

# Séance 2: Analyse Factorielle des Correspondances

## Révisions

Sébastien Gadat

Laboratoire de Statistique et Probabilités  
UMR 5583 CNRS-UPS

[www.lsp.ups-tlse.fr/gadat](http://www.lsp.ups-tlse.fr/gadat)

## Deuxième partie II

# Analyse Factorielle des Correspondances

# Données Qualitatives

## Notations

- On suppose donnés 2 variables  $X$  et  $Y$  qualitatives.
- On suppose donnés  $n$  individus décrits par ces chacune de ces 2 variables.
- Recherche de la **dépendance** entre les différentes modalités de  $X$  et  $Y$ .
- $X$  possède  $m_1$  modalités,  $Y$  en possède  $m_2$ .
- ♣ **Comment résumer les données ?**

## Tableau de contingence, nuage associés

La table de contingence associée à ces observations, de dimension  $m_1 \times m_2$ , est souvent notée  $\mathbf{T}$  ou  $N$  ; son élément générique est  $n_{\ell h}$ , effectif conjoint. Elle se présente sous la forme suivante :

	$y_1$	$\cdots$	$y_h$	$\cdots$	$y_{m_2}$	sommes
$x_1$	$n_{11}$	$\cdots$	$n_{1h}$	$\cdots$	$n_{1c}$	$n_{1+}$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
$x_\ell$	$n_{\ell 1}$	$\cdots$	$n_{\ell h}$	$\cdots$	$n_{\ell c}$	$n_{\ell+}$
$\vdots$	$\vdots$		$\vdots$		$\vdots$	$\vdots$
$x_{m_1}$	$n_{r1}$	$\cdots$	$n_{rh}$	$\cdots$	$n_{rc}$	$n_{m_1+}$
sommes	$n_{+1}$	$\cdots$	$n_{+h}$	$\cdots$	$n_{+m_2}$	$n$

## Effectifs Marginaux

On note par  $D_1$  et  $D_2$  les matrices diagonales des effectifs marginaux des variables  $X$  et  $Y$  :

$$D_1 = \begin{pmatrix} n_{1+} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \dots & \dots & \vdots \\ 0 & \dots & n_{i+} & \ddots & 0 \\ \vdots & \dots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \dots & n_{m_1+} \end{pmatrix} \quad D_2 = \begin{pmatrix} n_{+1} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \dots & \dots & \vdots \\ 0 & \dots & n_{+j} & \ddots & 0 \\ \vdots & \dots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \dots & n_{+m_2} \end{pmatrix}$$

## Profils Lignes

- Tableau des profils lignes d'éléments  $\frac{n_{i,j}}{n_{i+}}$  donné par :
- On considère les profils lignes comme  $m_1$  points dans  $\mathbb{R}^{m_2}$ .
- Chacun de ces points est affecté d'un poids proportionnel à sa fréquence marginale :
- Centre de gravité du nuage de points :

$$g_l =$$

- Les  $m_1$  profils lignes appartiennent à un sous-espace  $W_2$  de dimension  $m_2 - 1$  défini par :

## Profils Colonnes

- Tableau des profils colonnes d'éléments  $\frac{n_{i,j}}{n_{+j}}$  donné par :
- On considère les profils lignes comme  $m_2$  points dans  $\mathbb{R}^{m_1}$ .
- Chacun de ces points est affecté d'un poids proportionnel à sa fréquence marginale :
- Centre de gravité du nuage de points :

$$g_c =$$

- Les  $m_2$  profils colonnes appartiennent à un sous-espace  $W_1$  de dimension  $m_1 - 1$  défini par :

## Métrique du $\chi^2$ , Indépendance

- ♣ Dans le cas de l'indépendance statistique, on a la relation :
- Pour calculer la distance entre deux profils lignes  $i$  et  $i'$ , on utilise la formule :

$$d_{\chi^2}^2(i, i') =$$

- Il s'agit de la distance basée sur la métrique  $M_l$  donnée par

$$M_l =$$

- Cette métrique revient là-encore à donner autant d'importance à chacune des variables.

## Métrique du $\chi^2$ , Indépendance

- Pour calculer la distance entre deux profils colonnes  $j$  et  $j'$ , on utilise la formule :

$$d_{\chi^2}^2(j, j') =$$

- Il s'agit de la distance basée sur la métrique  $M_c$  donnée par

$$M_c =$$

- La quantité  $\varphi^2$  mesure l'écart à l'indépendance :

$$\varphi^2 = \dots = \dots = \dots$$

## Propriétés de la distance du $\chi^2$

**Proposition :** Étant données deux colonnes de  $N$ ,  $j$  et  $j'$  ayant le même profil, si l'on regroupe ces 2 colonnes en une seule d'effectif  $n_{ij} + n_{ij'}$  pour chacune des lignes  $i$ , alors les distances entre profils lignes est inchangée.

Preuve : ...

♣ Cette propriété est-elle vraie pour la métrique euclidienne ?

**Proposition :**  $\varphi^2$  correspond à la fois à l'inertie des profils lignes par rapport à  $g_l$ , mais également à l'inertie des profils colonnes par rapport à  $g_c$ .

# Analyse en composantes principales des deux nuages de profils

ACP profils lignes

Données  $X = D_1^{-1}N$

Métrique  $M = nD_2^{-1}$

Poids  $D = \frac{D_1}{n}$

Nous verrons que ces deux ACP amènent à des résultats parfaitement duaux l'un de l'autre.

ACP profils colonnes

Données  $X = D_2^{-1}N'$

Métrique  $M = nD_1^{-1}$

Poids  $D = \frac{D_2}{n}$

# ACP non centrées et facteur trivial

## Remarques et propriétés

- $0g_l$  est orthogonal à  $W_1$  pour la métrique du  $\chi^2$ .
- $\clubsuit \|g_l\|_{\chi^2} =$
- Proposition :  $g$  ( $g_l$  ou  $g_c$ ) est vecteur propre associé à la valeur propre 1.
- Il est donc à chaque fois inutile de préciser ce résultat dans les AFC.

## ACP non centrées et facteur trivial

On peut montrer que les facteurs principaux sont :

ACP profils lignes

ACP profils colonnes

Facteurs Principaux

Facteurs Principaux

$$VP \text{ de } D_2^{-1}N'D_1^{-1}N$$

$$VP \text{ de } D_1^{-1}ND_2^{-1}N'$$

Composantes principales

Composantes principales

$$VP \text{ de } D_1^{-1}ND_2^{-1}N'$$

$$VP \text{ de } D_2^{-1}N'D_1^{-1}N$$

Normalisés par

Normalisés par

$$a' \frac{D_1}{n} a = \lambda$$

$$b' \frac{D_2}{n} b = \lambda$$

## ACP non centrées et facteur trivial

- Les 2 analyses conduisent aux mêmes valeurs propres.
- Les facteurs principaux de l'une sont les composantes principales de l'autre.
- Les coordonnées des points-lignes et points-colonnes s'obtiennent en cherchant les vecteurs propres des produits des deux tableaux de profils

## Contributions

- Cercle de corrélation : aucun intérêt dans le contexte de variables qualitatives
- On utilise les contributions des profils lignes ou profils colonnes :

$$\lambda = \sum_{i=1}^{m_1} n_{i+} a_i^2$$

●

$$CTR(i) = \frac{n_{i+} a_i^2}{\lambda} \quad CTR(j) = \frac{n_{+j} b_j^2}{\lambda}$$

## Contributions

Formules de transition :

$$b = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} D_2^{-1} N' a \quad a = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} D_1^{-1} N b$$

Autrement dit :

$$b_j = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \sum_{i=1}^{m_1} \frac{n_{ij}}{n_{j+}} a_i \quad a_i = \frac{1}{\sqrt{\lambda}} \sum_{j=1}^{m_2} \frac{n_{ij}}{n_{+i}} a_j$$

## Reconstitution des données

Si  $m_1 < m_2$ , en éliminant la valeur propre 1, on a :

$$\varphi^2 = \sum_{k=1}^{m_1-1} \lambda_k$$

Les pourcentages de variance sont égaux à :

$$\%Var_k =$$

La formule de reconstitution est :

$$n_{ij} =$$

## Données AGR concernent les exploitations agricoles de la région Midi-Pyrénées.

Elles proviennent des "Tableaux Economiques de Midi-Pyrénées", publiés par la Direction Régionale de Toulouse de l'INSEE, en 1996 (données relatives à l'année 1993 ; chiffres arrondis à la dizaine près).

Les 73 000 exploitations ont été ventilées dans une table de contingence selon le département (en lignes, 8 modalités) et la SAU (Surface Agricole Utilisée, en colonnes, 6 classes).

Départements : ARIE = Ariège ; AVER = Aveyron ; H.G. = Haute-Garonne ; GERS = Gers ; LOT = Lot ; H.P. = Hautes-Pyrénées ; TARN = Tarn ; T.G. = Tarn-et-Garonne.

SAU : inf05 = moins de 5 hectares ; s0510 = entre 5 et 10 hectares... ; sup50 = plus de 50 hectares.

# Représentations graphiques

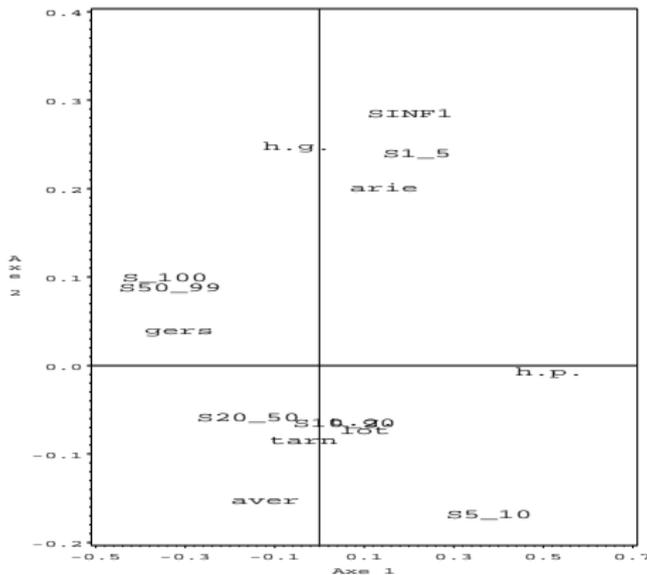


FIG.: *Biplot isométrique des données AGR.*

# Interprétation

- ♣ Quelles sont les variables qui sont croisées entre elles ?
- ♣ Que met en évidence le premier axe ?
- ♣ Que met en évidence le second axe ?