

## MODÈLE AVEC AUTOCORRÉLATION TEMPORELLE (D2, J1, J8, N)

(23 / 04 / 2020, © Monfort, Dicostat2005, 2005-2020)

(i) Soit :

$$(1) \quad y = F(b) + u, \quad \text{avec } E u = 0, \quad V u = \Sigma, \quad b \in \mathbf{R}^Q,$$

un **modèle de régression multiple** non linéaire écrit dans un **espace d'observation** donné. On suppose que le **processus** en **temps** discret  $U = (U_t)_{t \in T}$  (avec  $T \subset \mathbf{Z}$ ), qui engendre la **série temporelle** (inobservable)  $u = (u_t)_{t=1, \dots, T}$ , est un **processus stationnaire en covariance**.

On dit que (1) est un **modèle avec autocorrélation temporelle**, ou **modèle avec perturbations autocorrélées**, ssi  $U$  est :

(a) soit un **processus autorégressif** ar (p), ie :

$$(2) \quad U_t = \sum_{i=1}^p \rho_i U_{t-i} + V_t, \quad \forall t \in T,$$

avec  $E V_t = 0$  et  $C(V_s, V_t) = \delta_{st} \cdot \sigma_v^2, \forall (s, t) \in T^2$  ;

(b) soit un **processus de moyenne mobile** mm (q), ie :

$$(3) \quad U_t = \sum_{i=1}^q \rho_i V_{t-i} + V_t, \quad \forall t \in T,$$

avec  $E V_t = 0$  et  $C(V_s, V_t) = \delta_{st} \sigma_v^2, \forall (s, t) \in T^2$ .

(ii) Un exemple élémentaire est celui du **processus de MARKOV** (autorégressif d'ordre 1) :

$$(4) \quad U_t = \rho_1 \cdot U_{t-1} + V_t, \quad \text{où } |\rho_1| \leq 1,$$

avec  $E V_t = 0$  et  $C(V_s, V_t) = \delta_{st} \cdot \sigma_v^2$ .

La **matrice des covariances** de  $U$  est alors de la forme :

$$(5) \quad V U = (1 - \rho_1)^{-1} \cdot \sigma_v^2 \cdot \Omega \quad (\text{notée } \sigma_u^2 \Omega),$$

où  $\sigma_u^2 = (1 - \rho_1)^{-1} \cdot \sigma_v^2$  et où  $\Omega = (\omega_{st})_{(s,t)}$  est une **matrice de TOEPLITZ** tq :

$$(6) \quad \omega_{st} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = s \\ \rho_1 & \text{si } t = s+1 \text{ ou si } s = t+1 \\ \rho_1^2 & \text{si } t = s+2 \text{ ou si } s = t+2 \\ \dots & \\ \rho_1^{T-1} & \text{si } t = 1 \text{ et } s = T, \text{ ou si } s = 1 \text{ et } t = T. \end{cases}$$

On distingue deux cas :

(a) si  $\Omega$  est connue, ie si  $\rho_1$  est donné, la **méthode des moindres carrés généralisés** est applicable, avec :

$$(7) \quad (1 - \rho_1^2) \Omega^{-1} = H' H,$$

où  $H = (h_{st})_{(s,t)}$  est définie par :

$$(8) \quad h_{st} = \begin{cases} (1 - \rho_1^2)^{1/2} & \text{si } s = t = 1, \\ -\rho_1 & \text{si } s = t + 1, \\ 0 & \text{si } t > s \text{ ou si } s > t + 1, \\ 1 & \text{si } t = s \text{ et } t > 1. \end{cases}$$

Autrement dit, on transforme le modèle (1) à l'aide de H selon :

$$(9) \quad H y = H \cdot F(b) + H u,$$

et l'on applique à (8) la **méthode des moindres carrés ordinaires** ;

(b) si  $\Omega$  n'est pas connue (cas général), on utilise les mêmes alternatives que dans le cas où la **méthode des mcg** s'applique. Si la forme (1) est linéaire (avec  $Q = K$  et  $F = X \in M_{NK}(\mathbf{R})$ ), on peut procéder en deux étapes :

(b<sub>1</sub>) estimation du **coefficient d'autocorrélation**  $\rho_1$  :

(b<sub>11</sub>) soit par la **méthode des mco**, ce qui conduit à l'**estimateur** :

$$(10) \quad \hat{\rho}_1 = \{\sum_{t=2}^T u_t \hat{u}_{t-1}\} / \sum_{t=1}^T (u_t \hat{u}_t)^2 ;$$

(b<sub>12</sub>) soit par la **méthode de J. DURBIN**, qui consiste à appliquer la méthode des mco sur le modèle (non linéaire en  $(b, \rho_1)$ ) suivant, parfois appelé **modèle quasi-différencié** (cf **quasi-différentiation**) :

$$(11) \quad y_t = \rho_1 y_{t-1} + X_t b - \rho_1 X_{t-1} b + v_t.$$

Ces méthodes fournissent un estimateur  $\hat{\rho}_1$  convergeant en probabilité vers  $\rho_1$  (cf **convergence en probabilité**) ;

(b<sub>2</sub>) estimation de b en remplaçant dans (9) la fonction matricielle  $H = H(\rho_1)$  par la matrice estimée à l'aide de la première étape, ie par  $\hat{H} = H(\hat{\rho}_1)$  (**procédure de D. COCHRANE - G.H. ORCUTT**).

Pour estimer  $(b, \rho_1)$ , il est aussi possible d'utiliser l'une des méthodes suivantes :

(a) **méthode du maximum de vraisemblance** appliquée au modèle (11) précédent ;

(b) « balayage » du segment  $[-1, +1]$  par  $\rho_1$  : ie on fait varier  $\rho_1$  par **pas** de longueur  $1 / D$  (où le nombre  $D \gg 0$  est donné a priori) dans le segment précédent. A chaque valeur  $\rho_1 (D)$  obtenue pour  $\rho_1$ , on calcule  $\hat{b}$  par la méthode des mco ; la procédure s'arrête lorsque  $\text{eg } \|y - \hat{y}\|^2$  est minimum, ce qui fournit une **approximation** de la valeur de  $\hat{b}$  cherchée. Pour tester l'**hypothèse nulle** de non autocorrélation des perturbations suivante :

(12)  $H_0 : \rho_1 = 0,$

on utilise souvent le **test de DURBIN-WATSON**.