

# Prévision non paramétrique : quelques exemples

A. Philippe

Laboratoire de mathématiques Jean Leray  
Université de Nantes  
Anne.Philippe@univ-nantes.fr

Hiver 2008

# Présentation

Le prédicteur à noyau non paramétrique dépend de

- la taille du bloc  $r$
- la vitesse de fermeture de la fenêtre  $h_n = \frac{C_h}{n^{1/(4+r)}}$ .
- Le noyau utilisé est le noyau gaussien.

On calibre les constantes  $r, C_h$  par validation croisée. Plus précisément, ayant observé  $X_1, \dots, X_n$ , et cherchant à prévoir  $X_{n+1}, \dots, X_{n+K_{prev}}$ , on détermine les valeurs de  $r, C_h$  qui minimisent la quantité suivante (erreur quadratique)

$$\sum_{t=\lceil n/2 \rceil}^{n-K_{prev}} \sum_{i=1}^{K_{prev}} (\hat{X}_{t:i} - X_{t+i})^2$$

où  $\hat{X}_{t:i}$  est la prévision de  $X_{t+i}$  ayant observé  $X_1, \dots, X_t$ .

**Fonction R :**

```
function(serie, kprev = 15, r =  
10, cte=1, typtub=0.1, passim=1, debbloc1=1, methprev=1, dessin  
= 1)
```

## Un exemple stationnaire et linéaire

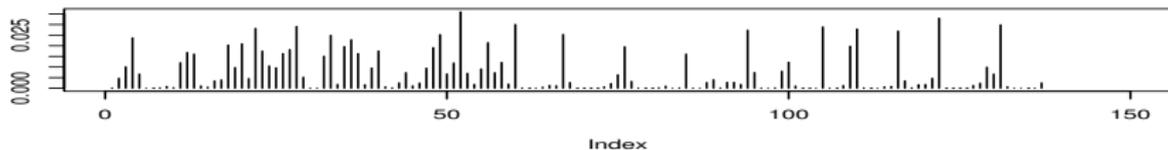
Les données sont simulées suivant un modèle AR(2) :

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \epsilon_t$$

avec  $a_1 = 0.9$  et  $a_2 = -0.45$ .

On dispose de 140 observations et on prévoit à l'horizon 10. Les paramètres obtenus par validation croisée sont  $r = 2$  et  $C_h = 2$ . On retrouve bien l'ordre de l'AR comme choix optimal de  $r$ .

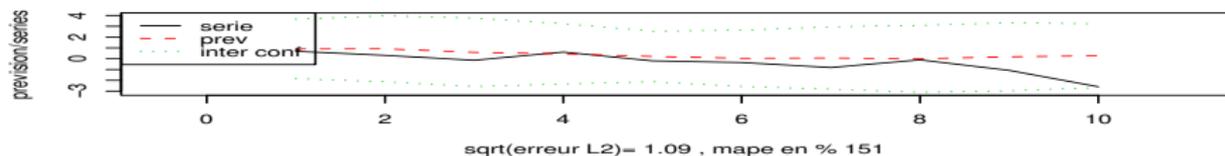
**similarite; long prev 10 ; long serie 150 ; methprev 1**



**similarite, taille du bloc= 2 Constante de fenetre 2**

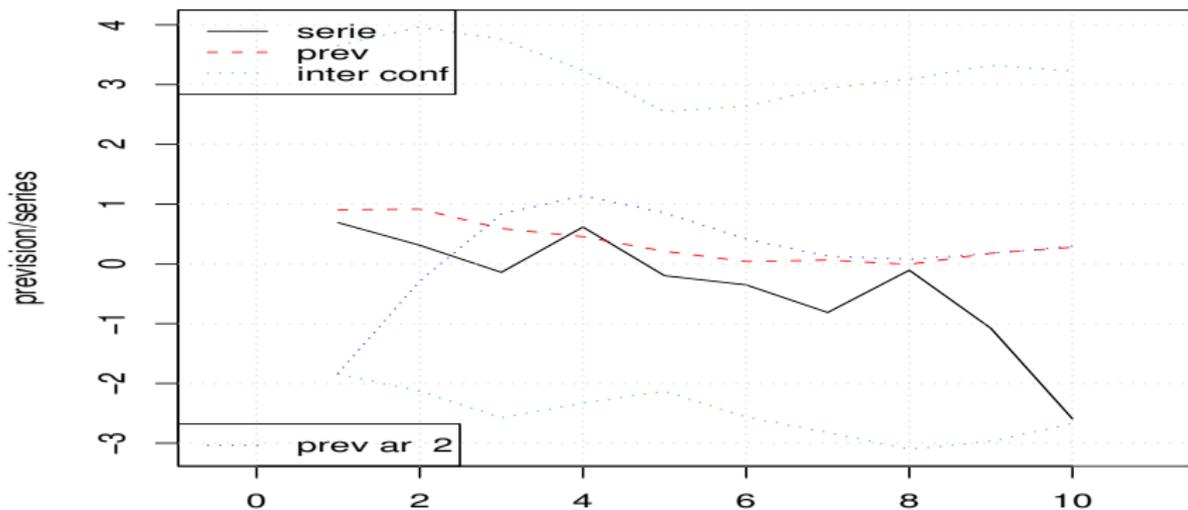


**long prev 10**



Les graphiques représentent les similarités [*haut*], la série et la prévision [*milieu*], la prévision et la région de confiance [*bas*]

### long prev 10



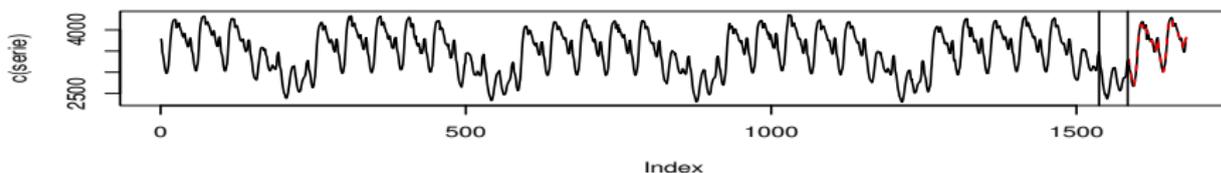
Sur les données précédentes. On compare la prévision non paramétrique avec le prédicteur linéaire construit à partir d'un modèle AR(2).

# Situation non stationnaire : consommation d'électricité

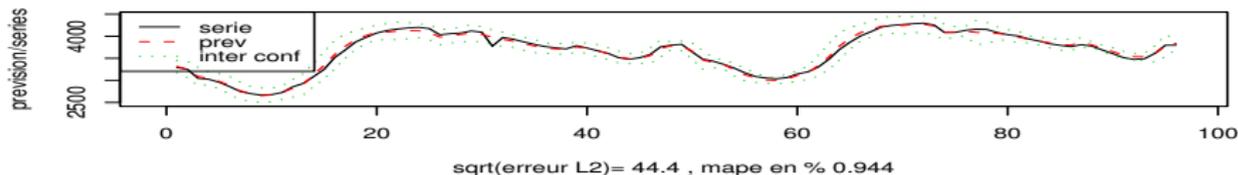
similarite; long prev 96 ; long serie 1680 ; methprev 3



similarite, taille du bloc= 48 Constante de fenetre 1

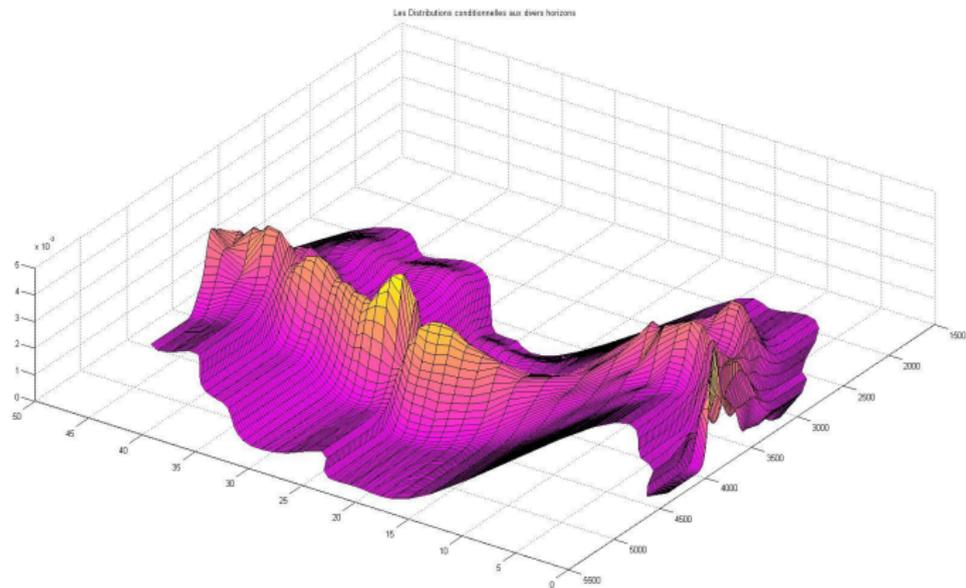


long prev 96

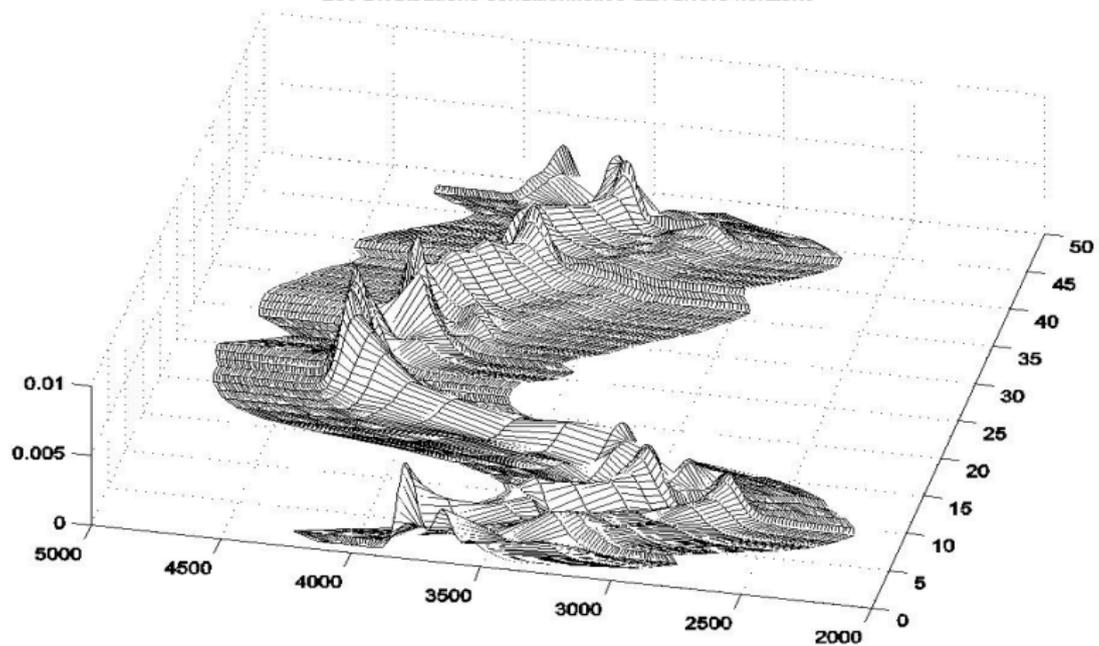


$r = 48$  (une journée) et  $C_h = 2$ .

## Estimation des distributions conditionnelles aux différents horizons.

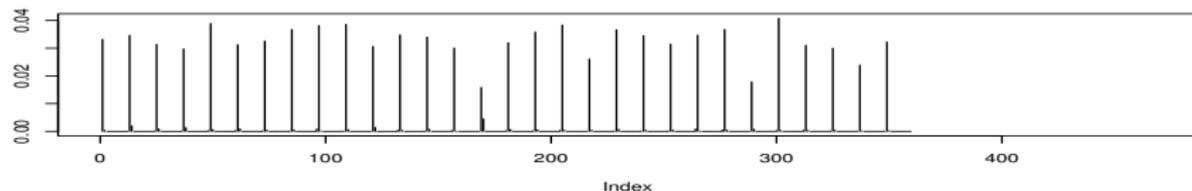


### Les Distributions conditionnelles aux divers horizons

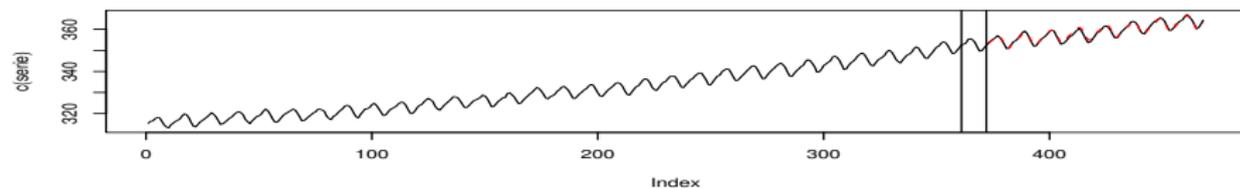


# Concentrations du CO2 dans l'atmosphère

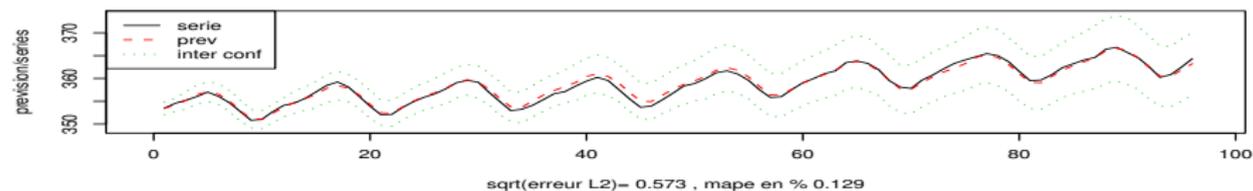
similarite; long prev 96 ; long serie 468 ; methprev 3



similarite, taille du bloc= 12 Constante de fenetre 1



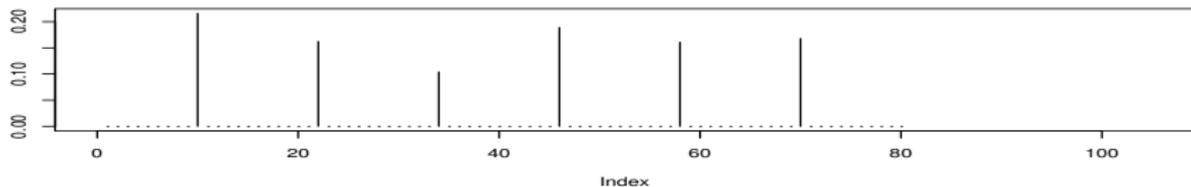
long prev 96



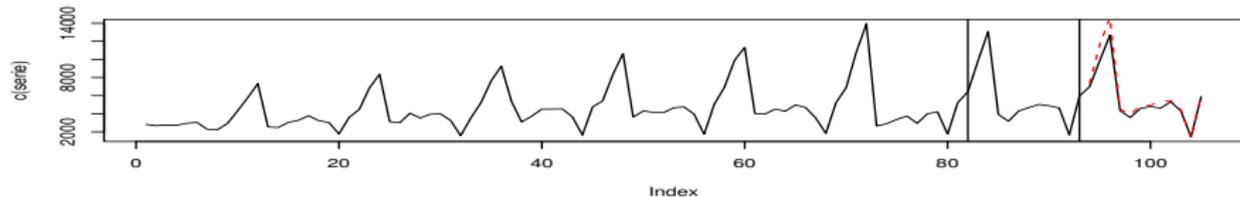
$$r = 12 \text{ et } C_h = 2.$$

# Ventes de champagne

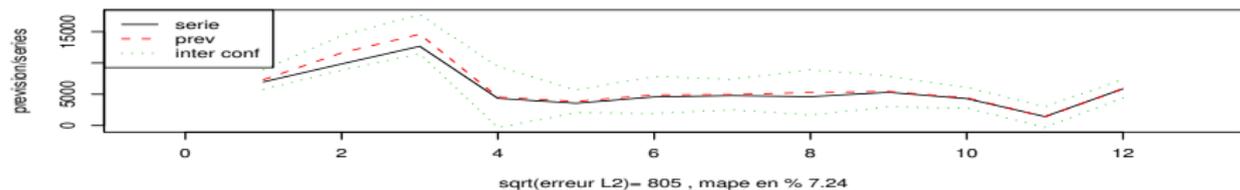
similarite; long prev 12 ; long serie 105 ; methprev 3



similarite, taille du bloc= 12 Constante de fenetre 1



long prev 12



$r = 12$  et  $C_h = 1$ .

## Modèle Markovien

On suppose que le processus  $(X_n)$  s'écrit sous la forme

$$X_n = g(X_{n-1}, \dots, X_{n-r}) + \varepsilon_n$$

où

- $(\varepsilon_n)_{n \in \mathbb{Z}}$  est un bruit blanc centré,
- On suppose que pour tout  $n$ ,  $\varepsilon_n$  est indépendant de  $(X_{n-1}, \dots, X_{n-r})$ .
- la fonction  $g$  est inconnue.

### Remarque

*Dans cette approche, on ne fait pas d'hypothèse paramétrique sur  $g$ .*

# Construction du prédicteur

On suppose que  $\mathbb{E}|X_j| < \infty$  pour tout  $j$ .

On cherche à prévoir la valeur de  $X_{n+h}$ , en se basant sur l'observation des valeurs de  $X_n, \dots, X_1$ .

$$\mathbb{E}(X_{n+h}|X_n, \dots) = \mathbb{E}(X_{n+h}|X_n, \dots, X_{n-r+1}) = \phi(X_{n-r+1}, \dots, X_n),$$

est (au sens de  $L^2$ ) le **meilleur prédicteur de  $X_{n+h}$**  conditionnellement à  $X_n, \dots, X_1$ .

*On est donc ramené à un problème d'estimation non paramétrique d'une fonction.*

## Estimation de $\phi$ par un estimateur à noyau

L'estimateur "classique"  $\hat{\phi}_n(x)$  s'écrit comme une combinaison linéaire des  $X_j$

$$\hat{\phi}_n(x_1, \dots, x_r) = \sum_{j=r}^{n-1} X_{j+1} W_{n,j}$$

où le poids  $W_{n,j}(x)$  mesure la proximité/similarité entre

$$x_1^r = x_1, \dots, x_r \quad \text{et} \quad X_{j+1-r}^j = (X_{j+1-r}, \dots, X_j).$$

**Le prédicteur** est  $\hat{\phi}_n(X_{n-r+1}, \dots, X_n)$

.

## Mesure de la similarité

$$\tilde{W}_{n,j} = K \left( \frac{x_1^r - X_{j+1-r}^j}{h_n} \right) \quad W_{n,j} = \tilde{W}_{n,j} / \sum \tilde{W}_{n,j}$$

où

- $h_n \rightarrow 0$  quand  $n \rightarrow \infty$
- Un exemple de noyau, le noyau gaussien :

$$K(y_1, \dots, y_r) = (2\pi)^{-r/2} \exp \left( -\frac{1}{2} \sum_{j=1}^r y_j^2 \right)$$

# Situation non-stationnaire

## Mesure des similitudes

- $X$  et  $Y$  désignent deux vecteurs de  $R^r$ ,
- $m_X$  et  $m_Y$  les moyennes respectives
- $\sigma_X$  et  $\sigma_Y$  les écart-types respectifs

$$K^{(1)} = K \left( \frac{(X - m_X) - (Y - m_Y)}{h} \right)$$

$$K^{(2)} = K \left( \frac{\left( \frac{X - m_X}{\sigma_X} \right) - \left( \frac{Y - m_Y}{\sigma_Y} \right)}{h} \right)$$

On se ramène alors à une même échelle en tendance et en variabilité.

# Expression du prédicteur

On note

- $Y$  le bloc témoin
- $X = X(t)$  le bloc du passé  $(X_{t-r+1}, \dots, X_t)$

Alors les prédicteurs s'écrivent sous la forme

$$\hat{X}(n : h) = \sum_{j=r}^{n-h} W_{n,j}^{(1)} (X_{j+h} + m_Y - m_{X(j)})$$

$$\hat{X}(n : h) = \sum_{j=r}^{n-h} W_{n,j}^{(2)} \left( \frac{X_{j+h} - m_{X(t)}}{\sigma_{X(t)}} \cdot \sigma_Y + m_Y \right)$$