



# Modèles linéaires généralisés multivariés à composantes supervisées et facteurs latents, avec partitionnement thématique des variables explicatives

Julien Gibaud, Xavier Bry, Catherine Trottier

## ► To cite this version:

Julien Gibaud, Xavier Bry, Catherine Trottier. Modèles linéaires généralisés multivariés à composantes supervisées et facteurs latents, avec partitionnement thématique des variables explicatives. 53èmes Journées de Statistique de la Société Française de Statistique, Jun 2022, Lyon, France. hal-03649081

**HAL Id: hal-03649081**

**<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03649081>**

Submitted on 22 Apr 2022

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# MODÈLES LINÉAIRES GÉNÉRALISÉS MULTIVARIÉS À COMPOSANTES SUPERVISÉES ET FACTEURS LATENTS, AVEC PARTITIONNEMENT THÉMATIQUE DES VARIABLES EXPLICATIVES

Julien GIBAUD <sup>1</sup> & Xavier BRY <sup>1</sup> & Catherine TROTTIER <sup>1,2</sup>

<sup>1</sup> *IMAG, CNRS, Univ. Montpellier, France / julien.gibaud@umontpellier.fr & xavier.bry@umontpellier.fr*

<sup>2</sup> *UPV Montpellier 3, Montpellier, France / catherine.trottier@univ-montp3.fr*

**Résumé.** À l’origine, la Régression Linéaire Généralisée sur Composantes Supervisées (SCGLR) a été conçue pour trouver, au sein de très nombreuses covariables redondantes, des composantes explicatives conjointement supervisées par plusieurs réponses, ce qui est nécessaire dans un contexte de grande dimension. Plus tard, SCGLR fut améliorée pour chercher des composantes au sein de variables explicatives partitionnées en thèmes. Dans ce travail, nous proposons d’étendre cette méthode en modélisant la matrice de variance-covariance conditionnelle des réponses de telle sorte que la covariance conditionnelle des réponses soit principalement expliquée par quelques facteurs. Nous chercherons donc non seulement à extraire des thèmes des composantes explicatives, mais aussi à identifier des blocs dans la matrice de variance-covariance des réponses conditionnellement à ces composantes. Après la linéarisation du modèle, un algorithme combinant EM et celui de SCGLR thématique est proposé afin d’estimer les paramètres du modèle.

**Mots-clés.** SCGLR, modèle à facteurs, algorithme EM, variables latentes

**Abstract.** Originally, the Supervised Component-based Generalized Linear Regression (SCGLR) was designed to extract, from a large set of redundant covariates, explanatory components jointly supervised by a set of responses, something much needed in a high-dimensional framework. Later on, SCGLR has been improved to search for components in explanatory variables divided up into thematic subsets. In this work, we propose to extend this methodology by modeling the responses’ conditional variance-covariance matrix so that the conditional covariance of responses is mainly explained by few factors. Not only do we aim to extract explanatory components from the thematic subsets, but also to identify blocks in the conditional variance-covariance matrix of the responses. After linearising the model, we propose an algorithm combining EM with that of thematic SCGLR to estimate the model parameters.

**Keywords.** SCGLR, factor model, EM algorithm, latent variables.

## 1 Contexte

Dans leur article, Bry et al. (2013) proposent une méthode - la régression linéaire généralisée sur composantes supervisées (Supervised Component-based Generalized Linear Regression, SCGLR) - combinant le modèle linéaire généralisé multivarié avec les méthodes à composantes permettant la réduction de dimension. SCGLR optimise un critère compromis entre la qualité d’ajustement (Goodness-of-Fit, GoF) et la pertinence structurelle (Structural Relevance, SR, Bry and Veron, 2015) mesurant la proximité des composantes supervisées à des dimensions d’intérêt. Cette technique ne trouve pas seulement des directions fortes et interprétables, elle produit aussi des prédicteurs régularisés, ce qui permet le traitement de données de grande dimension. Bry et al. (2020) proposent de chercher ces composantes dans un partitionnement thématique des variables explicatives. Dans un contexte écologique par exemple, les variables de température et

de précipitation seraient considérées comme appartenant à deux thèmes distincts. Cependant, SCGLR suppose que les réponses sont indépendantes conditionnellement aux covariables. Pour nous affranchir de cette hypothèse, nous proposons d'étendre cette méthode aux modèles à facteurs. L'objectif est de modéliser la matrice de variance-covariance conditionnelle des réponses afin d'identifier des groupes de réponses liées.

## 2 Modélisation

Dans cette section, nous présentons la méthode SCGLR, sa généralisation au partitionnement des variables explicatives, puis son extension aux modèles à facteurs latents.

### 2.1 SCGLR

$N$  individus sont décrits par  $K$  réponses  $y_k$ ,  $k = 1, \dots, K$ , ainsi que des covariables explicatives séparées en deux groupes : un groupe  $X \in \mathbb{R}^{N \times P}$  de covariables *a priori* nombreuses et possiblement redondantes, et un autre  $A \in \mathbb{R}^{N \times Q}$  de covariables additionnelles peu nombreuses et faiblement, voire non-redondantes. Chaque réponse  $y_k$  fait l'objet d'un modèle linéaire généralisé (Generalized Linear Model, GLM, McCullagh and Nelder, 1989). Pour la partie explicative du modèle, seule la matrice  $X$  requiert réduction de dimension et régularisation. À cette fin, SCGLR cherche dans  $X$  des composantes communes à l'ensemble des réponses. Une composante  $f \in \mathbb{R}^N$  est donnée par  $f = Xu$  où  $u \in \mathbb{R}^P$  est un vecteur de coefficients. Dans un modèle à une composante, le prédicteur linéaire associé à la réponse  $y_k$  est ainsi donné par :

$$\eta_k = (Xu) \gamma_k + A \delta_k,$$

où  $\gamma_k$  et  $\delta_k$  sont les paramètres de régression. La composante  $f$  est commune à l'ensemble des réponses  $y_k$  et pour assurer son identifiabilité, nous imposons  $u^T u = 1$ .

À cause du produit  $u \gamma_k$ , le modèle "linéarisé" à chaque étape de l'algorithme des scores de Fisher (Fisher Scoring Algorithm, FSA) pour l'estimation du GLM, n'est pas linéaire et doit être estimé de façon alternée sur  $u$  et sur  $\{\gamma_k, \delta_k\}$ . Soient  $w_k$  la pseudo-réponse (ou variable de travail) associée à chaque étape du FSA et  $W_k^{-1}$  sa matrice de variance-covariance, l'estimateur des moindres carrés de  $u$  est solution du programme d'optimisation suivant :

$$\max_{u, u^T u = 1} \psi_A(u) := \sum_{k=1}^K \|w_k\|_{W_k}^2 \cos_{W_k}^2(w_k, \Pi_{\text{span}[f, A]}^{W_k} w_k).$$

La quantité  $\psi_A$  est une mesure de GoF. Pour trouver des composantes fortes et interprétables, le GoF ne suffit pas. Il faut le combiner avec une mesure de pertinence structurelle (SR).

Dans ce travail nous utilisons une mesure particulière de SR : l'inertie duale généralisée (Variable Powered Inertia, VPI). On appelle  $W$  la matrice des poids *a priori* des observations (typiquement,  $W = \frac{1}{N} I_N$ ) et on suppose les colonnes de  $X$  centrées et réduites. Nous voulons trouver une direction  $\text{span}[Xu]$  proche d'un faisceau de covariables (i.e. un ensemble de variables explicatives suffisamment corrélées pour être vues comme alignées autour de la même dimension latente). Pour cela, on considère un paramètre  $l \geq 1$  et on formule la SR comme :

$$\phi(u) = \left( \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \langle Xu, x_p \rangle_W^{2l} \right)^{1/l}. \quad (1)$$

Le paramètre  $l$  permet de trouver une composante proche d'un faisceau plus ( $l$  fort) ou moins ( $l$  faible) étroit de variables corrélées.

Pour construire un compromis entre le GoF et la SR, SCGLR les combine en utilisant un paramètre  $s \in [0, 1]$  permettant de régler leurs poids relatifs et considère la maximisation suivante :

$$\max_{u, u^T u = 1} s \ln(\phi(u)) + (1 - s) \ln(\psi_A(u)).$$

## 2.2 Généralisation à un partitionnement thématique des variables explicatives

Bry et al. (2020) définissent le “modèle thématique” comme étant le modèle conceptuel indiquant que la matrice réponse  $Y$  dépend de  $R$  thèmes  $X_1, \dots, X_R$  plus un ensemble de covariables  $A$ , et que les dimensions structurellement pertinentes doivent être explicitement identifiées dans chaque  $X_r$ . Le prédicteur linéaire associé à la réponse  $y_k$  devient :

$$\eta_k = (X_1 u_1) \gamma_{k1} + \dots + (X_R u_R) \gamma_{kR} + A \delta_k.$$

Pour ouvrir la voie à la régularisation des thèmes, nous devons adapter le critère compromis de SCGLR. En appelant  $f_r = X_r u_r$  la composante du thème  $X_r$ , nous avons  $\Pi_{\text{span}[f_1, \dots, f_R, A]}^{W_k} = \Pi_{\text{span}[f_r, A_r]}^{W_k}$  où  $A_r = [f_1, \dots, f_{r-1}, f_{r+1}, \dots, f_R, A]$ . La mesure de GoF devient donc :

$$\psi_{A_r}(u_r) := \sum_{k=1}^K \|w_k\|_{W_k}^2 \cos_{W_k}^2(w_k, \Pi_{\text{span}[f_r, A_r]}^{W_k} w_k),$$

où les covariables supplémentaires devront être spécifiques à chaque occasion. La mesure de SR reste inchangée en prenant  $\phi(u_r)$  comme en (1). Ainsi on obtient un compromis entre le GoF et la SR spécifique à chaque thème. Enfin, le programme d'optimisation peut être résolu en maximisant itérativement le critère compromis sur chaque  $u_r$  :

$$\forall r, \quad \max_{u_r, u_r^T u_r = 1} s \ln(\phi(u_r)) + (1 - s) \ln(\psi_{A_r}(u_r)). \quad (2)$$

Afin de trouver les composantes d'ordre  $h > 1$ , nous notons  $f_r^h = X_r u_r^h$  la  $h$ -ième composante du thème  $X_r$  et  $F_r^h = [f_r^1, \dots, f_r^h]$ , où  $h \leq H_r$ , la matrice des  $h$  premières composantes du thème  $X_r$ . La nouvelle composante  $f_r^{h+1}$  doit venir compléter au mieux les composantes précédentes en plus de la matrice  $A$ , c'est à dire  $A_r^h := [F_1^{H_1}, \dots, F_{r-1}^{H_{r-1}}, F_r^h, F_{r+1}^{H_{r+1}}, \dots, F_R^{H_R}, A]$ . Ainsi,  $f_r^{h+1}$  est calculée en utilisant  $A_r^h$  comme nouvelle matrice de covariables additionnelles. De plus, nous imposons que  $f_r^{h+1}$  soit orthogonale à  $F_r^h$  par la contrainte  $F_r^{hT} W f_r^{h+1} = 0$ . Cette maximisation sous contrainte est permise par l'algorithme du gradient normé projeté itéré (Projected Iterated Normed Gradient, PING).

## 2.3 SCGLR thématique pour modèles à facteurs

Dans cette section, les composantes sont considérées comme connues. Ainsi, pour des raisons de simplicité, nous prenons la matrice  $F = [F_1^{H_1}, \dots, F_R^{H_R}]$  comme la nouvelle matrice des variables explicatives et  $\gamma_k = (\gamma_{k1}, \dots, \gamma_{kR})^T$  le vecteur des paramètres de régression associé à la réponse  $y_k$ . Pour une unité statistique  $n$ , chaque réponse est modélisée linéairement à l'aide de  $J$  variables latentes aléatoires  $g_n = (g_{n1}, \dots, g_{nJ})^T$  appelées facteurs :

$$\eta_{nk} = f_n^T \gamma_k + a_n^T \delta_k + g_n^T b_k,$$

où  $f_n$  et  $a_n$  sont les vecteurs composés par les  $n$ -ième lignes des matrices  $F$  et  $A$  respectivement, et  $b_k$  le vecteur des paramètres de régression de  $g_n$ . Les facteurs suivent une loi normale multivariée  $g_n \sim \mathcal{N}_J(0, I_J)$  et on suppose qu'ils sont indépendants entre les unités statistiques. Le modèle est construit de telle manière que les facteurs capturent la covariance entre les réponses conditionnellement aux composantes et covariables supplémentaires. En notant  $G \in \mathbb{R}^{N \times J}$  la matrice contenant toutes les réalisations des facteurs, le prédicteur linéaire associé à la réponse  $y_k$  exprimé en colonne devient donc :

$$\eta_k = F\gamma_k + A\delta_k + Gb_k.$$

Soit  $B = [b_1, \dots, b_K] \in \mathbb{R}^{J \times K}$  la matrice des coefficients des facteurs. Comme montré par Geweke and Zhou (1996), cette matrice n'est pas unique. Pour garantir l'identification du modèle, nous devons imposer que la sous matrice de  $B$  de taille  $J \times J$  soit un triangle supérieur avec des éléments diagonaux tous positifs. Un avantage principal des modèles à facteurs est d'exprimer la matrice  $\Sigma = B^T B \in \mathbb{R}^{K \times K}$  des covariances conditionnelles des réponses de manière parcimonieuse. En effet, outre la contrainte triangulaire, le nombre de facteurs choisi est petit.

Dans un objectif de clarté, la figure 1 présente de manière graphique le modèle thématique avec facteurs.

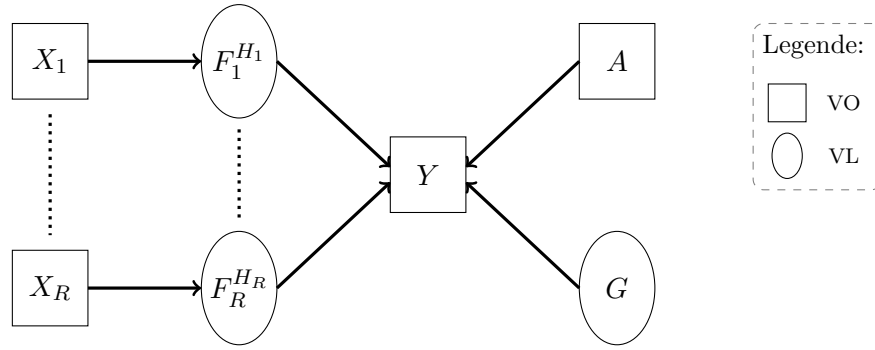


Figure 1: Représentation graphique de SCGLR thématique pour modèles à facteurs. L'intervention d'un groupe de variables sur un autre est représentée par une flèche. Les variables observées (VO) sont placées dans des carrés tandis que les ovales contiennent les variables latentes (VL).

### 3 Estimation du modèle

Soit  $\Theta = \{\gamma_k, \delta_k, b_k; k = 1, \dots, K\}$  l'ensemble des paramètres. La log-vraisemblance du modèle est obtenue en intégrant sur les facteurs  $g_n$  :

$$\begin{aligned} l(\Theta; Y) &= \sum_{n=1}^N \ln (L(y_n; \Theta)) \\ &= \sum_{n=1}^N \ln \left( \int \prod_{k=1}^K L(y_{nk} | g_n; \Theta) L(g_n) dg_n \right). \end{aligned}$$

Cependant, dans un contexte de réponses non Gaussiennes, la maximisation de cette log-vraisemblance n'est pas possible. Dans l'esprit de Saidane et al. (2013), nous avons choisi d'effectuer l'estimation en deux étapes.

### 3.1 Linéarisation du modèle

Nous considérons d’abord que les facteurs sont connus, c’est à dire que, conditionnellement à  $G$ , nous nous plaçons dans le cadre des GLM multivariés classiques. Soient  $h_k$  la fonction de lien canonique associée à la réponse  $y_k$ ,  $h'_k$  sa première dérivée et  $\mu_{nk}$  le paramètre d’espérance pour l’unité statistique  $n$ . La pseudo réponse  $w_{nk}$  est alors calculée comme le développement limité au premier ordre de  $h_k$  au point  $\mu_{nk}$  :

$$\begin{aligned} w_{nk} &= h_k(\mu_{nk}) + (y_{nk} - \mu_{nk}) h'_k(\mu_{nk}) \\ &= \eta_{nk} + \zeta_{nk}, \end{aligned}$$

où  $\zeta_{nk} = (y_{nk} - \mu_{nk}) h'_k(\mu_{nk})$ . Ce développement conduit alors au modèle linéarisé conditionnel suivant :

$$w_k = F\gamma_k + A\delta_k + Gb_k + \zeta_k,$$

où  $\mathbb{E}[w_k|G] = F\gamma_k + A\delta_k + Gb_k$  et  $\mathbb{V}[w_k|G] = \mathbb{V}[\zeta_k] = W_k^{-1}$ .

### 3.2 Estimation à l’aide de l’algorithme EM

La deuxième étape consiste à supposer Gaussiennes les pseudo réponses désormais connues. Les facteurs aléatoires étant latents, la log-vraisemblance du modèle linéarisé  $l(\Theta; \mathcal{W})$ , où  $\mathcal{W}$  désigne la matrice des pseudo réponses, possède une expression complexe qui la rend difficile à maximiser. Ainsi, nous utilisons l’algorithme EM (Dempster et al., 1977) pour estimer les paramètres. Nous calculons puis maximisons l’espérance de la log-vraisemblance complétée  $l(\Theta; \mathcal{W}, G)$  conditionnellement aux pseudo réponses.

## 4 Algorithme

L’algorithme 1 alterne le calcul des composantes et celui des autres paramètres via EM. Des essais numériques, sur données simulées et réelles, testant les performances de l’algorithme, seront exposés lors de la présentation orale de ce travail.

## Remerciements

Cette recherche a été soutenue par le projet GAMBAS financé par l’Agence Nationale de la Recherche (ANR-18-CE02-0025).

## References

- Bry, X., Trottier, C., Mortier, F., and Cornu, G. (2020). Component-based regularization of a multivariate GLM with a thematic partitioning of the explanatory variables. *Statistical Modelling*, 20(1):96–119.
- Bry, X., Trottier, C., Verron, T., and Mortier, F. (2013). Supervised component generalized linear regression using a PLS-extension of the Fisher scoring algorithm. *Journal of Multivariate Analysis*, 119:47–60.
- Bry, X. and Verron, T. (2015). THEME: THEmatic Model Exploration through multiple co-structure maximization. *Journal of Chemometrics*, 29(12):637–647.

---

**Algorithm 1:** SCGLR thématique pour les modèles à facteurs

---

**while** *not convergence* **do**

**Calculer les composantes grâce à la maximisation du critère (2) à l'aide de l'algorithme PING**

$$\forall r = 1, \dots, R, \forall h = 1, \dots, H_r, \quad f_r^{h(t+1)} = X_r u_r^{h(t+1)}$$

**Calculer les pseudo réponses à l'aide du FSA**

$$\eta_k^{(t+1)} = F^{(t+1)} \gamma_k^{(t)} + A \delta_k^{(t)} + G b_k^{(t)}$$

$$\mu_{nk}^{(t+1)} = h_k^{-1} \left( \eta_{nk}^{(t+1)} \right), \forall n = 1, \dots, N$$

$$w_{nk}^{(t+1)} = \eta_{nk}^{(t+1)} + h'_k \left( \mu_{nk}^{(t+1)} \right) \left( y_{nk} - \mu_{nk}^{(t+1)} \right), \forall n = 1, \dots, N$$

$$W_k^{(t+1)} = \text{diag} \left( \left[ a_{nk}(\phi_k) v_k \left( \mu_{nk}^{(t+1)} \right) h'_k \left( \mu_{nk}^{(t+1)} \right)^2 \right]^{-1} \right)_{n=1, \dots, N}$$

**Calculer les paramètres à l'aide l'algorithme EM**

$$\Theta^{(t+1)} = \underset{\Theta}{\operatorname{argmax}} l(\Theta^{(t)}; \mathcal{W})$$

**Incrémenter**

$$t \leftarrow t + 1$$

**end**

---

Dempster, A. P., Laird, N. M., and Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 39(1):1–22.

Geweke, J. and Zhou, G. (1996). Measuring the pricing error of the arbitrage pricing theory. *The review of financial studies*, 9(2):557–587.

McCullagh, P. and Nelder, J. (1989). Generalized Linear Models, Chapman and Hall, New York, NY.

Saidane, M., Bry, X., and Lavergne, C. (2013). Generalized linear factor models: A new local EM estimation algorithm. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 42(16):2944–2958.