# T. D. $n^{\circ}$ III - Quelques applications [d'après exercices proposés par J. F. Durand dans

http: //www.math.univ-montp2.fr/~durand/bibliography/polyalgmatc.pdf]

## Exercice $n^{\circ} 1$ .

Soit le tableau de données

$$\mathbf{T} = \sqrt{10} \begin{bmatrix} 2 & 2 & 3 \\ 3 & 1 & 2 \\ 1 & 0 & 3 \\ 2 & 1 & 4 \\ 2 & 1 & 3 \end{bmatrix}$$

correspondant à des mesures effectuées sur 5 individus de poids statistiques égaux pour les trois variables  $T^1$ ,  $T^2$  et  $T^3$ . On va effectuer une ACP centrée-réduite sur ce tableau.

- 1. Calculer l'individu moyen, le vecteur  $(\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3)'$  des écarts types des variables et la matrice **X** des données centrées-réduites.
- 2. Calculer la matrice des corrélations  ${f R}$
- 3. Effectuer la décomposition aux valeurs propres de R
- 4. Les deux premiers vecteurs de R sont

$$\boldsymbol{\xi}_{1}' = \frac{1}{2} \left( \sqrt{2}, 1, -1 \right)' \text{ et } \boldsymbol{\xi}_{2}' = \frac{1}{\sqrt{2}} \left( 0, 1, 1 \right)'.$$

Ils sont associés aux valeurs propres

$$\lambda_1 = 1 + \frac{\sqrt{2}}{2}$$
 et  $\lambda_2 = 1$ .

Calculer les composantes principales  $\mathbf{c}_1$  et  $\mathbf{c}_2$  dont on vérifiera les propriétés statistiques

5. Représenter les individus dans le plan factoriel (1,2). Donner une interprétation de cette ACP

## Exercice n° 2

Soit la matrice  $\mathbf{X} = [\mathbf{x}^1, \mathbf{x}^2, \mathbf{x}^3]$  dont les variables ont pour matrice de corrélation

$$\mathbf{R} = \left[ \begin{array}{ccc} 1 & \rho & -\rho \\ \rho & 1 & \rho \\ -\rho & \rho & 1 \end{array} \right]$$

avec  $-1 \le \rho \le 1$ . On va effectuer l'ACP centrée-réduite de **X**.

- 1. Vérifier que **R** admet pour vecteur propre  $\boldsymbol{\xi}_1 = \frac{1}{\sqrt{3}} \left( 1, -1, 1 \right)'$
- 2. Déterminer les autres vecteurs propres et valeurs propres de  ${\bf R}$
- 3. Quelles sont les valeurs possibles de  $\rho$ ? Justifier le fait que l'ACP a plus d'intérêt si  $-1 < \rho < 0$ . On se placera ensuite dans ce cas.
- 4. Calculer les pourcentages de variance expliquée et tracer l'éboulis de valeurs propres
- 5. Comment s'interprète en fonction de  $\mathbf{x}^1$ ,  $\mathbf{x}^2$  et  $\mathbf{x}^3$  l'unique composante à retenir ici?

#### Correction exercice n°1

1. L'individu moyen est obtenu en faisant la moyenne des colonnes du tableau T, soit  $\overline{\mathbf{x}} = \sqrt{10}(2,1,3)'$ . Le vecteur des écarts types est obtenu en calculant les écarts types de chaque colonnes de T. Soit  $\mathbf{T}_c$  la matrice des données centrées,  $\mathbf{T}_c = \mathbf{T} - (\overline{\mathbf{x}}', \overline{\mathbf{x}}', \overline{\mathbf{x}}', \overline{\mathbf{x}}', \overline{\mathbf{x}}')'$ 

$$\mathbf{T}_c = \sqrt{10} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \\ -1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

le vecteur  $\boldsymbol{\sigma} = (\sigma_1, \sigma_2, \sigma_3)'$  contient les termes en racine carrée des éléments diagonaux de la matrice  $\mathbf{V} = \frac{1}{n} \mathbf{T}_c' \mathbf{T}_c$ , n = 5, soit  $\boldsymbol{\sigma}^2 = \frac{10}{5} (2, 2, 2)'$ . Le calcul de la matrice  $\mathbf{X}$  revient à diviser chaque colonne de  $\mathbf{T}_c$  par l'écart-type de la variable correspondante :

$$\mathbf{X} = rac{\sqrt{10}}{2} \left[ egin{array}{cccc} 0 & 1 & 0 \ 1 & 0 & -1 \ -1 & -1 & 0 \ 0 & 0 & 1 \ 0 & 0 & 0 \end{array} 
ight] = rac{1}{2} \mathbf{T}_c$$

2. La matrice des corrélations

$$\mathbf{R} = \frac{1}{n} \mathbf{X}' \mathbf{X} = \frac{1}{5} \frac{10}{4} \begin{bmatrix} 2 & 1 & -1 \\ 1 & 2 & 0 \\ -1 & 0 & 2 \end{bmatrix}$$

3. L'ACP centrée-réduite de **T** nécessite le calcul des vecteurs propres de **R**. On résout le système det  $(\mathbf{R} - \lambda \mathbf{I}) = 0$  soit

$$(1 - \lambda) \left(\lambda - 1 - \frac{1}{\sqrt{2}}\right) \left(\lambda - 1 + \frac{1}{\sqrt{2}}\right) = 0$$

et on obtient 3 valeurs propres  $\lambda_1 = 1 + \frac{1}{\sqrt{2}}, \ \lambda_2 = 1, \ \lambda_3 = 1 - \frac{1}{\sqrt{2}}$ .

4. Le calcul des 2 premières composantes principales est donné par

$$\mathbf{c}^i = \mathbf{X}\boldsymbol{\xi}_i, \ i = 1, 2$$

soit pour la première, associée à la valeur propre  $\lambda_1$ ,

$$\mathbf{c}^{1} = \frac{\sqrt{10}}{2} \times \frac{1}{2} \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \\ -1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{2} \\ 1 \\ -1 \end{pmatrix} = \frac{\sqrt{10}}{4} \begin{pmatrix} 1 \\ \sqrt{2} + 1 \\ -\sqrt{2} - 1 \\ -1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

et la seconde  $\mathbf{c}^2 = \frac{\sqrt{10}}{2} \times \frac{1}{\sqrt{2}} (1, -1, -1, 1, 0)'$ . Les propriétés de ces composantes montrent qu'elles sont orthogonales deux à deux

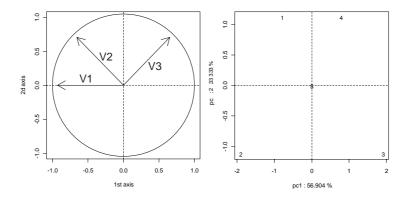
$$\left\langle \mathbf{c}^{i}, \mathbf{c}^{j} \right\rangle_{\mathbf{M}} = \frac{1}{5} \mathbf{c}^{i\prime} \mathbf{c}^{j} = 0, \ \forall i \neq j$$

et que leur norme est reliée à chaque valeur propre par

$$\left\|\mathbf{c}^{j}\right\|_{\mathbf{M}}^{2} = \frac{1}{5}\mathbf{c}^{j\prime}\mathbf{c}^{j} = \lambda_{j}, \ j = 1, 2.$$

2

5. représentation des individus dans le plan factoriel (1,2).



Le premier axe oppose les variations de V1, V2 avec V3. Le second est un axe de taille. Les individus 2 et 3 présentent de faibles valeurs de V2 et V3, l'individu 2 étant caractérisé par une forte valeur de V1. Les individus 1 et 4 sont attachés aux variables V2 et V3 respectivement. L'individu 5 est le plus consensuel puisque confondu avec le centre de gravité de l'ACP.

### Correction exercice n°2

1. Si **R** admet pour vecteur propre  $\xi_1$  alors il vérifie  $\mathbf{R}\xi_1 = \lambda_1\xi_1, \ \lambda_1 \in \mathbb{R}^+$ . On calcule  $\mathbf{R}\xi_1$ :

$$\frac{1}{\sqrt{3}} \begin{bmatrix} 1 & \rho & -\rho \\ \rho & 1 & \rho \\ -\rho & \rho & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{1}{\sqrt{3}} \begin{pmatrix} 1-2\rho \\ 2\rho-1 \\ -2\rho+1 \end{pmatrix} = (1-2\rho)\,\boldsymbol{\xi}_1$$

donc,  $\xi_1$  est bien vecteur propre de  $\mathbf{R}$  pour la valeur propre  $\lambda_1 = 1 - 2\rho$ . Cette valeur propre étant positive (propriété de  $\mathbf{R}$ ) on doit avoir  $-1 \le \rho \le \frac{1}{2}$ .

2. Pour déterminer les autres éléments propres de  $\mathbf{R}$ , on résout det  $(\mathbf{R} - \lambda \mathbf{I}) = 0$ , ce qui équivaut à

$$(1 - \lambda) \left( (1 - \lambda)^2 - \rho^2 \right) - 2\rho^2 (1 - \lambda + \rho) = 0$$
$$(1 - \lambda + \rho) \left[ (1 - \lambda) (1 - \lambda - \rho) - 2\rho^2 \right] = 0$$
$$(1 - \lambda + \rho) \left[ \lambda^2 - \lambda (2 - \rho) + 1 - \rho - 2\rho^2 \right] = 0$$

On sait que  $\lambda_1 = 1 - 2\rho$  est valeur propre de **R**. Ceci permet de calculer par identification la racine du polynôme ci-dessus. On montre que  $\lambda = 1 + \rho$  est racine double. On peut maintenant déterminer les vecteurs propres pour cette valeur propre. Soit  $\boldsymbol{\xi} = (x, y, z)'$  un vecteur vérifiant  $\mathbf{R}\boldsymbol{\xi} = \lambda\boldsymbol{\xi}$ . En développant, on obtient le système

$$\begin{cases} -\rho x + \rho y - \rho z = 0 \\ \rho x - \rho y + \rho z = 0 \\ -\rho x + \rho y - \rho z = 0 \end{cases} .$$

Il nous faut maintenant trouver des valeurs arbitraires de x, y et z qui vérifient ce système. On en trouve facilement 2 tiercés avec (1,1,0) et (1,0,-1) qui ne soient pas combinaison linéaire l'un de l'autre. En normalisant ces vecteurs, on obtient finalement les deux vecteurs propres  $\boldsymbol{\xi}_2 = \frac{1}{\sqrt{2}} (1,1,0)'$  et  $\boldsymbol{\xi}_3 = \frac{1}{\sqrt{2}} (1,0,-1)'$ . Finalement, la matrice des corrélations  $\mathbf{R}$  peut être décomposée sous la forme  $\mathbf{R} = \mathbf{P} \mathbf{\Lambda} \mathbf{P}'$  avec  $\mathbf{P} = [\boldsymbol{\xi}_1, \boldsymbol{\xi}_2, \boldsymbol{\xi}_3]$ , matrice des vecteurs propres et  $\mathbf{\Lambda}$ , matrice des valeurs propres de termes diagonaux  $(1-2\rho, 1+\rho, 1+\rho)$ .

3. Nous avons déjà vu que les valeurs possibles de  $\rho$  sont  $-1 \le \rho \le \frac{1}{2}$  pour assurer la positivité des valeurs propres. Supposons maintenant que  $-1 < \rho < 0$ . On peut ranger les valeurs propres par ordre décroissant avec  $1-2\rho > 1+\rho$ . On se rend alors compte que l'espace initial à 3 variables peut être réduit à une seule variable, combinaison linéaire des 3 variables initiales. En effet, si l'on considère le sous-espace propre de dimension 2 associé à la valeur propre double, l'information du nuage de points résumé dans cet espace est identique dans les deux directions. Cela n'apporte rien de les conserver.

- 4. Les pourcentages d'inertie expliquée sont donnés, dans chaque direction propre, par le rapport d'une valeur propre sur la somme totale des valeurs propres, égale dans ce cas à 3, puisqu'elle correspond à l'inertie totale calculée à partir de la matrice des corrélations (variables réduites). L'éboulis correspond au tracé, sur le même graphique, de barres de hauteur  $(1-2\rho)/3$ ,  $(1+\rho)/3$  et  $(1+\rho)/3$ .
- 5. A partir du premier vecteur propre et du tableau  $\mathbf{X}$  centré-réduit noté  $\mathbf{X}_{cr}$ , on peut calculer la composante principale

$$\mathbf{c}^1 = \mathbf{X}_{cr} \boldsymbol{\xi}_1.$$

En notant que  $\mathbf{X}_{cr} = \left[\mathbf{x}_{cr}^1, \mathbf{x}_{cr}^2, \mathbf{x}_{cr}^3\right]$  et que  $\boldsymbol{\xi}_1 = \left(\xi_{11}, \xi_{21}, \xi_{31}\right)'$  on peut exprimer la composante en fonction des variables initiales à un centrage et une réduction près comme

$$\mathbf{c}^1 = \xi_{11} \mathbf{x}_{cr}^1 + \xi_{21} \mathbf{x}_{cr}^2 + \xi_{31} \mathbf{x}_{cr}^3.$$

Une composante principale est donc une nouvelle variable, combinaison linéaire des variables initiales.