

# Finanças Quantitativas: Lista 2

Lucas Moschen

10 de abril de 2020

## Execício 1

Calcule a média da distribuição GPD e use essa informação para mostrar que a mean excess function  $e(l)$  é linear em  $l$ .

### Resposta:

Seja  $X \sim GPD(m, \lambda, \xi)$ , onde  $m \in \mathbb{R}, \lambda > 0, \xi \in \mathbb{R}$ . Assim, a distribuição acumulada de  $X$  é:

$$F_{m,\lambda,\xi}(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}}, \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-\frac{x-m}{\lambda}), \xi = 0 \end{cases}$$

E a pdf da distribuição é

$$f_{m,\lambda,\xi}(x) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}-1}, \xi \neq 0 \\ \frac{1}{\lambda} \exp(-\frac{x-m}{\lambda}), \xi = 0 \end{cases}$$

Considere o caso em que  $1 > \xi > 0$ . Desta forma a média será finita.

$$\mathbb{E}[X] = \int_m^\infty x f_{m,\lambda,\xi}(x) dx \quad (1)$$

$$= \int_m^\infty x \left( \frac{1}{\lambda} (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}-1} \right) dx \quad (2)$$

$$= -x \cdot (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}} \Big|_m^\infty + \int_m^\infty (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}} dx \quad (3)$$

$$= \lim_{x \rightarrow \infty} -\frac{x}{(1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}}} + m + \int_m^\infty (1 + \xi \frac{x-m}{\lambda})^{-\frac{1}{\xi}} dx \quad (4)$$

Note que esse limite é 0, bastando aplicar L'Hôpital, e notando que  $\frac{1}{\xi} > 1$ . Fazendo a substituição  $u = 1 + \xi \frac{x-m}{\lambda} \implies \frac{\lambda}{\xi} du = dx$ . Portanto:

$$\mathbb{E}[X] = m + \frac{\lambda}{\xi} \int_1^\infty u^{-\frac{1}{\xi}} du \quad (5)$$

$$= m + \frac{\lambda}{\xi} \frac{\xi}{-1 + \xi} u^{-\frac{1}{\xi}+1} \Big|_1^\infty \quad (6)$$

$$= m + \frac{\lambda}{-1 + \xi} [\lim_{u \rightarrow \infty} u^{\frac{\xi-1}{\xi}} - 1^{\frac{\xi-1}{\xi}}] \quad (7)$$

$$= m + \frac{\lambda}{1 - \xi} \quad (8)$$

No caso em que  $\xi = 0$ , o cálculo fica relativamente mais fácil. Utilizando o mesmo processo, chegamos que  $E[X] = m - \lambda[\exp(-\frac{x-m}{\lambda})]_m^\infty = m + \lambda$ , como esperávamos.

Sabemos que se a distribuição de uma variável aleatória  $X$  é  $GDP(m, \lambda, \xi)$ , então a distribuição excesso  $F_l(x)$ , dado um nível  $l$ , será uma distribuição  $GDP(0, \lambda + \xi(l - m), \xi)$ . Desta maneira, a função de excesso médio é uma função linear em  $l$ , utilizando o valor esperado dessa distribuição, como vimos acima:

$$e(l) = \mathbb{E}[F_l(x)] = 0 + \frac{\lambda + \xi(l - m)}{1 - \xi} = \frac{\lambda - m\xi}{1 - \xi} + \frac{\xi}{1 - \xi} \cdot l = C + D \cdot l \quad (9)$$

Além disso, ela será constante caso  $\xi = 0$ .

## Problema 2.2

1. *For this first question we assume that  $X$  is a random variable with standard Pareto distribution with shape parameter  $\xi$  (location parameter  $m = 0$ , scale parameter  $\lambda = 1$ ).*

1.1. *Give a formula for the c.d.f. of  $X$ . Explain*

**Resposta:**

Utilizando a distribuição da GDP encontrada no exercício 1, temos que a cdf da distribuição de pareto padrão pode ser escrita como:

$$F_\xi(x) = \begin{cases} 1 - (1 + \xi x)^{-\frac{1}{\xi}}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-x), & \xi = 0 \end{cases}$$

O suporte para  $\xi \geq 0$  é formado pelos reais não negativos. Caso contrário, será  $0 \leq x \leq -\frac{1}{\xi}$ .

1.2. *Derive a formula for the quantile function of  $X$ .*

1.3. *How would you generate Monte Carlo samples from the distribution of  $X$  if you only had a random generator for the uniform distribution on  $[0, 1]$  at your disposal?*

2. *Give a formula for the density  $f_Y(y)$  of a random variable  $Y$  which is equal to an exponential random variable with mean 2 with probability  $1/3$  and to the negative of a classical Pareto random variable with shape parameter  $\psi = 1/2$  (location  $m = 0$  and scale  $\lambda = 1$ ) with probability  $2/3$ . Explain.*
3. *How would you generate Monte Carlo samples from the distribution of  $Y$ ?*

## Problema 2.3

## Problema 2.4

## Problema 2.6

## Problema 2.8