

# Packages mggd et mcauchyd Distribution gaussienne généralisée, Distribution de Cauchy multivariée



Pierre Santagostini et Nizar Bouhlel Univ Angers, Institut Agro, INRAE, IRHS, SFR QUASAV, F-49000 Angers

### Distribution normale généralisée multivariée

Densité de probabilité d'un vecteur aléatoire de dimension p, de loi normale généralisée multivariée de paramètres  $(\mu, \Sigma, \beta)$ :

$$f(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma},\boldsymbol{\beta}) = \frac{\Gamma\left(\frac{p}{2}\right)}{\pi^{\frac{p}{2}}\Gamma\left(\frac{p}{2\boldsymbol{\beta}}\right)2^{\frac{p}{2\boldsymbol{\beta}}}} \frac{\boldsymbol{\beta}}{|\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{1}{2}\left((\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})^T\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})\right)^{\boldsymbol{\beta}}}$$

Divergence de Kullback-Leibler entre deux vecteurs aléatoires de dimension p, de lois normales multivariées généralisées centrées, de paramètres  $(\mathbf{0}, \Sigma_1, \beta_1)$   $et(\mathbf{0}, \Sigma_2, \beta_2)$  [1]:

$$KL(X_{1}||X_{2}) = \ln\left(\frac{\beta_{1}|\Sigma_{1}|^{-1/2}\Gamma(\frac{p}{2\beta_{2}})}{\beta_{1}|\Sigma_{2}|^{-1/2}\Gamma(\frac{p}{2\beta_{1}})}\right) + \frac{p}{2}\left(\frac{1}{\beta_{2}} - \frac{1}{\beta_{1}}\right)\ln(2) - \frac{p}{2\beta_{1}} + \frac{p}{2\beta_{1}} - \frac{1}{\beta_{1}}\frac{\Gamma(\frac{\beta_{2}}{\beta_{1}} + \frac{p}{\beta_{1}})}{\Gamma(\frac{p}{2\beta_{1}})}\lambda_{p}^{\beta_{2}}F_{D}^{(p-1)}\left(-\beta_{2}, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}; \frac{p}{2}; 1 - \frac{\lambda_{p-1}}{\lambda_{p}}, \dots, 1 - \frac{\lambda_{1}}{\lambda_{p}}\right)$$

οù  $\lambda_1 < \cdots < \lambda_{p-1} < \lambda_p$  sont les valeurs propres de  $\Sigma_1 \Sigma_2^{-1}$ et  $F_D^{p-1}$  est la fonction D-hypergéométrique de Lauricella.

#### Distribution de Cauchy multivariée

Densité de probabilité d'un vecteur aléatoire de dimension p, de loi de Cauchy multivariée de paramètres  $(\mu, \Sigma)$ :

$$f(\boldsymbol{x}|\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma}) = \frac{\Gamma\left(\frac{1+p}{2}\right)}{\pi^{\frac{p}{2}}\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)|\boldsymbol{\Sigma}|^{\frac{1}{2}}\left(1+(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})^{T}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})\right)^{\frac{1+p}{2}}}$$

Divergence de Kullback-Leibler entre deux vecteurs aléatoires de dimension p, de lois de Cauchy centrées, de paramètres  $(\mathbf{0}, \Sigma_1)$   $et(\mathbf{0}, \Sigma_2)$  [2] :

$$KL(X_1||X_2) = -\frac{1}{2} \ln \prod_{i=1}^{p} \lambda_i + \frac{1+p}{2} \times D$$

où  $\lambda_1 < \cdots < \lambda_{p-1} < \lambda_p$  sont les valeurs propres de  $\Sigma_1 \Sigma_2^{-1}$ 

Si  $\lambda_1 < 1 < \lambda_p$ ,

$$D = \log \lambda_{p} - \frac{\partial}{\partial a} \left( F_{D}^{(p)} \left( a, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}, a + \frac{1}{2}; a + \frac{1+p}{2}; 1 - \frac{\lambda_{1}}{\lambda_{p}}, \dots, 1 - \frac{\lambda_{p-1}}{\lambda_{p}}, 1 - \frac{1}{\lambda_{p}} \right) \right) \Big|_{a=0}$$

$$\bullet \quad \text{Si } \lambda_{p} < 1, D = -\frac{\partial}{\partial a} \left( F_{D}^{(p)} \left( a, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}; a + \frac{1+p}{2}; 1 - \lambda_{1}, \dots, 1 - \lambda_{p} \right) \right) \Big|_{a=0}$$

$$\bullet \quad \text{Si } 1 < \lambda_{1}, D = -\prod_{i=1}^{p} \frac{1}{\sqrt{\lambda_{i}}} \frac{\partial}{\partial a} \left( F_{D}^{(p)} \left( \frac{1+p}{2}, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}; a + \frac{1+p}{2}; 1 - \frac{1}{\lambda_{1}}, \dots, 1 - \frac{1}{\lambda_{p}} \right) \right) \Big|_{a=0}$$

• Si 
$$\lambda_p < 1$$
,  $D = -\frac{\partial}{\partial a} \left( F_D^{(p)} \left( a, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}; a + \frac{1+p}{2}; 1 - \lambda_1, \dots, 1 - \lambda_p \right) \right) \Big|_{a=0}$ 

• Si 
$$1 < \lambda_1$$
,  $D = -\prod_{i=1}^p \frac{1}{\sqrt{\lambda_i}} \frac{\partial}{\partial a} \left( F_D^{(p)} \left( \frac{1+p}{2}, \frac{1}{2}, \dots, \frac{1}{2}; a + \frac{1+p}{2}; 1 - \frac{1}{\lambda_1}, \dots, 1 - \frac{1}{\lambda_p} \right) \right) \Big|_{a=0}$ 

### mggd

Distribution normale généralisée de paramètres:

- > mu < -c(0, 1, 4)
- > sigma <- matrix(c(0.8,0.3,0.2,0.3,0.2,0.1,0.2,0.1,0.2), nrow=3)
- > beta <- 0.74

#### Densité de probabilité

> mvdggd(x=c(0, 1, 4), mu=mu, Sigma=Sigma, beta=beta)[1] 0.285622

#### Simulation

- > set.seed(1234)
- > x <- mvrggd(n=1000, mu=mu, Sigma=Sigma, beta=beta)</pre>
- > colMeans(x)
- [1] -0.03557157 0.98157600 3.97975136

#### Estimation des paramètres

> estparmvggd(x, eps=1e-0.6)

\$mu

[1] -0.03557157 0.98157600 3.97975136

#### \$Sigma

- [,2] [,3] [1,] 0.9239214 0.3502010 0.2439851 [2,] 0.3502010 0.2425337 0.1221494
- [3,] 0.2439851 0.1221494 0.2486933

#### \$beta

[1] 0.7784991

attr(,"epsilon") [1] 1e-06 attr(,"k")

[1] 8

#### **Arguments:**

- x: data frame ou matrice numérique
- eps (optionnel): précision souhaitée pour l'estimation du paramètre \$beta

#### **Résultat:**

Liste de trois éléments (estimation des paramètres) avec deux attributs "k" et "epsilon" (nombre d'itérations et précision de l'estimation du paramètre \$beta)

## Bibliographie

- [1] Nizar Bouhlel and Ali Dziri. 2019. Kullback-Leibler Divergence Between Multivariate Generalized Gaussian Distributions. IEEE Signal Processing Letters. IEEE Signal Processing Letters 26 (7): 1021–25. https://doi.org/10.1109/LSP.2019.2915000
- [2] Nizar Bouhlel and David Rousseau. 2022. A Generic Formula and Some Special Cases for the Kullback-Leibler Divergence Between Central Multivariate Cauchy Distributions. Entropy 24 (6): 838. https://doi.org/10.3390/e24060838
- [3] Pierre Santagostini and Nizar Bouhlel. 2023a. mcauchyd: Multivariate Cauchy Distribution; Kullback-Leibler Divergence. <a href="https://CRAN.R-project.org/package=mcauchyd">https://CRAN.R-project.org/package=mcauchyd</a>
- [4] Pierre Santagostini and Nizar Bouhlel. 2023b. mggd: Multivariate Generalised Gaussian Distribution; Kullback-Leibler Divergence. <a href="https://CRAN.R-project.org/package=mggd">https://CRAN.R-project.org/package=mggd</a>

- Divergence de Kullback-Leibler
- > beta1 <- 0.74
- > beta2 <- 0.55
- > sigma1 <- matrix(c(0.8,0.3,0.2, 0.3,0.2,0.1,0.2,0.1,0.2), nrow=3)
- > Sigma2 <- matrix(c(1,0.3,0.2,0.3,0.5,0.1,0.2,0.1,0.7), nrow=3)
- > kldggd(Sigma1, beta1, Sigma2, beta2, eps=1e-06)
- [1] 1.662957
- attr(,"k")
- attr(,"epsilon")
- [1] 1e-06

#### **Arguments:**

- Sigma1, beta1, Sigma2, beta2: paramètres des deux distributions
- eps (optionnel): précision du calcul de la fonction D-hypergéométrique de Lauricella

#### **Résultat:**

Valeur numérique avec deux attributs "k" et "epsilon" (nombre d'itérations pour le calcul de la fonction D-hypergéométrique de Lauricella et précision de ce calcul)

# mcauchyd

Distribution de Cauchy de paramètres:

- > mu < -c(0, 1, 4)
- > Sigma <- matrix(c(1,0.6,0.2,0.6,1,0.3,0.2,0.3,1), nrow=3)

### Densité de probabilité

> mvdcd(x=c(1, 2, 3), mu=mu, Sigma=Sigma) [1] 0.007732682

#### **Simulation**

- > set.seed(1234)
- > x <- mvrcd(n=1000, mu=mu, Sigma=Sigma)</pre>
- > apply(x, 2, median)
- [1] -0.001186104 0.967051925 3.967185009

#### Divergence de Kullback-Leibler

- > sigma1 <- matrix(c(1,0.6,0.2,0.6,1,0.3,0.2,0.3,1), nrow=3)> Sigma2 <- matrix(c(1,0.3,0.1,0.3,1,0.4,0.1,0.4,1), nrow=3)> kldcauchy(Sigma1, Sigma2)
- [1] 0.05891708
- attr(,"epsilon")
- [1] 1e-06
- attr(,"k") [1] 15
- Perspectives
  - Un futur package R fournira des outils analogues pour la distribution t multivariée.
- D'autres mesures de distance/divergence seront ajoutées: Rényi, Bhattacharyya...