

# Institut de Financement du Développement du Maghreb Arabe

**Concours de recrutement de la 24<sup>ème</sup> promotion**  
Méthodes Quantitatives - Corrigé

## Exercice 1

1-  $E\bar{y}_n = E\left(\frac{1}{n} \sum y_i\right) = \frac{1}{n} \sum E y_i = \frac{nm}{n} = m$

$V(\bar{y}_n) = \frac{1}{n^2} v(\sum y_i) = \frac{n\sigma^2}{n^2} = \frac{\sigma^2}{n}$

2- a  $n\bar{y}_n = \sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^{n-1} y_i + y_n = (n-1)\bar{y}_{n-1} + y_n$

d'où  $\bar{y}_n = \frac{n-1}{n}\bar{y}_{n-1} + \frac{1}{n}y_n$

b-  $cov(\bar{y}_n, \bar{y}_{n-1}) = cov\left(\frac{n-1}{n}\bar{y}_{n-1} + \frac{1}{n}y_n, \bar{y}_{n-1}\right)$   
 $= \frac{n-1}{n}v\bar{y}_{n-1} + \frac{1}{n}cov(y_n, \bar{y}_{n-1})$

$cov(y_n, \bar{y}_{n-1}) = 0$  du fait que  $y_n$  est indépendante de toutes les variables  $y_1, \dots, y_{n-1}$  figurant dans  $\bar{y}_{n-1}$

d'où  $cov(\bar{y}_n, \bar{y}_{n-1}) = \left(\frac{n-1}{n}\right) \left(\frac{\sigma^2}{n-1}\right) = \frac{\sigma^2}{n}$

$P_{\bar{y}_{n-1}\bar{y}_n} = \frac{\frac{\sigma^2}{n}}{\sqrt{\frac{\sigma^2}{n-1}}\sqrt{\frac{\sigma^2}{n}}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{n}}{\frac{1}{n-1}}} = \sqrt{\frac{n-1}{n}}$

-Le coefficient de corrélation est proche de l'unité. Cela signifie que  $y_{n-1}$  et  $y_n$  vont avoir des valeurs très voisines pour  $n$  assez grand. Les signes et les ordres de grandeur des deux grandeurs sont très similaires.

3- Nous avons  $P[-\alpha \leq (\bar{y}_n - m) \leq \alpha] = P[|\bar{y}_n - m| \leq \alpha] \geq 1 - \frac{V(\bar{Y})}{\alpha^2}$

Le majorant est alors :  $1 - \frac{var\bar{y}}{\alpha^2} = 1 - \frac{\sigma^2}{n\alpha^2}$

b- En faisant tendre  $n \rightarrow +\infty$ , nous remarquons que:

$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|\bar{y}_n - m| \leq \alpha] \geq 1$  ce qui prouve que  $\lim_{n \rightarrow \infty} P[|\bar{y}_n - m| \leq \alpha] = 1$  est donc  $\bar{y}_n \xrightarrow{P} m$

4-a-  $nS^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n ((y_i - m) + (m - \bar{y}))^2$   
 $= \sum (y_i - m)^2 + 2(m - \bar{y}) \sum (y_i - m) + n(m - \bar{y})^2$   
 $= \sum (y_i - m)^2 - 2n(y - m)^2 + n(y - m)^2 = \sum (y_i - m)^2 - n(y - m)^2$

b- Si les  $y_i$  sont des lois normales, nous aurons

$\frac{ns^2}{\sigma^2} = \sum \left(\frac{y_i - m}{\sigma}\right)^2 - n\left(\frac{\bar{y} - m}{\sigma}\right)^2$

$\sum \left(\frac{y_i - m}{\sigma}\right)^2 \sim X^2(n)$

$y \sim N\left(m, \frac{\sigma^2}{n}\right) \implies \sqrt{n}(\bar{y} - m) \sim N(0, \sigma^2)$

$\implies \frac{n(\bar{y} - m)^2}{\sigma^2} \sim X^2(1)$

c- Partant de  $\frac{ns^2}{\sigma^2} + \frac{n(\bar{y} - m)^2}{\sigma^2} = \sum \frac{(y_i - m)^2}{\sigma^2}$

et en utilisant les fonctions génératrices de  $\frac{n(\bar{y} - m)^2}{\sigma^2}$  et de  $\sum \frac{(y_i - m)^2}{\sigma^2}$  qui sont  $\left(\frac{1}{1-2t}\right)^{\frac{n}{2}}$  et  $\left(\frac{1}{1-2t}\right)^{\frac{n}{2}}$ , ou en déduit que  $\frac{Mns^2}{\sigma^2}(t) = \left(\frac{1}{1-2t}\right)^{\frac{n-1}{2}}$  et donc  $\frac{ns^2}{\sigma^2} \sim X^2(n-1)$

### Exercice 2

1/ a i)  $\beta = \frac{DE}{DR}$  : La variation de l'épargne suite à un accroissement d'une unité du taux d'intérêt  $\beta > 0$

ii)  $\alpha$  : le montant d'épargne pour un taux d'intérêt nul  $\rightarrow$  l'épargne minimum

b/  $\xi$  : résume les autres variables économiques qui ont une influence sur l'épargne telles que la consommation, le niveau des prix,.....

$$2/ \hat{\beta} = \frac{\sum (E_t - \bar{E})(R_t - \bar{R})}{\sum (R_t - \bar{R})^2} = \frac{\sum R_t E_t - T \bar{R} \bar{E}}{\sum R_t^2 - T \bar{R}^2}$$

$$\hat{\alpha} = \hat{E} - \hat{\beta} \bar{R}$$

$$AN. \sum R_t E_t - T \bar{R} \bar{E} = 2106,5 - 10 * 435 * 4,35 = 214,25$$

$$\sum (R_t - \bar{R})^2 = 215,25 - 10 * 4,35^2 = 26,025$$

$$\hat{\beta} = \frac{214,25}{26,025} = 8,232$$

$$3/ \sigma^2 \frac{SCR}{T-2}$$

avec  $SCR = SCT - SCE$

$$SCT = \sum (E_t - \bar{E})^2 = \sum E_t^2 - T \bar{E}^2 = 20775 - 10.43,5^2 = 1852,5$$

$$SCE = \hat{\beta} \sum (E_t - \bar{E})(R_t - \bar{R})$$

$$= \hat{\beta}^2 \sum (R_t - \bar{R})^2 = 1763,706$$

$$SCR = 1852,5 - 1763,706 = 88,794$$

$$\Rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{88,794}{10-2} = \frac{88,794}{8} = 11,100$$

$$4/ a) Cov(E, R) = P(E, R) = \frac{Cov(E, R)}{\sqrt{V(E)V(R)}}$$

$$Cov(E, R) = \frac{1}{T} (\sum E_t R_t - T \bar{E} \bar{R})$$

$$V(E) = \frac{1}{T} \sum (E_t - \bar{E})^2$$

$$V(R) = \frac{1}{T} \sum (R_t - \bar{R})^2$$

$$\Rightarrow P(R, E) = \frac{\sum (E_t - \bar{E})(R_t - \bar{R})}{\sqrt{\sum (E_t - \bar{E})^2 \sum (R_t - \bar{R})^2}} = \frac{214,25}{\sqrt{26,025 * 1852,15}} = 0,976$$

$$b) R^2 = \frac{SCE}{SCT} = \frac{\hat{\beta} \sum (E_t - \bar{E})(R_t - \bar{R})}{\sum (R_t - \bar{R})^2}$$

$$= \frac{(\sum (E_t - \bar{E})(R_t - \bar{R}))^2}{\sum (E_t - \bar{E})^2 \sum (R_t - \bar{R})^2}$$

$$= P^2(E, R) = 0,976^2 = 0,952$$

5/ **Test :**

$$H_0 : \beta = 0 \text{ contre } H_1 : \beta \neq 0 \quad \hat{t} = \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma} \hat{\beta}} = \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\hat{v}(\hat{\beta})}} \sim St(8)$$

$$\hat{v}(\hat{\beta}) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sum (R_t - \bar{R})^2} = \frac{11,1}{26,025} \simeq 0,426$$

$$\hat{t} = \frac{8,232}{\sqrt{0,426}} = 12,612$$

$$|\hat{t}| > t^{5\%}(8) = 2,306$$

$\Rightarrow \hat{\beta}$  est significativement différent de zéro au seuil de 5%

$$6/ i- \quad t \hat{E}_{11} = 7,691 + 8,232 * 4 = 40,619$$

$$\widehat{V}(e_{11}) = \left\{ 1 + \frac{1}{T} + \frac{(R_{11} - \bar{R})^2}{\sum (R_t - \bar{R})^2} \right\} \sigma^2$$

$$\widehat{V}(e_{11}) = 11,262$$

$$\begin{aligned} \text{ii) } C_{E_{11}}^{95\%} &= \widehat{E}_{11} \pm t^{5\%}(8) \sqrt{\widehat{v}(e_{11})} \\ &= 40.619 \pm 2.306 \cdot \sqrt{11.262} \\ &= 40.619 \pm 2.306 \cdot 3.356 \\ &= [32.88 ; 48.358] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} 7/ \text{ a) } \widehat{\beta} &= \frac{\sum E_t R_t}{\sum R_t^2} \\ &= \frac{\sum R_t (\alpha + \beta R_t + \xi_t)}{\sum R_t^2} \\ &= \frac{\alpha \sum R_t + \beta \sum R_t^2 + \sum R_t \xi_t}{\sum R_t^2} \end{aligned}$$

$$E \left( \widehat{\beta} \right) = \beta + \alpha \frac{\sum R_t}{\sum R_t^2} \neq \beta$$

$$\text{b) } V \left( \widehat{\beta} \right) = \frac{\sigma^2}{\sum R_t^2}$$