

`%\end{figure}`

`%\begin{aligned}`

% \item Supposons que Z suit un processus

observée. $v_i = \alpha + X_i \beta$

Ces décalages peuvent être combinés pour obtenir différents

$$\delta = \lambda W \left(\frac{1}{\nu} + \frac{\nu}{\nu + \nu_{\text{varepsilon}}} \right) \sim \lambda W \frac{\nu}{\nu + \nu_{\text{varepsilon}}}$$

\item Un choc aléatoire dans une observation ε_i n'affecte

Item La forme réduite du modèle SAR s'écrit :

$$S_k(W_n) \{21\} \& S_k(W_n) \{22\} \& \& S_k(W_n) \{2n\} \setminus \setminus$$

\backslash emph{impacts indirects}: Ils sont collectés dans la matrice

colonne (en prenant en compte l'élément diagonal) donne

résumer l'information contenue dans ces matrices.

$$\beta_1 \ln(\text{income}_t) + \beta_2 \text{surf}_t + \beta_3 \mathbf{W}_t$$

% \$env\ cha\$ & 0.056 \\\

$W_n v_n = W_n (1 - \rho) W_n^{-1} X_n \beta + W_n (1 - \rho)$

$\neq 0$. \implies Estimateur des MCO non

$$l(\theta; X) = f(X_1, \dots, X_n; \theta) = \prod_i$$

$$\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n s(X_i; \theta)$$

item Fonction de densité de probabilité de

$\varepsilon \left| \frac{\partial v}{\partial t} \right|$

$\frac{\partial^2 \ln I(v; \theta)}{\partial \beta \partial \beta}$

particulièrement les matrices de pondération spatiales.

l'espace du paramètre ρ

% Nitem On estime iuste ρ^* au lieu de ρ . mais

$\frac{\omega_{\min}}{\omega_{\max}}$

utilise \$[-0.99;0.99]\$,

$$W_{nl} = \sum_{i=1}^n \omega_i \ln(1 - \rho \omega_i)$$

`\end{multline*}`

`\item` La matrice de variance-covariance est obtenue en

l'item $AIC = -2l + 2k$: min AIC est le meilleur modèle :

% \frametitle{Estimateur des 2SI S}

$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$

$\end{itemize}$

$W = n^{-1} X' \beta$ (Multiplicateur spatial) mais ne

$W = n^{-1} X' \beta$, avec $\theta = (\rho \beta)'$, le vecteur

% \begin{frame}

% \begin{frame}

`\begin{equation}`*

`\end{frame}`*

\\item Considérons un modèle en coupe transversale avec

$\ln l(\beta', \lambda, \sigma; \epsilon)$ &=

l'estimateur du maximum de vraisemblance de \$

