On the left side of the slide, there are two overlapping geometric shapes: a blue parallelogram and a light green parallelogram, both tilted at an angle. The background of the slide is dark blue with diagonal lines.

Projet MF01 : Simulation du modèle de Lundberg Ruine en Assurance

Réalisé par :

Yannick ZIRIHI (MF01)

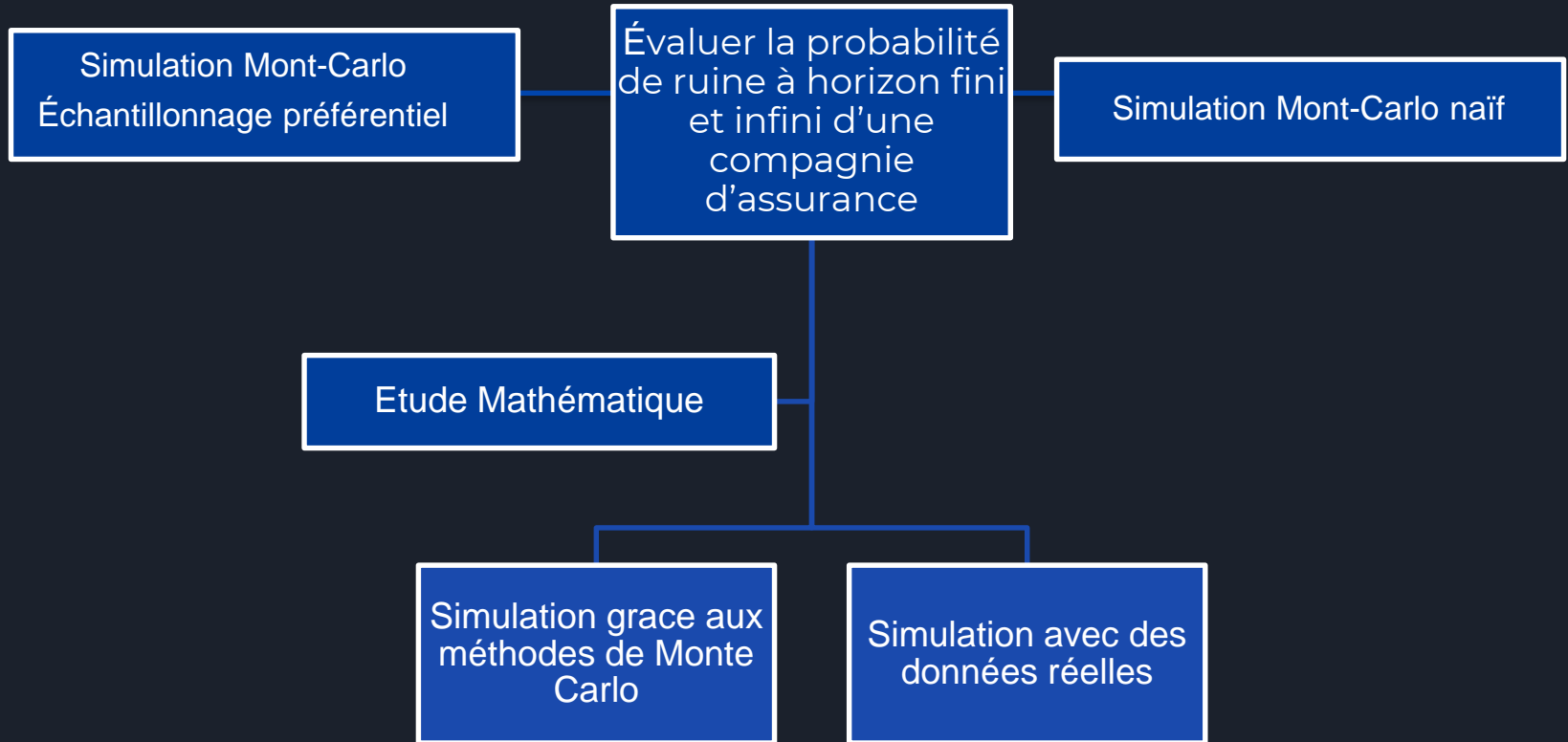
Adnane EL KASMI (MF01)

Aboubacar KOUROUMA (MF01)

Plan de Travail

- ❑ Cahier des charges
- ❑ Presentation du modele de risque Classique (Cramer-Lundberg)
- ❑ Les lois qui regissent le modele et leurs simulations
- ❑ Calcule et simulation de la probabilité de la ruine
- ❑ le travail en équipe

Objectifs du projet



Le cahier des charges

→ Etude théorique :

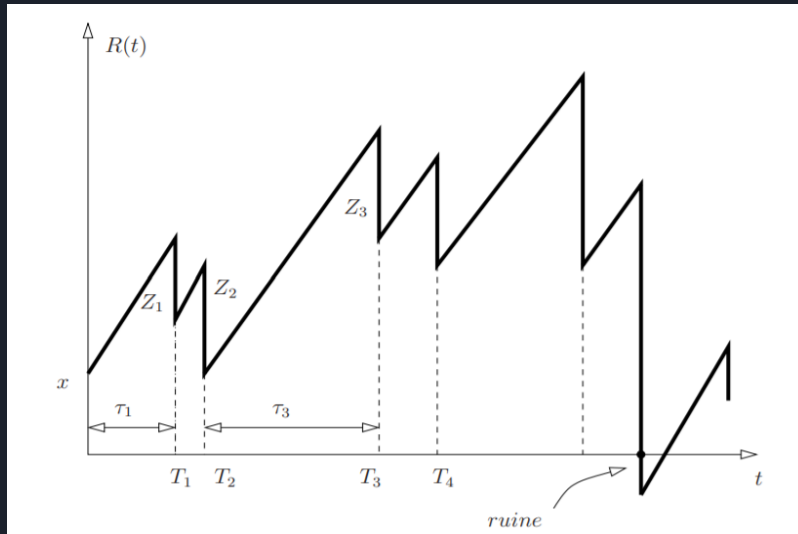
- Etude théorique des lois de probabilité qui sous-tendent le modèle de Lundberg (loi gamma ,loi exponentielle , loi de Pareto ,loi exponentielle composée).
- Etude de théorie de la transformation d'Esscher pour le calcul de la probabilité de la ruine.

→ Simulations :

- Simulation des différentes lois par la méthodes de Monte-Carlo.
- Simulation de la probabilité de la ruine.

Le modèle du risque Classique (Cramer-Lundberg)

$$R(t) = x + c.t - X(t) = x + c.t - \sum_{k=1}^{N_t} Z_k$$



- $R(t)$: la réserve à l instant t .
- x : la réserve à l'instant de départ.
- c : la prime d'assurance.
- $X(t)$: la somme des sinistres a l'instant t .
- N_t : le nombres de réclamations sur $[0, t]$.
- Z_k : le montant des sinistres.

Les lois qui regissent le modele et leurs simulations

$\{N(t), t \geq 0\}$: le processus de comptage du nombre de réclamation sur $[0, t]$

- τ_i l'instant d'arrivée d'un sinistre $\tau \hookrightarrow \text{poisson}(\lambda)$.
- $T_k = \sum_{i=0}^k \tau_i$ avec $n > 1$ T_n : l'inter-occurrence d'un sinistre.
- $N_t = \sum_{k=1}^{\infty} 1_{\{T_k \leq t\}} \hookrightarrow \text{poisson composée}(\lambda t)$.

Les lois qui regissent le modele et leurs simulations

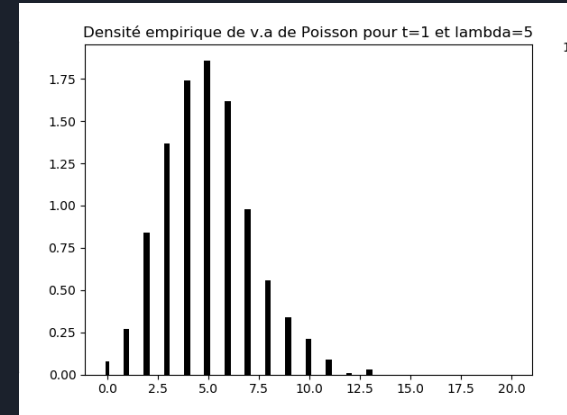
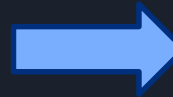
• Algorithme de simulation de v.a Exponentielle :

```
• function[ $\tau$ ] = V_A_Exponentielle( $\lambda$ )  
  ◦  $U = rand()$   
  ◦ set  $\tau = -\frac{1}{\lambda} \cdot \ln(1 - U)$   
• endfunction
```

• Algorithme de simulation de N_t :

```
• function[ $N_t$ ] = V_A_Processus_comptage( $\lambda, t, N$ )  
  ◦  $N_t = 0$   
  ◦  $T = 0$   
  ◦ for k = 1: N  
    ◦ for i = 1: k  
      ◦  $\tau(i) = V\_A\_Exponentielle(\lambda)$   
      ◦  $T = T + \tau(i)$   
    ◦ endfor  
    ◦ if  $T \leq t$   
      ◦  $N_t = N_t + 1$   
    ◦ endif  
  ◦ endfor  
• endfunction
```

Ici N représente un grand nombre pour remplacer l'infini.



Les lois qui regissent le modele et leurs simulations

Z_k : le montant des sinistres

- Processus à queue Fine: $Z_k \hookrightarrow \text{gamma}(\alpha, \beta)$ (accident de la route, visite chez le medecin)

• Algorithme de simulation de loi $\text{Gamma}(\alpha = n, \beta)$: $n \in \mathbb{N}$

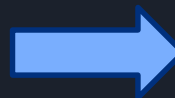
```
• function[X] = V_A_Gamma(n, β)
  ◦ Set Y = V_A_Exponentielle(λ)
  ◦ U = rand(), i = 1
  ◦ While i < n
    ◦ Y = Y - 1/λ * ln(1 - U)
    ◦ i = i + 1
  ◦ endwhile
  ◦ Set X = Y
• endfunction
```

• Algorithme de simulation de loi $\text{Gamma}(\alpha, \beta)$ par la méthode de Rejet :

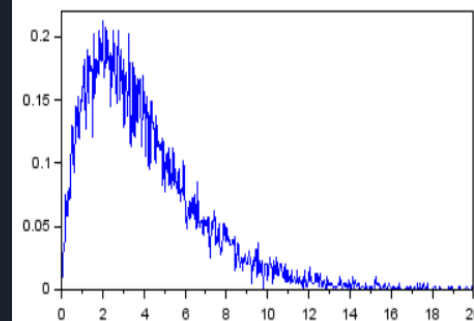
```
• function[X] = V_A_Gamma_Rejet(α, β)
  ◦ U = rand()
  ◦ Y = V_A_Gamma(n, δ)
  ◦ if U ≤ f_X(Y) / C * g_Y(Y)
    ◦ Set X = Y
  ◦ endif
• endfunction
```

• Algorithme de fonction de densité de loi $\text{Gamma}(\alpha, \beta)$:

```
• function[f] = f_Gamma(x, α, β)
  ◦ f_X(x) = β^α / Γ(α) * x^{α-1} * e^{-βx}
• endfunction
```



Simulation de loi gamma comme somme de lois exponentielles : alpha=2, beta=1/2



Les lois qui regissent le modele et leurs simulations

Z_k : le montant des sinistres

- Processus à queue Lourdes: $Z_k \hookrightarrow \text{Pareto}(\alpha, \beta)$ (les tremblements de Terre, La COVID-19)

• Algorithme de simulation de loi Pareto(a,b) :

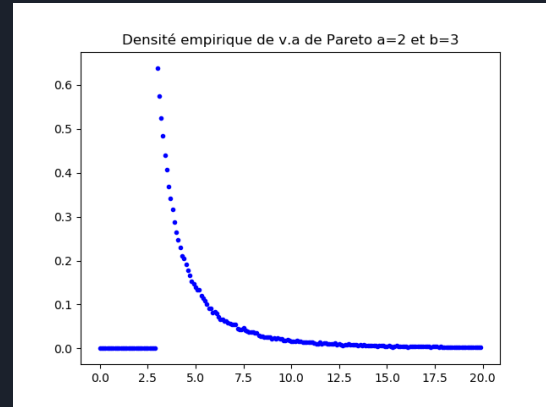
```

• function[X] = V_A_Pareto(a,b)
  ◦ U = rand()
  ◦ set X = b.(1 - u)-1/a
• endfunction
  
```

• Algorithme de simulation d'une chaine de v.a Pareto(a,b) :

```

• function[X] = Chaine_V_A_Pareto(a,b)
  ◦ for n = 1: Nmc
  ◦ X(n) = V_A_Pareto(a,b)
  ◦ endfor
• endfunction
  
```



Simulation de la reserve

• Algorithme de simulation de R_t à queues fines :

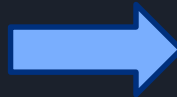
```

• function[Rt] = Rt_fines(c,x,λ,α,β,t)
  ○  $N_t = V\_A\_Poisson\_Compose(\lambda, t)$ 
  ○  $X = 0$ 
  ○ for  $k = 1:N_t$ 
    ○  $Z_k = V\_A\_Gamma(\alpha, \beta)$ 
    ○  $X = X + Z_k$ 
  ○ endfor
  ○ set  $Rt = x + c \cdot t - X$ 
• endfunction
    
```

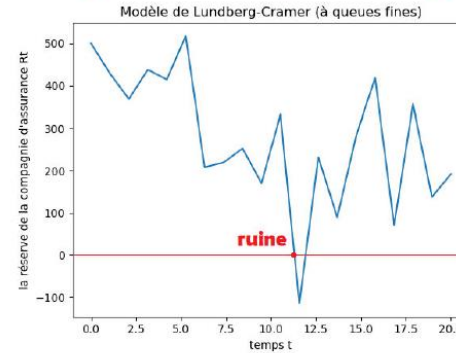
• Algorithme de simulation de R_t à queues lourde :

```

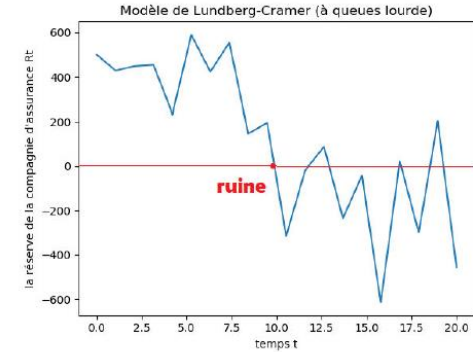
• function[Rt] = Rt_lourde(c,x,λ,a,b,t)
  ○  $N_t = V\_A\_Poisson\_Compose(\lambda, t)$ 
  ○  $X = 0$ 
  ○ for  $k = 1:N_t$ 
    ○  $Z_k = V\_A\_Pareto(a, b)$ 
    ○  $X = X + Z_k$ 
  ○ endfor
  ○ set  $Rt = x + c \cdot t - X$ 
• endfunction
    
```



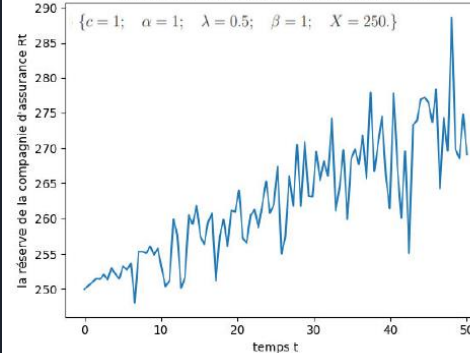
{c = 100; α = 8; λ = 6; β = 2.5; X = 500.}



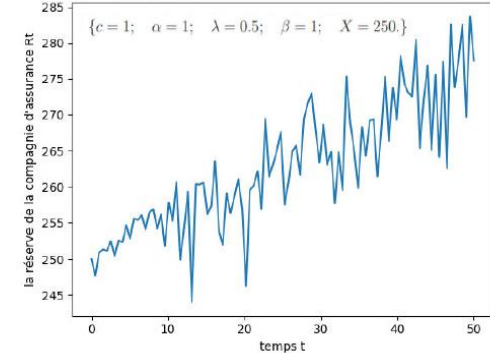
{c = 100; α = 2; λ = 7; b = 10; X = 500.}



Modèle de Lundberg-Cramer (à queues fines)



Modèle de Lundberg-Cramer (à queues lourde)



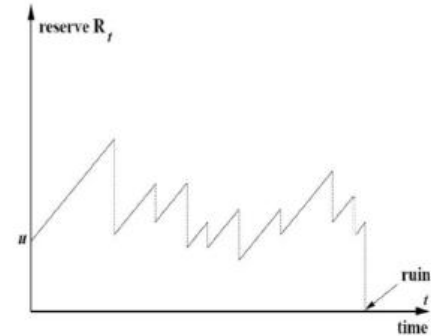
Calcul et simulation de la probabilité de la ruine

- Probabilité de ruine **en temps infini** :

$$\psi(x) = P(\inf_{t \geq 0} R(t) < 0 \mid R(0) = x)$$

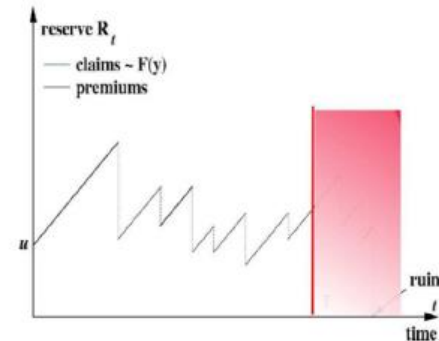
➤ L'instant de ruine :

$$T_x = \inf\{t > 0, R(t) < 0\}$$



- Probabilité de ruine **en temps fini** :

$$\psi(x, T) = P(\inf_{0 \leq t \leq T} R(t) < 0 \mid R(0) = x)$$



Calcul et simulation de la probabilité de la ruine

Simulation Monte-Carlo naïf

Probabilité de ruine à horizon fini T:

$$\mathbb{P}(X_T > a) = \mathbb{E}_p[\mathbb{I}_{X_T > a}] = \frac{1}{N_{mc}} \sum_{n=0}^{N_{mc}} \mathbb{I}_{X_T > a}$$

• Algorithme de simulation de Probabilité de ruine :

• **function**[Proba] = Proba_Ruine(c,x,λ,T,α,β)

◦ Counter = 0, a = x + c.T

◦ **for** n = 1:N_{mc}

◦ X(n) = V_A_X(c,x,λ,T,α,β)

◦ **if** X(n) > a

◦ Counter = Counter + 1

◦ **endif**

◦ **endfor**

◦ **set** Proba = $\frac{\text{Counter}}{N_{mc}}$

• **endfunction**

Pour : { c = 100, x = 50, T = 1, λ = 6, α = 8, β = 2.5 } pour N_{mc} = 10⁶ on trouve :

```
>>> Proba_ruine_fines(100,50,1,6,8,2.5,1000000)
0.264787
```

```
>>> Proba_ruine_lourde(100,50,1,6,8,2.5,1000000)
0.0
```

Problème ? (Ruine rare)

On veut simuler la probabilité de ruine d'une ruine rare pour les jeux de paramètres :

{ c = 100, x = 50, T = 1, λ = 7, α = 4, β = 1.5 } Pour N_{mc} = 10², normalement si on calcule cette probabilité avec la simulation de Monte-Carlo naïf on obtient une probabilité nulle :

```
>>> Proba_ruine_fines(100,50,1,7,4,1.5,100)
0.0
```

Calcul et simulation de la probabilité de la ruine

Simulation Monte-Carlo : Échantillonnage préférentiel

Probabilité de la ruine avec la transformation d'Esscher (permet de calculer de petite probabilité):

$$\mathbb{P}(X_t > a) = \mathbb{E}_p[\mathbb{I}_{X_t > a}] = \mathbb{E}_Q \left[\frac{\mathbb{I}_{X_t^Q > a} d\mathbb{P}}{d\mathbb{Q}} \right] = \mathbb{E}_Q \left[\mathbb{I}_{X_t^Q > a} e^{-\theta X_t^Q + \Gamma(\theta)} \right] \text{ et par Monte-Carlo : } \mathbb{P}(X_t > a) = \frac{1}{N_{mc}} \sum_{n=0}^{N_{mc}} \mathbb{I}_{X_t^Q > a} e^{-\theta X_t^Q + \Gamma(\theta)}$$

• Algorithme de simulation de X_T^Q :

```
• function[X] = V_A_X_Q(c, x, λ, T, α, β)
  ◦ θ = β - β * (β * (x + c * T) / (α * λ * T)) ^ (-1 / (α + 1))
  ◦ λ^Q = λ * (β / (β - θ)) ^ α
  ◦ N_T = V_A_Poisson_Compose(λ^Q, T)
  ◦ X = 0
  ◦ for k = 1 : N_T
    ◦ Z_k^Q = V_A_Gamma(α, β - θ)
    ◦ X = X + Z_k^Q
  ◦ endfor
  ◦ set X
• endfunction
```

• Algorithme de simulation de Probabilité de ruine Q:

```
• function[Proba] = Proba_Ruine_Q(c, x, λ, T, α, β)
  ◦ θ = β - β * (β * (x + c * T) / (α * λ * T)) ^ (-1 / (α + 1))
  ◦ Γ(θ) = λ * T * ((β / (β - θ)) ^ α - 1)
  ◦ Counter = 0, a = x + c * T
  ◦ for n = 1 : N_mc
    ◦ X^Q(n) = V_A_X_Q(c, x, λ, T, α, β)
    ◦ if X^Q(n) > a
      ◦ Counter = Counter + e ^ (-θ * X^Q(n) + Γ(θ))
    ◦ endif
  ◦ endfor
  ◦ set Proba = Counter / N_mc
• endfunc on
```

Problème (Ruine rare) ?

On veut simuler la probabilité de ruine d'une ruine rare pour les jeux de paramètres :

{ $c = 100$, $x = 50$, $T = 1$, $\lambda = 7$, $\alpha = 4$, $\beta = 1.5$ } Pour $N_{mc} = 10^2$, normalement si on calcule cette probabilité avec la simulation de Monte-Carlo naïf on obtient une probabilité nulle :

```
>>> Proba_ruine_fines(100,50,1,7,4,1.5,100)
0.0
```

Solution

On applique cette méthode pour les jeux de paramètres précédents dont on a trouvé que la probabilité de ruine est nulle par la méthode Monte-Carlo naïf et on trouve :

```
>>> Proba_ruine_Q(100,50,1,7,4,1.5,100)
1.454670783095162e-22
```

Donc on a trouvé que $P(X_T > a) = 1,45 \cdot 10^{-22}$ ce qui est impossible d'obtenir avec Monte-Carlo naïf.

Calcul et simulation de la probabilité de la ruine

Simulation Monte-Carlo

Probabilité de ruine à horizon infini :

• Algorithme de simulation de T_x à queues fines :

```

• function[t] = Tx_fines(c,x,λ,α,β,Δ)
  ◦  $R_t = Rt\_fines(c,x,\lambda,\alpha,\beta,t)$ 
  ◦  $t = 0$ 
  ◦ while  $R_T > 0$ 
    ◦  $t = t + \Delta$ 
  ◦ endwhile
  ◦ set t
• endfunction

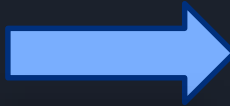
```

• Algorithme de simulation de T_x à queues lourde :

```

• function[t] = Tx_lourde(c,x,λ,α,β,Δ)
  ◦  $R_t = Rt\_lourde(c,x,\lambda,\alpha,\beta,t)$ 
  ◦  $t = 0$ 
  ◦ while  $R_T > 0$ 
    ◦  $t = t + \Delta$ 
  ◦ endwhile
  ◦ set t
• endfunction

```



➤ L'instant de ruine :

$T_x = \inf\{t > 0, R(t) < 0\}$

Pour les jeux de paramètres $\{c = 100, x = 50, \lambda = 6, \alpha = 8, \beta = 2.5\}$ on obtient avec $\Delta = 0.01$:

```
>>> Tx=Tx_fines(50,100,6,8,2.5,0.01)
```

```
>>> Tx
0.32000000000000001
```

Et la probabilité de ruine pour l'instant T_x pour $N_{mc} = 10^6$ on trouve :

```
>>> Tx=Tx_fines(50,100,6,8,2.5,0.01)
```

```
>>> Tx
0.32000000000000001
```

```
>>> Proba_ruine_fines(50,100,Tx,6,8,2.5,1000000)
0.015125
```

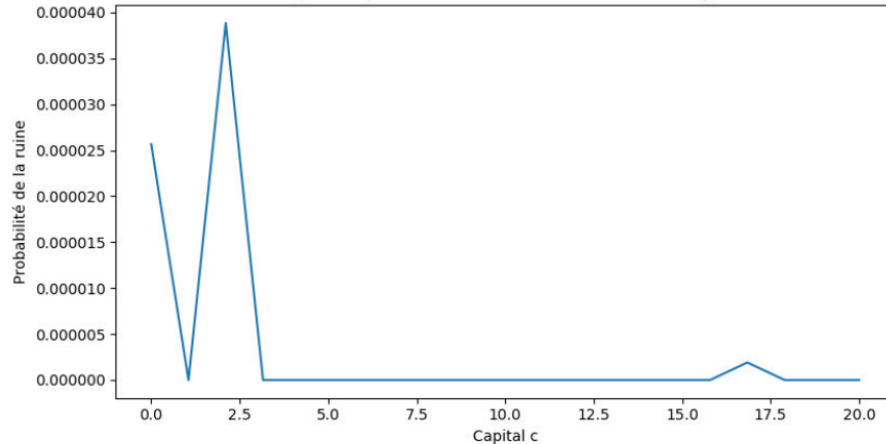
Simulation de la probabilité de la ruine

Simulation Monte-Carlo

Pour $\{x = 50, T = 1, \lambda = 2, \alpha = 5, \beta = 0.75\}$ on trouve avec $N_{mc} = 10^3$:

```
>>> grapheProba_ruine_Q(50,1,2,5,0.75,1000)
```

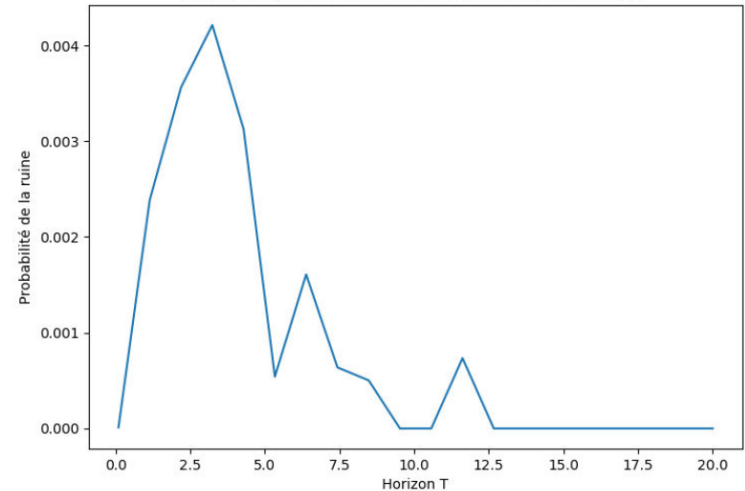
Graphe de probabilité de ruine en fonction du capital



Pour $\{x = 20, c = 14, \lambda = 2, \alpha = 5, \beta = 0.75\}$ on trouve avec $N_{mc} = 10^3$:

```
>>> grapheProba_ruine_Q_T(14,20,2,5,0.75,1000)
```

Graphe de probabilité de ruine en fonction du horizon T



Présentation du rôle de chaque membre du groupe

Membres\Langages	Mathématiques	Simulation	Rapport & Présentation
Adnane EL KASMI	X	X	X
Yannick ZIHIRI	X	X	X
Aboubacar KOUROUMA	X	X	X

Ce que nous avons réalisé

- ✓ Se familiariser avec des notions mathématiques de l'assurance et avec des bases de la théorie de la ruine : le modèle de Lundberg-Cramer.
- ✓ Montrer théoriquement que le processus de comptage N_t suit la loi de Poisson de paramètre λt .
- ✓ Calculer l'espérance $E[X(t)]$ avec $X(t) = \sum_{k=1}^{N_t} Z_k$
- ✓ Calculer une espérance très utile : la fonction génératrice des moments de $X(t)$:

$$M_{X(t)}(\theta) = E[e^{\theta X(t)}]$$

- ✓ Simuler par Monte-Carlo le processus de comptage N_t par deux façons différentes et de tracer les graphes de fonction de densité de Poisson.
- ✓ Simuler par Monte-Carlo la loi $Gamma(\alpha = n, \beta)$ avec $n \in \mathbb{N}$ et simuler par la méthode de rejet la loi $Gamma(\alpha, \beta)$ avec $\alpha > 0$ puis tracez les graphes de fonction de densité de Gamma pour les différents paramètres et les comparer avec le graphe de Wikipédia.
- ✓ Simuler par Monte-Carlo la loi Pareto(a,b) et tracez les graphes de fonction de densité de Pareto pour les différents paramètres afin de modéliser des dommages causés par COVID-19
- ✓ Estimer la probabilité de ruine au bout d'un an (horizon fini) pour des deux jeux de paramètres par la méthode Monte-Carlo naïf et par échantillonnage préférentiel.

Ce que nous avons réalisé

- ✓ Estimer la probabilité de ruine et le temps de la ruine (horizon infini) pour des deux jeux de paramètres par la méthode Monte-Carlo naïf et par échantillonnage préférentiel.
- ✓ Etudier la méthode de changement de l'espace de probabilité et la transformation d'Esscher.
- ✓ Simuler une ruine rare à l'aide de transformation d'Esscher.
- ✓ Etudier le mécanisme de fonctionnement de compagnie diversifiée.
- ✓ Construire le graphe qui affiche l'évolution de la probabilité de ruine en fonction du capital de départ.
- ✓ Construire le graphe qui affiche l'évolution de la probabilité de ruine en fonction du l'horizon T .

In the top left corner, there are two overlapping geometric shapes: a blue parallelogram and a light green parallelogram, both tilted at an angle.

Merci de votre attention