quad (6.2)$$

---

1. Les  $X_i$  sont iid et indépendants de  $N$ .

L'espérance et la variance peuvent être obtenues avec les propriétés d'espérance et variance conditionnelle :

$$\begin{aligned}
 E[S] &= E[E[S|N]] \\
 &= E\left[E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right]\right] \\
 &= E\left[\sum_{i=1}^n E[X_i]\right] \\
 &\stackrel{iid}{=} E[NE[X]] \\
 &= E[N] E[X]
 \end{aligned} \tag{6.3}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(S) &= \text{Var}(E[S|N]) + E[\text{Var}(S|N)] \\
 &= \text{Var}\left(E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right]\right) + E\left[\text{Var}\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)\right] \\
 &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^n E[X_i]\right) + E\left[\sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)\right] \quad , \text{ par indépendance des } X_i \\
 &\stackrel{iid}{=} \text{Var}(NE[X]) + E[N\text{Var}(X)] \\
 &= E[X]^2 \text{Var}(N) + E[N] \text{Var}(X)
 \end{aligned} \tag{6.4}$$

# Chapitre 7

## Frequentist estimation

### 7.1 Méthode des moments