

# ACT-2001 : Introduction à l'actuariat II

Radu Mitric

E-mail : [ilie-radu.mitric@act.ulaval.ca](mailto:ilie-radu.mitric@act.ulaval.ca)

Hiver 2021

cours : mercredi 13h30-15h20 et jeudi 9h30-10h20, en ligne, sur  
Zoom

ateliers : mercredi 15h30-16h20 et jeudi 10h30-11h20, en ligne  
(Alec Van Rassel)

## Sujets abordés

- Notions supplémentaires sur la théorie des probabilités
- Mesures de risque, notamment mesures de risque de type VaR
- Méthodes de simulation stochastique
- Modélisation des risques individuels en assurance IARD
- Mutualisation des risques
- Principes de calcul de la prime majorée
- Applications en assurance de personnes et IARD

# Évaluation

- Examen I, en présentiel, 45% : mercredi - le 10 mars, de 13h30 à 16h20.
- Examen II, en présentiel, 45% : mercredi - le 28 avril, de 13h30 à 16h20.
- Deux travaux pratiques (7.5% chacun) : 26 février et 23 avril.
  
- Calculatrices : consulter le portail du cours.

# Chapitre I : Notions supplémentaires sur la théorie des probabilités

- Soit une variable aléatoire (v.a.)  $X$ . Sa fonction de répartition est

$$F(x) = F_X(x) = \mathbb{P}[X \leq x]$$

- Une fonction de répartition possède les propriétés suivantes :

- $0 \leq F(x) \leq 1$  pour chaque  $x$ .
- $F(x)$  est non-décroissante.
- $F(x)$  est continue à droite, i.e.,  $\lim_{x \rightarrow a+} F(x) = F(a)$ .
- $F(-\infty) = 0$  et  $F(\infty) = 1$ .

- Sa fonction de survie est  $\bar{F}(x) = 1 - F(x) = \mathbb{P}[X > x]$

## Variable aléatoire discrète

- X est discrète si elle prend un nombre fini ou dénombrable des valeurs dans un ensemble de nombre réels  $A = \{x_1, x_2, \dots\}$ 
  - On définit sa fonction de masse

$$p_X(x) = \mathbb{P}[X = x],$$

qui satisfait

$$0 \leq p_X(x) \leq 1, \quad \sum_{x \in A} p_X(x) = 1.$$

- Sa fonction de répartition  $F_X(x)$  est une fonction en escalier.

■

$$E[X] = \sum x_i \mathbb{P}[X = x_i] = \sum x_i p_X(x_i)$$

$$E[g(X)] = \sum g(x_i) \mathbb{P}[X = x_i] = \sum g(x_i) p_X(x_i)$$

## Variable aléatoire continue

- Une v.a.  $X$  est continue si sa fonction de répartition est continue (et différentiable sauf un nombre fini ou dénombrable des points).
- Sa fonction de densité est

$$f_X(x) = \frac{d}{dx}F_X(x)$$

Alors,

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt$$

- La fonction de densité satisfait :
  - $f(x) \geq 0, \forall x$
  - $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

# Remarques



$$E[h(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)f_X(x)dx.$$

■  $f(x) \neq \mathbb{P}[X = x]$ ;

■ for très petit  $\varepsilon$ ,

$$\mathbb{P}\left[a - \frac{\varepsilon}{2} \leq X \leq a + \frac{\varepsilon}{2}\right] = \int_{a - \frac{\varepsilon}{2}}^{a + \frac{\varepsilon}{2}} f(t)dt \approx \varepsilon f(a).$$

■ ... ou  $f(x)dx \approx \mathbb{P}[x < X \leq x + dx]$

## Exemple 1.1

(à faire en classe)

## Variable aléatoire mixte

- est une combinaison d'une v.a. continue et une v.a. discrète.
- est une variable aléatoire continue avec quelques points de masse.

### Remarque 1.1

Si  $h$  est une fonction et  $X$  est une v.a. (continue, discrète ou mixte) avec fonction de répartition  $F_X$ , alors

$$E[h(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) dF_X(x).$$

en utilisant l'intégrale de Stieltjes (Riemann-Stieltjes)



## L'intégrale de Stiltjes (Riemann-Stiltjes)

### Définition 1.2

Soit une fonction  $g$  réelle bornée, dérivable sur la suite d'intervalles  $(D_i)_{i \leq k}$  et discontinue aux points  $(x_j)_{j \leq k}$ . Soit  $f$  une fonction réelle. On définit « l'intégrale de Stiltjes » de  $f$  par rapport à  $g$ , sur l'ensemble  $\mathcal{A} = \cup D_i \cup \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$ , notée

$$\int_{\mathcal{A}} f(x) dg(x) = \sum_{j=1}^k \int_{D_j} f(x) g'(x) dx + \sum_{i=1}^m f(x_i) [g(x_i) - g(x_i^-)].$$

- L'intégrale de Stiltjes est une généralisation de l'intégrale de Riemann.
- L'intégrale de Stiltjes n'existe pas si  $f$  et  $g$  possèdent un point de discontinuité commun.

## Propriétés :

- Si la fonction  $g$  est continue et différentiable sur  $[a, b]$ , alors

$$\int_a^b f(x)dg(x) = \int_a^b f(x)g'(x)dx$$

- On a

$$\int_a^b f(x)dg(x) = f(b)g(b) - f(a)g(a) - \int_a^b g(x)df(x),$$

et l'existence d'une intégrale implique l'existence de l'autre.

- Si  $h$  est une fonction et  $X$  est une v.a. (continue, discrète ou mixte) avec fonction de répartition  $F_X$ , alors

$$E[h(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)dF_X(x).$$

## Exemple 1.2

(à faire en classe)

## L'espérance ; la variance

- L'espérance d'une variable aléatoire est linéaire :

$$\mathbb{E}[ag(X) + bh(X)] = a\mathbb{E}[g(X)] + b\mathbb{E}[h(X)]$$

- Variance :  $V[X] = \mathbb{E}[(X - \mu_X)^2]$ .

- Conséquence :

$$V[X] = \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 \text{ et}$$

- $V[aX + b] = a^2V[X]$ .

## L'espérance d'une v.a. non-négative

■ Si  $X$  est non-négative, continue et sa espérance existe, on a

$$E[X] = \int_0^{+\infty} x f_X(x) dx$$

et aussi

$$E[X] = \int_0^{+\infty} \bar{F}_X(x) dx$$

## L'espérance d'une v.a. non-négative

- Si  $X$  est non-négative, discrète (sur  $A=\{0, 1, 2, \dots\}$ ) et sa espérance existe, on a

$$E[X] = \sum_{j=0}^{\infty} j p_X(j)$$

et aussi

$$E[X] = \sum_{k=0}^{\infty} \bar{F}_X(k)$$

## Moment d'ordre $n$ ; fonctions génératrices

- Le moment d'ordre  $n$  de la v.a.  $X$  est définie comme  $E[X^n]$
- Le moment centré d'ordre  $n$  de la v.a.  $X$  est définie comme  $E[(X - \mu_X)^n]$
- La fonction génératrice des moments (f.g.m.) de  $X$  est définie comme

$$M_X(t) = E[e^{tX}]$$

- et la fonction génératrice des probabilités (f.g.p.) de  $X$  est définie comme

$$P_X(t) = E[t^X],$$

pour tout  $t$  où l'espérance existe.

- D'habitude (mais pas toujours !!), la f.g.m. est utilisée pour des v.a. continues et la f.g.p. est utilisée pour des v.a. discrètes.
- Pour certains v.a., le moment d'ordre  $n$  ou f.g.m. ou f.g.p. n'existent pas.

## Propriétés

- Lien entre f.g.m et f.g.p.

$$M_X(t) = P_X(e^t) \quad \text{et} \quad P_X(t) = M_X(\ln t)$$

- Sachant la f.g.m. ou la f.g.p., on peut trouver les moments d'ordre  $n$  :

$$\mathbb{E}[X^k] = \frac{d^k}{dt^k} M_X(t) |_{t=0}$$

et

$$P'_X(1) = \mathbb{E}[X], \quad P''_X(1) = \mathbb{E}[X(X-1)], \quad P'''_X(1) = \mathbb{E}[X(X-1)(X-2)], \dots$$



## Exemple 1.3

(à faire en classe)

## Fonction quantile

### Définition 1.3

Soit un risque  $X$  et un niveau de probabilité  $p \in (0, 1)$ . Alors nous définissons la fonction inverse  $F_X^{-1}$  de  $F_X$  par

$$\begin{aligned} F_X^{-1}(p) &= \inf\{x \in R | F_X(x) \geq p\} \\ &= \sup\{x \in R | F_X(x) < p\} \end{aligned}$$

Illustration (à faire en classe) :