

Annexes Chapitre 3

Prévisions de court terme : Méthodes de lissage exponentiel

Olivier DARNÉ

Dérivation de la formule du LES : On cherche la constante telle que

$$\min_a \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j (X_{T-j} - a)^2 \equiv \min_a S$$

En prenant la dérivée de S par rapport à a , et en l'annulant

$$\frac{\partial S}{\partial a} = -2 \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j (X_{T-j} - \hat{a}_T) = 0$$

On obtient

$$\sum_{j=0}^{T-1} \beta^j X_{T-j} = \hat{a}_T \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j = \hat{a}_T \left(\frac{1 - \beta^T}{1 - \beta} \right)$$

La solution du problème de minisation permet d'obtenir le **prédicteur du LES** :

$$\hat{a}_T = \left(\frac{1 - \beta}{1 - \beta^T} \right) \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j X_{T-j}$$

Formule adaptative : On peut réécrire autrement la formule de calcul de la prévision $\hat{X}_T(h)$ en $\hat{X}_{T-1}(h)$ et en multipliant de chaque côté par β

$$\beta \hat{X}_{T-1}(h) = (1 - \beta) \sum_{j=0}^{T-2} \beta^{j+1} X_{T-j+1} = (1 - \beta) \sum_{j=1}^{T-1} \beta^j X_{T-j}$$

d'où l'erreur de prévision

$$\begin{aligned} \hat{X}_T(h) - \beta \hat{X}_{T-1}(h) &= (1 - \beta) \left[\sum_{j=0}^{T-1} \beta^j X_{T-j} - \sum_{j=1}^{T-1} \beta^j X_{T-j} \right] \\ &= (1 - \beta) X_T \end{aligned}$$

Par conséquent, on a

$$\begin{aligned} \hat{X}_T(h) &= \beta \hat{X}_{T-1}(h) + (1 - \beta) X_T \\ &= \beta \hat{X}_{T-1}(h) + (1 - \beta) X_T + \left[\hat{X}_{T-1}(h) - \hat{X}_{T-1}(h) \right] \end{aligned}$$

On obtient alors la **formule de mise à jour** ou **formule adaptative**

$$\hat{X}_T(h) = \hat{X}_{T-1}(h) + (1 - \beta) (X_T - \hat{X}_{T-1}(h))$$

Cette formule permet de calculer directement (à partir de la prévision \hat{X}_{T-1} à la date $T - 1$) une nouvelle prévision \hat{X}_T lorsqu'une nouvelle observation X_T est effectuée.

Cette équation permet donc de **mettre à jour les prévisions** à l'horizon h à partir de la dernière prévision de manière extrêmement simple

L'**initialisation de la récurrence** (car X_1 connu et \hat{X}_1 inconnu) est généralement faite de 2 manières :

- soit $\hat{X}_1 = X_1$
- soit $\hat{X}_1 = (1/T) \sum_{t=1}^T X_t$

Le lissage exponentiel double (LED)

Le **lissage exponentiel double** (LED) généralise l'idée du LES au cas où la série peut être ajustée par une **droite** au voisinage de T

$$X_t = a + b(t - T)$$

On cherche dans ce cas une **prévision à l'horizon h** , $\hat{X}_T(h)$ de la forme :

$$\hat{X}_T(h) = \hat{a}_T + \hat{b}_T h$$

où le couple (\hat{a}_T, \hat{b}_T) minimise la fonction

$$\min_{a,b} \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j [X_{T-j} - (a + bj)]^2 \equiv \min_{a,b} Q$$

La solution de ce problème s'obtient en annulant les dérivées partielles de la fonction précédente par rapport à a et b .

$$\frac{\partial Q}{\partial a} = -2 \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j (X_{T-j} - (a + bj)) = 0$$

$$\frac{\partial Q}{\partial b} = 2 \sum_{j=0}^{T-1} \beta^j (X_{T-j} - (a + bj)) = 0$$

- En notant la série lissée, appelée **LES de la série initiale**

$$S_1(t) = (1 - \beta) \sum_{j=0}^{t-1} \beta^j X_{t-j}$$

- et la série doublement lissée, appelée **LES de la série lissée**

$$\begin{aligned} S_2(t) &= (1 - \beta) \sum_{j=0}^{t-1} \beta^j S_1(t-j) \\ &= (1 - \beta)^2 \sum_{j=0}^{t-1} (j \beta^j X_{t-j}) + (1 - \beta) S_1(t) \end{aligned}$$

La solution du problème de minisation permet d'obtenir les **prédicteurs du LED** :

$$\begin{aligned}\hat{a}_T &= 2S_1(T) - S_2(T) \\ \hat{b}_T &= \frac{1-\beta}{\beta} (S_1(T) - S_2(T))\end{aligned}$$

Prévision

La **prévision** de la série à l'horizon h , $\hat{X}_T(h)$, fournie par le **LED** est donnée par

$$\hat{X}_T(h) = \hat{a}_T + \hat{b}_T h$$

où β est la **coefficient de lissage**, et le couple (\hat{a}_T, \hat{b}_T) est donné par

$$\begin{aligned}\hat{a}_T &= 2S_1(T) - S_2(T) \\ \hat{b}_T &= \frac{1-\beta}{\beta} (S_1(T) - S_2(T))\end{aligned}$$

Formule adaptative : On peut réécrire les séries lissées :

$$S_1(T) = \beta S_1(T-1) + (1-\beta)X_T$$

$$\begin{aligned} S_2(T) &= \beta S_2(T-1) + (1-\beta)S_1(T) \\ &= \beta S_2(T-1) + (1-\beta)[\beta S_1(T-1) + (1-\beta)X_T] \\ &= \beta S_2(T-1) + \beta(1-\beta)S_1(T-1) + (1-\beta)^2 X_T \end{aligned}$$

On obtient alors

$$\begin{aligned} \hat{a}_T &= 2S_1(T) - S_2(T) \\ &= (1-\beta)^2 X_T + \beta^2 [\hat{a}_T(T-1) + \hat{b}_T(T-1)] \\ &= (1-\beta)^2 X_T + \beta^2 \hat{X}_{T-1}(1) \\ &= \hat{a}_T(T-1) + \hat{b}_T(T-1) + (1-\beta)^2 [X_T - \hat{X}_{T-1}(1)] \\ &= \hat{X}_{T-1}(1) + (1-\beta)^2 [X_T - \hat{X}_{T-1}(1)] \\ \hat{b}_T &= \hat{b}_T(T-1) + (1-\beta)^2 [X_T - \hat{X}_{T-1}(1)] \end{aligned}$$

Les **formules de mise à jour** s'obtiennent à partir de ces expressions :

$$\begin{aligned}\hat{a}_T &= \hat{a}_{T-1} + \hat{b}_{T-1} + (1 - \beta)^2 (X_T - \hat{X}_{T-1}(1)) \\ \hat{b}_T &= \hat{b}_{T-1} + (1 - \beta)^2 [X_T - \hat{X}_{T-1}(1)]\end{aligned}$$

L'**initialisation de la récurrence** est généralement obtenue par :

$$\begin{aligned}\hat{a}_2 &= X_2 - X_1 \\ \hat{b}_2 &= X_2\end{aligned}$$

La méthode de Holt et Winters (non saisonnière)

La [formule de mise à jour](#) pour le LED peut aussi s'écrire sous la forme :

$$\begin{aligned}\hat{a}_T &= (1 - \beta)^2 x_T + \beta^2 \left(\hat{X}_{T-1}(1) + \hat{X}_{T-1}(2) \right) \\ &= (1 - \beta)^2 x_T + \beta^2 \left(\hat{a}_T(T-1) + \hat{b}_T(T-1) \right) \\ \hat{b}_T &= \frac{1 - \beta}{2} \left(x_T(1) - \hat{X}_{T-1}(1) \right) + \left(\frac{1 + \beta}{2} \right) \hat{b}_{T-1} \\ &= \hat{b}_T(T-1) + \frac{(1 - \beta)^2}{1 - \beta^2} \left[\hat{a}_T(T) + \hat{a}_T(T-1) + \hat{b}_T(T-1) \right]\end{aligned}$$

Holt et Winters ont alors proposé une version de ces [formules de mise à jour](#) où les pondérations ne dépendent pas que d'un seul paramètre (β) mais de [2 paramètres](#) (α, γ)

$$\begin{aligned}\hat{a}_T &= (1 - \alpha)X_T + \alpha \left(\hat{X}_{T-1}(1) + \hat{X}_{T-1}(2) \right) \\ &= (1 - \alpha)X_T + \alpha \left(\hat{a}(T-1) + \hat{b}(T-1) \right)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{b}_T &= (1 - \gamma) \left(X_T(1) - \hat{X}_{T-1}(1) \right) + \gamma \hat{b}_{T-1} \\ &= (1 - \gamma) \left(\hat{a}(T) + \hat{a}(T-1) \right) + \gamma \hat{b}(T-1) \\ &= \hat{b}(T-1) + (1 - \gamma) \left(\hat{a}(T) - \hat{a}(T-1) - \hat{b}(T-1) \right)\end{aligned}$$

où $0 < \alpha < 1$ et $0 < \gamma < 1$.

La méthode de Holt et Winters saisonnière

La méthode saisonnière additive

La **prévision à l'horizon h** est donnée par

$$\begin{aligned}\hat{X}_T(h) &= \hat{a}_T h + \hat{b}_T + \hat{S}_{T+h-P} && \text{si } 1 \leq h \leq P \\ \hat{X}_T(h) &= \hat{a}_T h + \hat{b}_T + \hat{S}_{T+h-2P} && \text{si } P+1 \leq h \leq 2P \\ &= \dots\end{aligned}$$

La méthode saisonnière multiplicative

La **prévision à l'horizon h** est donnée par

$$\begin{aligned}\hat{X}_T(h) &= (\hat{a}_T h + \hat{b}_T) \hat{S}_{T+h-P} && \text{si } 1 \leq h \leq P \\ \hat{X}_T(h) &= (\hat{a}_T h + \hat{b}_T) \hat{S}_{T+h-2P} && \text{si } P+1 \leq h \leq 2P \\ &= \dots\end{aligned}$$

Les méthodes de lissage sous R

La méthode de lissage Holt & Winter est disponible sous R.

Les fonctions sont **HoltWinters** pour le lissage et **predict** pour la prévision.

```
y <- read.table("c:\\R\\data\\demandcvs.txt")
yy <- ts(data = y, start=c(1996,01),frequency=12)
m = HoltWinters(yy)
show(m)
summary(m)
plot(m)
plot(m$fitted[,1])

p = predict(m, 50, prediction.interval = TRUE)
plot(m, p)
```

lissage
affichage des paramètres utilisés et estimés
description de m
représentation graphique observée et lissée
représentation de l'ajustement de la série

prévision

lissage exponentiel simple :

```
xlisse <- HoltWinters(x,alpha=a,beta=FALSE,gamma=FALSE),
```

un lissage exponentiel double paramètre $1 - a'$:

```
xlisse <- HoltWinters(x,alpha=a, beta=β, gamma=FALSE)
```

avec $a = 1 - (a')^2$, $\beta = (1-a')/(1+a')$

un lissage de Holt-Winters sans composante saisonnière :

```
xlisse <- HoltWinters(x,alpha=a,beta=β,gamma=FALSE)
```

un lissage Holt-Winters additif :

```
xlisse <- HoltWinters(x,alpha=a,beta=β,gamma=?,seasonal="add")
```

un lissage Holt-Winters multiplicatif :

```
xlisse <- HoltWinters(x,alpha=a,beta=β,gamma=?,seasonal="mul")
```