

# Consommation d'électricité (compléments du Chapitre 10)

Yves Aragon\*

Université Toulouse 1 Capitole

2 avril 2011

## Exercice 10.1

Superposer les chronogrammes de  $u$ , défini section 1 et  $u.3c$ . Commenter.

## Réponse.

```
> require(caschrono)
```

This is forecast 2.16

```
> data(khct)
```

Nous formons le data frame des variables de la période d'apprentissage :

```
> khct.df<-as.data.frame(window(cbind(khct,time(khct),
+ (time(khct)-1977)^2), end=c(1983,12)))
> colnames(khct.df) <- c("kwh", "htdd", "cldd", "t1", "t1.2")
```

et réestimer (10.1).

```
> mod2 = lm(sqrt(kwh) ~ htdd + cldd + t1 + t1.2, data=khct.df)
> u = ts(residuals(mod2), start=c(1970,1), frequency=12)
```

$$\sqrt{kwh_t} =$$

$$-673.06 + 0.00066 \text{htdd}_t + 0.01 \text{cldd}_t + 0.3456 \text{temps}_t - 0.0059 (\text{temps} - 1977)_t^2 + u_t. \quad (10.1)$$

Nous avons besoin du détail de l'estimation conduisant à  $u.3c$  :

```
> kwh1rc = window(sqrt(khct[, "kwh"]), end=c(1983,12))
> xreg1 = khct.df[, c("htdd", "cldd", "t1", "t1.2")]
> xreg2 = xreg1[, -4]
> (mdarx3c=Arima(kwh1rc, order=c(1,0,0), seasonal=list(order=c(1,0,1))),
+ xreg=xreg2))
```

---

\*aragon@cict.fr

```

Series: kwhlrc
ARIMA(1,0,0) (1,0,1) [12] with non-zero mean

Call: Arima(x = kwhlrc, order = c(1, 0, 0), seasonal = list(order = c(1, 0, 0)))

Coefficients:
          ar1          sar1          smal  intercept          htdd          cldd
      0.6323    0.9840   -0.7766   -680.9117    6e-04    0.0073
s.e.    0.0605    0.0138    0.0912     24.8211    1e-04    0.0005
      t1
      0.3496
s.e.    0.0126

sigma^2 estimated as 0.03524:  log likelihood = 33.47
AIC = -50.94    AICc = -50.03    BIC = -25.95
> u.3c=kwhlrc-as.matrix(xreg2)%%as.matrix(mdarx3c$coef[5:7])-mdarx3c$coef[1:3]

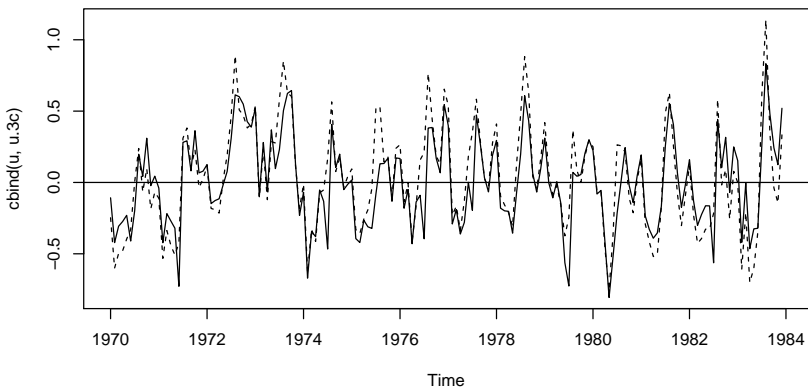
```

Enfin nous superposons les deux résidus :

```

> plot.ts(cbind(u,u.3c),plot.type = "single",lty=1:2)
> abline(h=0)

```



**Fig. 1** – Chronogrammes superposés des résidus  $u$  et  $u.3c$ .

On observe que les résidus  $u$  et  $u.3c$  sont très proches (fig. 1) alors qu'il y a une variable explicative de la régression MCO  $t1.2$  absente de la régression MCG avec erreur SARMA(1,0)(1,1)<sub>12</sub>.

#### Exercice 10.2

Tester que le coefficient de `cldd` est 10 fois plus grand que celui de `htdd`, dans (10.2).

**Réponse.** Le modèle estimé :

$$\begin{aligned}\sqrt{\text{kwh}_t} = & -680.9117 + 0.00057 \text{htdd}_t + 0.0073 \text{cldd}_t + \\ & 0.3496 \text{temps}_t + u_t, \quad t = 1, \dots, 168 \\ u_t = & \frac{1 - 0.7766 B^{12}}{(1 - 0.6323 B)(1 - 0.984 B^{12})} z_t, \quad \widehat{\text{var}}(z_t) = 0.03524\end{aligned}\tag{10.2}$$

est contenu dans l'objet `mdarx3c`. Cet objet contient également la matrice des covariances estimée des estimateurs des paramètres. Notons  $\Sigma$  la sous-matrice des covariances des estimateurs de  $\beta_{cldd}$  et  $\beta_{htdd}$ .

Sous l'hypothèse :  $\beta_{cldd} = 10 \beta_{htdd}$ ,  $\widehat{\beta}_{cldd} - 10 \widehat{\beta}_{htdd} \sim AN(0, \sigma^2)$  où

$$\sigma^2 = \begin{bmatrix} 1 & -10 \end{bmatrix} \Sigma \begin{bmatrix} 1 \\ -10 \end{bmatrix}$$

D'où la statistique de test :

$$t = \frac{\widehat{\beta}_{cldd} - 10 \widehat{\beta}_{htdd}}{\widehat{\sigma}}$$

sous  $H_0$  elle suit approximativement une loi  $\mathcal{N}(0, 1)$ . On remplace dans  $\sigma^2$ , tous les paramètres par leurs estimations. On rejettera l'hypothèse nulle pour de grandes valeurs absolues de  $t$ . Nous sommes maintenant en mesure de calculer  $t$ . Par `str(mdarx3c)` nous repérons les estimations des paramètres, élément `mdarx3c$coef`, et leur matrice des covariances estimées, élément `mdarx3c$var.coef`.

```
> vcovar= mdarx3c$var.coef[c('cldd','htdd'),c('cldd','htdd')]
> delta0 = mdarx3c$coef['cldd']- 10*mdarx3c$coef['htdd']
> sig2 = t(matrix(c(1,-10))%*%vcovar%*%matrix(c(1,-10))
> (t0= delta0/sig2^.5)
```

```
      [,1]
[1,]  1.333361
> (p.val = 2*(1-pnorm(t0)))
```

```
      [,1]
[1,]  0.1824134
```

La p.value est supérieure à 18% ; on peut conserver cette hypothèse.