

État de l'avancement des travaux

Projet de recherche été 2019

Alexandre Lepage, Diamilatou N'Diaye
et Amedeo Zito

École d'actuariat
Université Laval, Québec, Canada

2019-05-31



Revue de littérature

Copule archimédienne

- Soit $\Theta_i = \sum_{j=1}^M B_{i,j}$, où M et \underline{B} sont indépendants et les $B_{i,j}$ sont i.i.d. pour un même i .

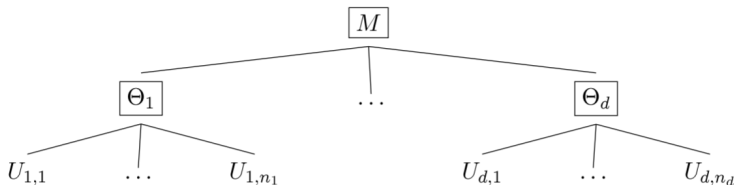


Illustration: Arbre hiérarchique à un niveau.

- Copule archimédienne à un niveau:

$$\begin{aligned} C(u_1, \dots, u_k) &= \mathcal{L}_{\Theta} \left(\sum_{i=1}^k \mathcal{L}_{\Theta}^{-1}(u_i) \right) \\ &= \mathcal{L}_M \left(\sum_{i=1}^d -\ln \left(\mathcal{L}_{B_i} \left(\sum_{j=1}^{n_i} \mathcal{L}_{\Theta_i}(u_{i,j}) \right) \right) \right), \end{aligned} \quad (1)$$

où d correspond au nombre de liens de dépendance différents à modéliser à travers la copule et $\{n_i, i = 1, \dots, d\}$ correspond au nombre d'uniformes qui sont générées par groupe de dépendance.

Le modèle sous-jacent:

- Soient N , la v.a. du nombre de sinistres et X_k , la v.a. de la sévérité des sinistres.

$$S = \sum_{k=1}^N X_k, \quad (2)$$

où N est dépendant de \underline{X} et les X_k sont dépendants entre eux.

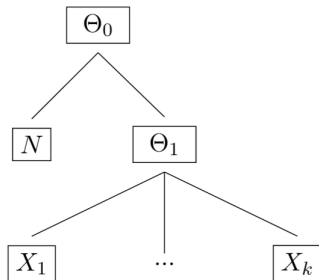


Illustration: Arbre hiérarchique du modèle collectif de risque avec dépendance, où Θ_0 correspond à M et $\Theta_1 = \sum_{i=1}^M B_i$, avec les B_i qui sont i.i.d. et indépendants de M .

- Adaptation de la copule archimédienne hiérarchique dont la formule apparaît en (1) au modèle collectif définit en (2).

$$C(u_0, \dots, u_k) = \mathcal{L}_M \left(\mathcal{L}_M^{-1}(u_0) - \ln \left(\mathcal{L}_B \left(\sum_{i=1}^k \mathcal{L}_{\Theta_1}^{-1}(u_i) \right) \right) \right)$$

Méthodes de simulation:

- avec l'algorithme de Itre 4,
- avec la transformation de Fourier.

Calculs exactes avec la distribution multivariée de mélange d'Erlang:

- Soit V_j , une v.a. permettant d'introduire la dépendance entre les éléments de \underline{X} de telle sorte que les $(X_i|V = v)$ sont conditionnellement indépendants.

$$F_S(x) = Pr(N = 0) + \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{v=1}^{\infty} \gamma_{N,V}(n,v) H(x; nv, \beta)$$




$$TVaR_{\kappa}(S) = \frac{1}{1 - \kappa} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{v=1}^{\infty} \gamma_{N,V}(n,v) \frac{nv}{\beta} \bar{H}(VaR_{\kappa}(S); nv + 1, \beta)$$


Lectures en cours

- 1 Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask [Genest and Favre, 2007]
- 2 Composite Likelihood Estimation Method for Hierarchical Archimedean Copulas Defined with Multivariate Compound Distributions [Cossette et al., 2019a]

Références

Références I

-  Cossette, H., Gadoury, S.-P., Marceau, E., and Mtalai, I. (2017). Hierarchical archimedean copulas through multivariate compound distributions.
Insurance: Mathematics and Economics, 76.
-  Cossette, H., Gadoury, S.-P., Marceau, E., and Robert, C. Y. (2019a).
Composite likelihood estimation method for hierarchical archimedean copulas defined with multivariate compound distributions.
Journal of Multivariate Analysis, 172.
-  Cossette, H., Marceau, E., and Mtalai, I. (2019b).
Collective risk models with dependence.

-  Genest, C. and Favre, A.-C. (2007).
Everything you always wanted to know about copula modeling
but were afraid to ask.
Journal of Hydrologic Engineering.