

Théorie de la ruine

Esterina Masiello

Institut de Science Financière et d'Assurances
Université Lyon 1

Premières Journées Actuarielles de Strasbourg

6-7 octobre 2010

En résumé...

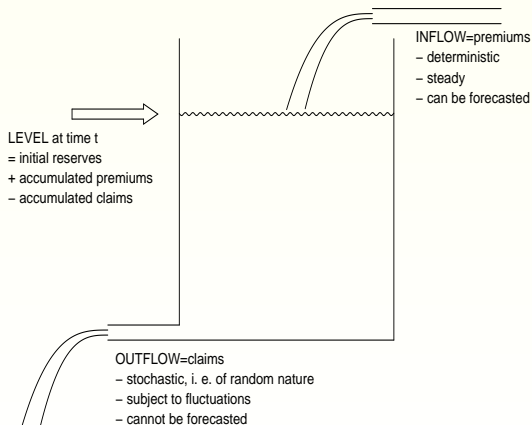
- **Modèle classique** de la théorie de la ruine
- Quelques possibles **extensions** du modèle classique
- Théorie du risque en **multivarié**

Qu'est-ce que c'est que la théorie de la ruine ?

La théorie de la ruine (également appelée théorie du risque) concerne :

- l'évaluation de probabilités de réalisations d'événements défavorables pour une compagnie d'assurance;
- différents problèmes d'optimisation:
 - allocation de réserve
 - stratégie de versement de dividendes ou d'imposition (au sens de la fiscalité)
 - investissement dans des actifs risqués
 - programme de réassurance
 - ...

Comment décrire les richesses de la compagnie ?



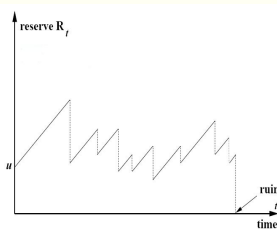
Modèle classique de la théorie du risque



F. Lundberg (1903)



H. Cramér



$$R_t = u + ct - \sum_{i=1}^{N(t)} X_i \quad t \geq 0$$

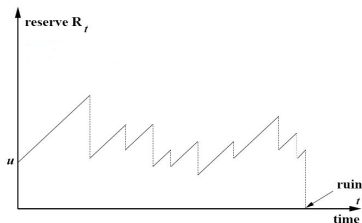
$u \geq 0$ montant initial des réserves de l'assureur

$c > 0$ taux instantané de prime

X_i montant du i -ème sinistre (v.a. i.i.d. de f.d.r. F)

$N(t)$ processus de Poisson homogène (λ)

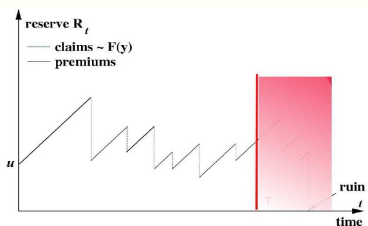
Probabilité de ruine



Probabilité de ruine **en temps infini**:

$$\psi(u) = P \left(\inf_{t \geq 0} R_t < 0 \mid R_0 = u \right)$$

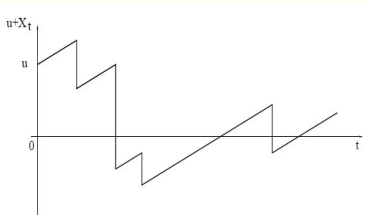
Probabilité de ruine (ctd.)



Probabilité de ruine **en temps fini**:

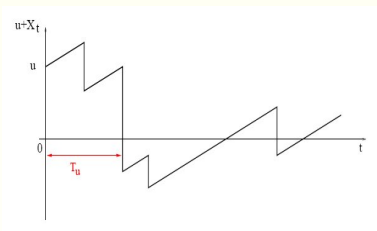
$$\psi(u, T) = P \left(\inf_{0 \leq t \leq T} R_t < 0 \mid R_0 = u \right)$$

Mesures de risque



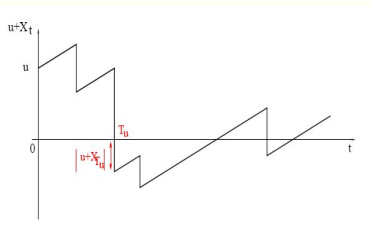
- l'instant de ruine $T_u = \inf\{t > 0, u + X_t < 0\}$, avec $X_t = ct - S_t$,
- la sévérité de la ruine $|u + X_{T_u}|$, ou le couple $(T_u, |u + X_{T_u}|)$,
- le temps passé en-dessous de zéro entre la première ruine et le rétablissement $T'_u - T_u$, où $T'_u = \inf\{t > T_u, u + X_t = 0\}$,
- la sévérité de la ruine maximale $(\inf_{t>0} u + X_t)$

Mesures de risque



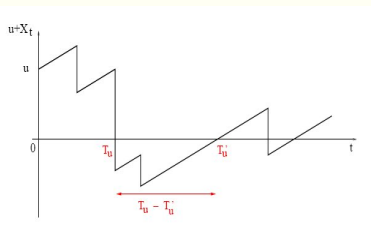
- l'instant de ruine $T_u = \inf\{t > 0, u + X_t < 0\}$, avec $X_t = ct - S_t$,
- la sévérité de la ruine $|u + X_{T_u}|$, ou le couple $(T_u, |u + X_{T_u}|)$,
- le temps passé en-dessous de zéro entre la première ruine et le rétablissement $T'_u - T_u$, où $T'_u = \inf\{t > T_u, u + X_t = 0\}$,
- la sévérité de la ruine maximale $(\inf_{t>0} u + X_t)$,

Mesures de risque



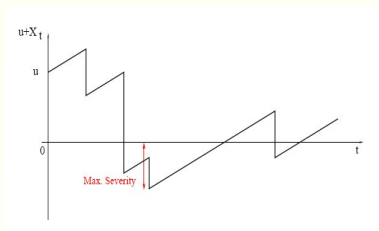
- l'instant de ruine $T_u = \inf\{t > 0, u + X_t < 0\}$, avec $X_t = ct - S_t$,
- la sévérité de la ruine $|u + X_{T_u}|$, ou le couple $(T_u, |u + X_{T_u}|)$,
- le temps passé en-dessous de zéro entre la première ruine et le rétablissement $T'_u - T_u$, où $T'_u = \inf\{t > T_u, u + X_t = 0\}$,
- la sévérité de la ruine maximale $(\inf_{t>0} u + X_t)$,

Mesures de risque



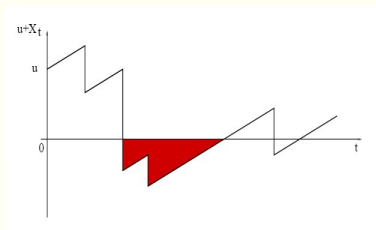
- l'instant de ruine $T_u = \inf\{t > 0, u + X_t < 0\}$, avec $X_t = ct - S_t$,
- la sévérité de la ruine $|u + X_{T_u}|$, ou le couple $(T_u, |u + X_{T_u}|)$,
- le temps passé en-dessous de zéro entre la première ruine et le rétablissement $T'_u - T_u$, où $T'_u = \inf\{t > T_u, u + X_t = 0\}$,
- la sévérité de la ruine maximale $(\inf_{t>0} u + X_t)$,

Mesures de risque



- l'instant de ruine $T_u = \inf\{t > 0, u + X_t < 0\}$, avec $X_t = ct - S_t$,
- la sévérité de la ruine $|u + X_{T_u}|$, ou le couple $(T_u, |u + X_{T_u}|)$,
- le temps passé en-dessous de zéro entre la première ruine et le rétablissement $T'_u - T_u$, où $T'_u = \inf\{t > T_u, u + X_t = 0\}$,
- la sévérité de la ruine maximale ($\inf_{t>0} u + X_t$),

Mesures de risque (ctd.)



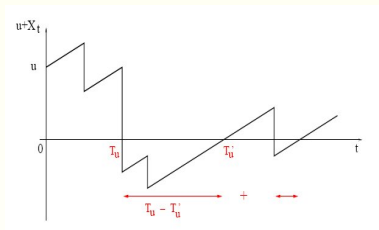
- e) la sévérité agrégée de la ruine jusqu'au rétablissement

$$J(u) = \int_{T_u}^{T'_u} |u + X_t| dt$$

- f) le temps total passé en-dessous de zéro

$$\tau(u) = \int_0^{+\infty} 1_{\{u+X_t < 0\}} dt$$

Mesures de risque (ctd.)



- e) la sévérité agrégée de la ruine jusqu'au rétablissement

$$J(u) = \int_{T_u}^{T'_u} |u + X_t| dt$$

- f) le temps total passé en-dessous de zéro

$$\tau(u) = \int_0^{+\infty} 1_{\{u+X_t < 0\}} dt$$

Pour calculer ψ ...

Pour le calcul de ψ , on dispose de:

- **Solutions exactes** (modèle d'Erlang, ...)
- **Méthodes numériques** (Inversion de la transformée de Laplace, équations différentielles et intégrales, ...)
- **Approximations** (Modèle de Poisson composé, ...)
- **Bornes et inégalités** → inégalité de Lundberg:

$$\psi(x) \leq e^{-Rx}$$

avec R le *coefficient d'ajustement*.

Et dans le cas de distributions à queues lourdes...

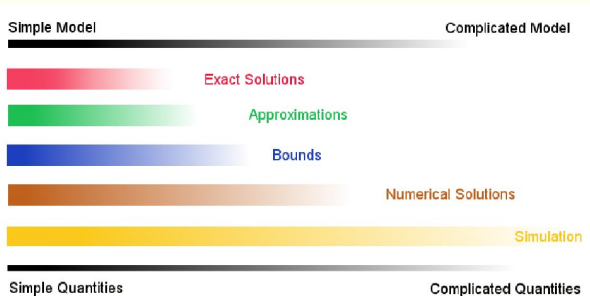
Théorème. Si $F^s \in \mathcal{S}$, alors

$$\lim_{u \rightarrow \infty} \frac{\psi(u)}{\bar{F}^s(u)} = \frac{E(X)}{cE(T) - E(X)}$$

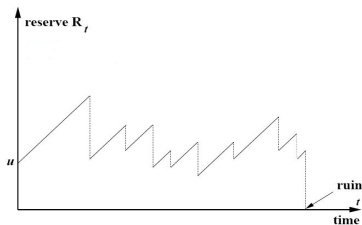
En particulier, lorsque la loi du montant de sinistre individuel est à variation régulière, dans le modèle Poisson-composé, on a

$$\psi(u) \sim \frac{\lambda}{c - \lambda\mu} \frac{1}{\alpha - 1} u^{-\alpha+1}$$

Compromis pour la calculabilité

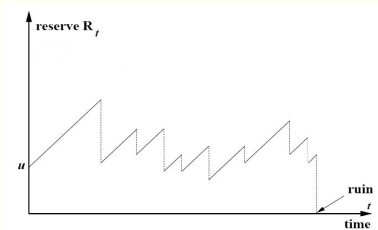


Quelques extensions du modèle classique



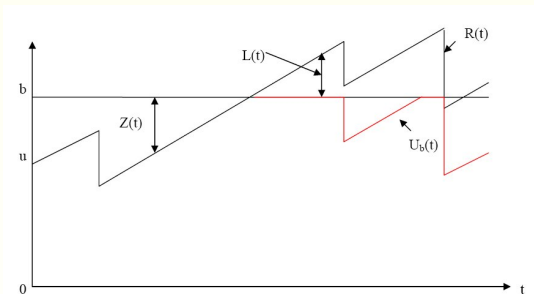
- **Modèle de Sparre-Andersen** : $N(t)$ est un processus de renouvellement (temps inter-sinistres i.i.d.)
- **processus ponctuels plus généraux**
- **réassurance**

Quelques extensions du modèle classique (ctd)



- modélisation de la composante d'investissement:
 - inflation
 - investissement sur le marché financier
 - paiement de taxes
- politique de versements de dividendes aux actionnaires
- dépendance

Politique de versement de dividendes

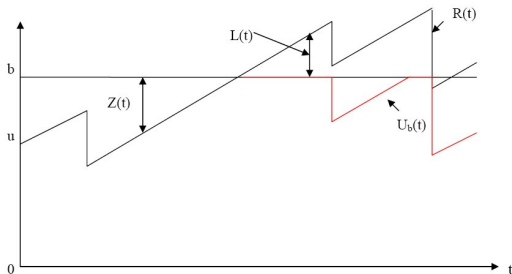


Soit $X(t) = S(t) - ct$ (avec $S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$). Le cumul des dividendes versées jusqu'au temps t est

$$L_t = - \inf_{0 \leq s \leq t} \{b - u + X(s)\}^-$$

Soit $Z(t) = b - u + X(t) + L(t)$.

Politique de versement de dividendes (ctd.)



Alors

$$U_b(t) = b - Z(t)$$

est le processus donné par la stratégie qui consiste à limiter supérieurement le surplus de la compagnie à la valeur b en versant sous forme de dividendes l'excès par rapport à b .

Modulation par un processus d'environnement Markovien

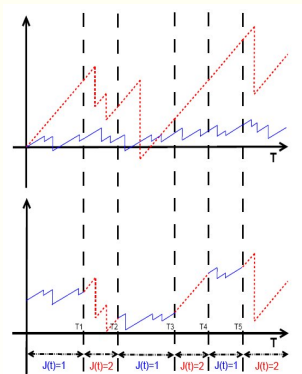


Figure: Exemple d'un processus de risque modulé, avec deux états (rouge et bleu) (source: Loisel (2010)).

Probabilité de ruine et Solvabilité II

- Le matelas de sécurité, appelé **SCR (Solvency Capital Requirement)** devrait en théorie permettre d'atteindre un niveau de sécurité correspondant à une probabilité de ruine à horizon d'un an inférieure à **0.5%**.
- Dans une démarche (appelée **ERM, Enterprise Risk Management**) de gestion globale des risques qui pèsent sur une entreprise, il est toutefois pertinent de considérer conjointement les réserves propres à chaque branche d'activité ou à chaque filiale. Cela conduit à s'intéresser à la fois à des probabilités de ruine dans un cadre univarié et multivarié.

Et en multivarié...

On considère d ($d > 1$) branches d'activité :

- filiales différentes
- secteurs d'activité différents
 - assurance santé
 - habitation
 - automobile
 - responsabilité civile
 - ...
- activités (différentes ou identiques) dans différents pays ou régions

Sources de corrélation entre branches

- l'influence du climat, des marchés financiers, de la répression et de la prévention routière, ou d'autres paramètres peuvent avoir un impact sur la fréquence de sinistres. Cela correspond à la **modulation du processus d'arrivée des sinistres par un processus représentant l'état de variables d'environnement commun aux branches d'activité**;
- un événement unique peut induire des sinistres dans plusieurs branches d'activités différentes. Le modèle le plus classique pour prendre en compte cette éventualité est le **modèle de chocs communs de Poisson**.

Un peu de notation

- Les **montants des sinistres** $\{\mathbf{Z}_k, k \geq 1\}$ forment une suite de vecteurs aleatoires *i.i.d.* à valeurs dans \mathbb{R}^d
- $N_t = \#\{n \geq 1 : T_n \leq t\}$ est le **nombre de sinistres survenus jusqu'au temps t**



$$T_0 = 0, \quad T_n = W_1 + \cdots + W_n$$

où $\{W_k, k \geq 1\}$ est une suite de variables aleatoires *i.i.d.*

- $\{\mathbf{Z}_k, k \geq 1\}$ est **independent** de $\{W_k, k \geq 1\}$

Le processus de renouvellement multivarié

$$\mathbf{R}_t = u\mathbf{b} + t\mathbf{p} - \sum_{k=1}^{N_t} \mathbf{Z}_k$$

- u est le capital initial
- \mathbf{b} : $\mathbf{b} \in (0, 1]^d$ et $b^{(1)} + \dots + b^{(d)} = 1$
- $u\mathbf{b}$ détermine l'allocation de capital aux différentes branches (la branche j dispose du capital initial $ub^{(j)}$)
- $\mathbf{p} \in (0, \infty)^d$ est le taux de prime constant

La probabilité de ruine multivariée selon Cai et Li (2007)

$$\Psi_{sum}(\mathbf{u}, T) = P\left(\exists t \in [0, T], \sum_{j=1}^d R^{(j)}(t) < 0\right)$$

$$\Psi_{or}(\mathbf{u}, T) = P(\exists j \in [1, d], \exists t^j \in [0, T], R^{(j)}(t^j) < 0)$$

$$\Psi_{and}(\mathbf{u}, T) = P(\forall j \in [1, d], \exists t^j \in [0, T], R^{(j)}(t^j) < 0)$$

$$\Psi_{sim}(\mathbf{u}, T) = P(\exists t \in [0, T], \forall j \in [1, d], R^{(j)}(t) < 0)$$

La probabilité de ruine multivariée selon Hult et Lindskog (2006)

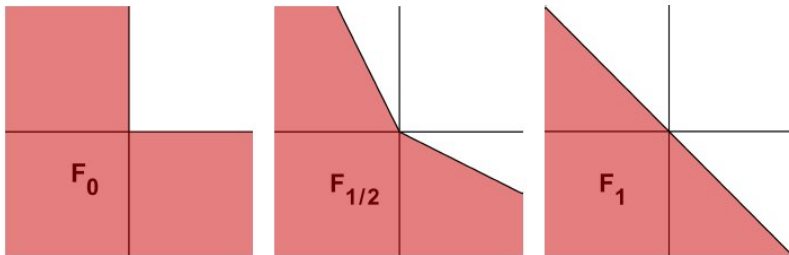
La ruine se vérifie si le processus de risque \mathbf{R}_t frappe un ensemble $F_\beta \subset \mathbb{R}^d$ appelé *ensemble ruine*

$$\psi_{d,F_\beta}(u) = P(\mathbf{R}_t \in F_\beta \text{ pour un } t \geq 0)$$

En *univarié* : $F = (-\infty, 0)$

En *multivarié*, diverses possibilités...

L'ensemble F_β



- Pour $\beta = 0$, les transferts de capitaux ne sont pas autorisés et donc $\Psi_{d,F_0} = \Psi_{or}$
- Pour $\beta = 1$, les transferts sont autorisés sans aucune restriction et $\Psi_{d,F_1} = \Psi_{sum}$

L'approche de Hult et Lindskog (2006)

Deux hypothèses clé:

- possibilité de transférer du capital entre branche d'activité
- \mathbf{Z} est à variation régulière, i.e. il existe $\alpha > 0$ et une mesure de probabilité σ sur la sphère unité $\mathbb{S}^{d-1} = \{\mathbf{x} \in \mathbb{R}^d : \|\mathbf{x}\| = 1\}$ telle que

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{P(\|\mathbf{Z}\| > zt, \mathbf{Z}/\|\mathbf{Z}\| \in S)}{P(\|\mathbf{Z}\| > t)} = z^{-\alpha} \sigma(S)$$

$\forall z > 0$ et ensemble de Borel $S \subset \mathbb{S}^{d-1}$ avec $\sigma(\partial S) = 0$.
 σ est appelée *mesure spectrale* de \mathbf{Z} .

La ruine se vérifie lorsque, malgré le transfert de capital, on n'arrive pas à résoudre une situation négative dans une ou plusieurs branches d'activité.

Une approximation de la probabilité de ruine multivariée

Hult et Lindskog (2006) ont démontré que si $\mathbf{Z} \in RV(\alpha, \mu)$ avec $\alpha > 1$ et si $\mathbf{c} = E(W)\mathbf{p} - E(\mathbf{Z}) \in (0, \infty)^d$ (chaque branche d'activité a un chargement de sécurité positif) et $E(W^\gamma) < \infty$, $\gamma > \alpha$, alors

$$\psi_{d,F}(u) \approx \int_0^\infty \mu(v\mathbf{c} + \mathbf{b} - F) dv u P(|\mathbf{Z}| > u)$$

où μ est une mesure sur $\mathbb{R}^d \setminus \{0\}$ liée à σ par

$$\mu(\mathbf{z} : |\mathbf{z}| > r, \mathbf{z}/|\mathbf{z}| \in S) = r^{-\alpha} \sigma(S)$$

pour $r > 0$ et $S \subset \mathbb{S}^{d-1}$.

Modèle de chocs communs de Poisson

Un événement unique peut induire des sinistres dans plusieurs branches d'activités différentes (exemple: ouragan).

- La partie “pertes en commun” :

$$\mathbf{C}_{0,t} = \sum_{k=1}^{N_{0,t}} \mathbf{Z}_{0,k}$$

où $\mathbf{Z}_{0,k} = \mathbf{a}Z_{0,k} = (a^{(1)}Z_{0,k}, \dots, a^{(d)}Z_{0,k})$ et $a^{(j)} \geq 0$.

- La partie “spécifique” à une branche d'activité : les sinistres arrivent à la branche j aux temps d'arrivée d'un processus de Poisson $(N_{j,t})_{t \geq 0}$ avec intensité λ_j et $Z_{j,k} = \sigma^{(j)}Z$, $j = 1, \dots, d$.

Le processus du montant total des sinistres

Le processus du montant total des sinistres est donné par

$$\mathbf{C}_t = \sum_{k=1}^{N_{0,t}} \mathbf{z}_{0,k} + \sum_{k=1}^{N_{1,t}} Z_{1,k} \mathbf{e}_1 + \cdots + \sum_{k=1}^{N_{d,t}} Z_{d,k} \mathbf{e}_d = \sum_{k=1}^{N_t} \mathbf{z}_k$$

où $N_t = N_{0,t} + \cdots + N_{d,t}$ est un processus de Poisson d'intensité $\bar{\lambda} = \lambda_0 + \cdots + \lambda_d$. De plus

$$\mathbf{z}_k \stackrel{d}{=} \mathbf{z}_{0,1} \delta_0(\xi) + Z_{1,1} \mathbf{e}_1 \delta_1(\xi) + \cdots + Z_{d,1} \mathbf{e}_d \delta_d(\xi)$$

où ξ est indépendant de $\mathbf{z}_{0,1}, Z_{1,1}, \cdots, Z_{d,1}$ et $P(\xi = k) = \frac{\lambda_k}{\bar{\lambda}}$ pour $k \in \{0, \dots, d\}$.

La probabilité de ruine

Pour le modèle de chocs communs de Poisson, la probabilité de ruine satisfait

$$\lim_{u \rightarrow \infty} \frac{\psi_{d, F_\beta}(u)}{uP(Z > u)} = \frac{\lambda_0}{\lambda} \frac{d^{\alpha-1}}{c(\alpha-1)} + \left(1 - \frac{\lambda_0}{\lambda}\right) \left(\frac{\beta(d-1)+1}{d}\right)^{-\alpha} \frac{1}{dc(\alpha-1)}$$

Conclusions

- La théorie du risque est un **domain de recherche important**
- **Interaction** avec de nombreuses branches des mathématiques
- **Liens** vers d'autres disciplines (théorie des files d'attente, finance, ...)

mais...

- **complexité de calcul**
- **trop peu de formules explicites**
- **hypothèses du modèle trop simples.**