

SÉRIES TEMPORELLES. — FICHE DE TRAVAUX DIRIGÉS N° 1

EXERCICE 1. — Trouver l'élément raisonnable (ou quelques éléments raisonnables) suivant les quatre séries temporelles $y = (y_t)_{t \in \mathbf{N}}$ différentes commençant ainsi :

$$\begin{array}{ll} 2, 6, 12, 20, 30, 42, \dots & 4, 10, 20, 36, 62, 104, \dots \\ 3, 2, 1, 6, 3, 2, 1, \dots & 0, -1, -2, 3, 0, -1, -2, \dots \end{array}$$

Pour chacun de ces cas, déterminer l'équation de récurrence définissant la suite correspondante ainsi que sa solution analytique.

Remarque. — S'il n'y a certainement pas unicité des prolongements de ces suites, certains sont plus simples que d'autres, donc plus raisonnables ou naturels. Dans le cas de la seconde suite plusieurs solutions simples sont envisageables.

EXERCICE 2. — Une série temporelle $y = (y_t)_{t \geq 0}$ vérifie la relation de récurrence

$$y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} = (-1)^{t-1} \quad \text{pour } t \geq 2, \quad \text{avec } y_0 = 2 \text{ et } y_1 = 3.$$

Obtenir une formule analytique pour y_t en utilisant : la méthode des fonctions génératrices, la décomposition en fractions partielles et l'expansion en série de puissances. On rappelle que pour $a > 0$ donné, on a

$$\frac{1}{(a-z)^k} = \sum \binom{n+k-1}{k-1} \frac{z^n}{a^{n+1}}, \quad |z| < a.$$

EXERCICE 3. — (i) Montrer que le filtre $P(B) = \frac{1}{3}(2+B+B^2-B^3)$ « enlève » les composantes saisonnières de période de 3, c'est-à-dire qu'il transforme chaque fonction de période 3 en une fonction constante.

(ii) Trouver l'ordre de la tendance polynomiale maximale conservée (laissée invariante) par ce filtre.

EXERCICE 4. — Trouver un filtre $1 + aB + bB^2 + cB^3$ qui laisse passer une tendance affine sans distorsion et élimine les suites saisonnières d'ordre 2. (*Indication.* — Trouver un système de $2 + 1 = 3$ équations et les résoudre.)

EXERCICE 5. — Trouver un filtre $f(B)$ qui conserve les polynômes de degré inférieur ou égal à 1 qui enlève les composantes saisonnières d'ordre 4. En déduire que pour une série ayant une composante périodique d'ordre 4 et une tendance linéaire $m = (m_t)_{t \in \mathbf{N}}$, la tendance est donnée par $m_t = f(B)Y_t$.

EXERCICE 6. — (i) Se rappeler qu'une série saisonnière est périodique, et que chaque série périodique est la somme d'une série constante et d'une série saisonnière.

(ii) Trouver une base de l'espace vectoriel des séries périodiques d'ordre p .

(iii) Trouver une base de l'espace vectoriel des séries saisonnières d'ordre p , et ensuite une base des séries périodiques qui la contient.

EXERCICE 7. — On considère la série suivante :

| | | | | | | | | | | |
|-------|----|----|----|----|----|----|---|---|----|----|
| t_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| y_i | 58 | 40 | 31 | 15 | 18 | 15 | 9 | 9 | 10 | 8 |

- (i) Représenter graphiquement cette série.
- (ii) On se propose d'ajuster une tendance f de la forme $f(t) = \frac{1}{a + bt}$. Justifier ce choix.
- (iii) Déterminer les coefficients a et b en utilisant un changement de variables approprié :
- par la méthode des deux points (en les choisissant judicieusement) ;
 - par régression linéaire.
- (iv) Représenter les deux tendances ainsi obtenues sur le graphique précédent et comparer les résultats. Est-ce que les résidus ont une allure irrégulière ?

EXERCICE 8. — Pour chacune des quatre séries suivantes,

- (i) Écrire le modèle qui semble vous convenir, en précisant le type de modèle (par défaut « additif »), la tendance et la période.
- (ii) Exprimer le modèle choisi sous la forme d'une équation vectorielle *linéaire* avec des paramètres inconnus, puis donner la formule de régression permettant une détermination de ces paramètres.

EXERCICE 9. — On considère la série temporelle suivante :

| | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| t_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
| y_i | 7.5 | 4.4 | 3.3 | 7.6 | 3.9 | 2.4 | 6.9 | 4.5 | 2.7 | 8.2 | 4.1 | 3.0 | 7.5 | 3.5 | 2.8 |

- (i) Représenter graphiquement cette série.
- (ii) Quel modèle proposeriez-vous pour cette série ? Donnez des justifications.

- (iii) Calculer les facteurs saisonniers $s = (s_j)_{1 \leq j \leq p}$ ainsi que leur moyenne $\frac{1}{p} \sum_{j=1}^p s_j$, en supposant la tendance constante égale à un nombre a ($m_t = a$ pour tout t).
- (iv) En notant $e = (e_i)_{1 \leq i \leq n}$, la série des fluctuations irrégulières, calculer e_1 , e_2 et e_3 .
- (v) Proposer une méthode pour l'estimation des paramètres, en supposant cette fois une tendance affine $m_t = at + b$. (On pourra implémenter le calcul à l'aide d'un logiciel spécifique, ou tenter de faire le calcul à l'aide d'une calculatrice.) Proposer un *test* pour choisir entre les deux modèles.

EXERCICE 10. — On considère un modèle simple où la tendance est constante ($f(t) = a$).

(i) On considère tout d'abord le modèle sans composante saisonnière. Comment choisir a si le modèle est additif? Que peut-on dire dans ce cas sur les fluctuations irrégulières? Que se passe-t-il si le modèle est multiplicatif?

(ii) On suppose maintenant qu'une composante saisonnière $s = (s_j)_{1 \leq j \leq p}$ est présente. On suppose que le nombre d'observations n est un multiple entier de périodes $n = \ell \times p$. Comment choisir a et $s = (s_j)_{1 \leq j \leq p}$ si le modèle est additif? Que se passe-t-il si le modèle est multiplicatif?

(iii) Reprendre la question précédente lorsque le nombre d'observations n'est pas un multiple entier du nombre de périodes (de la forme $n = \ell \times p + m$, écriture obtenue par division euclidienne).

EXERCICE 11. — On considère une série temporelle $y = (y_i)_{1 \leq i \leq n}$ périodique de période p . On suppose que le nombre d'observations n est multiple de p : $n = \ell \times p$. Montrer alors que les corrélations suivantes sont :

$$\varrho(p) = \frac{\ell - 1}{\ell}, \quad \varrho(2p) = \frac{\ell - 2}{\ell}, \dots, \quad \varrho(jp) = \frac{\ell - j}{j}, \dots$$

SÉRIES TEMPORELLES. — FICHE DE TRAVAUX DIRIGÉS N° 2

EXERCICE 1. — Calculer la fonction d’auto-covariance du processus à valeurs dans \mathbf{R}^2 défini par

$$Z_n = \begin{pmatrix} X_n \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1\varepsilon_n + a_2\varepsilon_{n-1} \\ b_1\varepsilon_{n-1} + b_2\varepsilon_{n-2} \end{pmatrix}$$

où $(\varepsilon_n)_n$ est un bruit blanc standard.

EXERCICE 2 (*restrictions sur les valeurs des coefficients d’auto-corrélation pour les processus MA*). — Trouver pour les processus MA(1) les valeurs maximales et minimales de la corrélation ρ_1 et les valeurs de θ pour lesquelles ces valeurs sont atteintes.

EXERCICE 3. — (i) Déterminer les corrélations (le corrélogramme) des processus suivants :

- a) le processus MA(2), $X_t = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2}$;
- b) le processus MA(3), $X_t = \varepsilon_t + \theta_1\varepsilon_{t-1} + \theta_2\varepsilon_{t-2} + \theta_3\varepsilon_{t-3}$.

(ii) Calculer les corrélations (et tracer le corrélogramme) dans les cas suivants :

- a) MA(2), $\theta_1 = -5/6$, $\theta_2 = 1/6$;
- b) MA(2), $\theta_1 = 0.8$, $\theta_2 = 0.5$;
- c) MA(3), $\theta_1 = 0.8$, $\theta_2 = -0.4$, $\theta_3 = -0.3$.

EXERCICE 4. — Examiner si les deux processus MA(2) de l’exercice précédent sont inversibles.

EXERCICE 5. — Soit X un processus ARMA(1, 1) vérifiant l’équation $X_t - 0.5X_{t-1} = \varepsilon_t + 0.4\varepsilon_{t-1}$, avec ε un bruit blanc.

(i) Préciser si le processus est stationnaire, causal, inversible.

(ii) Trouver les coefficients (ψ_j) de sa représentation comme processus MA(∞) et les coefficients (π_j) de sa représentation comme processus AR(∞), et préciser si ces représentations sont convergentes.

EXERCICE 6. — Mêmes questions pour les processus ARMA(2, 1) et ARMA(2, 2) définis par :

- (i) $X_t - \frac{1}{2}X_{t-1} - \frac{3}{16}X_{t-2} = \varepsilon_t + 1.25\varepsilon_{t-1}$;
- (ii) $(1 - B - B^2/4)X_t = (1 + B + B^2)\varepsilon_t$.

EXERCICE 7. — On considère le processus X défini par $(1 - 0.8B + 0.16B^2)X_t = (1 + \theta B)\varepsilon_t$.

(i) Est-ce que ce processus est stationnaire et causal ? Si oui, obtenez la « représentation ψ » de X par rapport au bruit ε .

(ii) Sous quelles conditions ce processus est-il inversible ? Obtenez la « représentation π » du bruit ε en termes de la série. Quel problème se présente si la série n’est pas inversible ?

EXERCICE 8. — Trouver les trois inégalités qui définissent la région triangulaire du plan $\{(\theta_1, \theta_2) : \theta_1, \theta_2 \in \mathbf{R}\}$ pour laquelle un processus MA(2) est inversible. Tracer la région sur un graphe. Indiquer le domaine des racines réelles et des racines complexes. (*Indication.* — les conditions pour avoir des racines de module plus grand que 1 sont différentes dans les cas de racines réelles ou complexes, et pour un polynôme $\theta(z) = 1 + \theta_1z + \theta_2z^2$, la condition pour avoir des racines réelles de module plus grand que 1 sont plus compliquées que les conditions

(équivalentes) que le polynôme « réciproque » $\tilde{\theta}(z) = z^2\theta(1/z) = z^2 + \theta_1z + \theta_2$ ait des racines réelles de module plus petit que 1. Pour ce dernier polynôme, les conditions sont :

- a) racines complexes : $|z_i|^2 = |z_1z_2| = |c/a| = |\theta_2| < 1$;
- b) racines réelles : $\tilde{\theta}(1) = 1 + \theta_1 + \theta_2 > 0$, $\tilde{\theta}(-1) = 1 - \theta_1 + \theta_2 > 0$.

(i) Pour le processus MA(2), trouver un domaine S contenant toutes les valeurs possibles des coefficients d'auto-corrélation ρ_1, ρ_2 telles que le processus soit inversible et les valeurs de θ_1, θ_2 pour lesquelles les valeurs sur la frontière de S sont atteintes.

EXERCICE 9. — Trouver le domaine de causalité dans le plan $\{(\phi_1, \phi_2) : \phi_1, \phi_2 \in \mathbf{R}\}$ d'un processus AR(2).

EXERCICE 10. — Obtenez en partant directement du système de Yule–Walker les cinq premières corrélations pour un processus AR(2), avec :

- a) $\phi_1 = 0.6, \phi_2 = -0.2$;
- b) $\phi_1 = -0.6, \phi_2 = 0.2$.

Calculer aussi la variance $\gamma(0)$. Tracer les corrélations.

EXERCICE 11. — (i) Vérifier si le processus AR(2), défini par $X_t = -0.3X_{t-1} + 0.10X_{t-2} + \varepsilon_t$ est stationnaire causal. Calculer son corrélogramme en partant directement du système de Yule–Walker, puis tracer-le.

(ii) Même question pour le processus AR(2) défini par $X_t = -X_{t-1} - 0.34X_{t-2} + \varepsilon_t$.

EXERCICE 12. — Calculer les fonctions d'auto-covariance et d'auto-corrélation des processus apparaissant dans les exercices antérieurs.

EXERCICE 13. — UNE QUESTION D'UNICITÉ. — *Est-ce que deux processus distincts peuvent avoir même fonction d'auto-covariance ?*

Soient $(u_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ et $(v_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ deux bruits blancs de variances respectives σ^2 et $\theta^2\sigma^2$ avec $0 < |\theta| < 1$. On considère alors les processus aléatoires $(X_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ et $(Y_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ tels que

$$X_t = u_t + \theta u_{t-1} \quad \text{et} \quad Y_t = v_t + \frac{1}{\theta} v_{t-1}$$

Montrer que $(X_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ et $(Y_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ ont la même fonction d'auto-covariance.

EXERCICE 14. — UNE QUESTION D'INVERSIBILITÉ. — *Est-ce qu'un processus à représentation MA non inversible peut aussi avoir une représentation inversible ?*

Soit $(X_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ le processus aléatoire défini par

$$X_t = \varepsilon_t + \frac{1}{\theta} \varepsilon_{t-1}$$

où $0 < |\theta| < 1$ et $(\varepsilon_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ est un bruit blanc.

- (i) Montrer que cette représentation du processus n'est pas inversible.
- (ii) On pose maintenant

$$w_t = \sum_{j=0}^{+\infty} \theta^j X_{t-j}.$$

Montrer que $(w_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ est un bruit blanc dont on précisera la variance en fonction de σ^2 et θ .

- (iii) Montrer que $X_t = w_t + \theta w_{t-1}$ et que cette représentation de $(X_t)_{t \in \mathbf{Z}}$ est inversible.

SÉRIES TEMPORELLES. — TRAVAUX PRATIQUES

1. Un premier exemple

On considère la série temporelle suivante :

| | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| t_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
| y_i | 7.5 | 4.4 | 3.3 | 7.6 | 3.9 | 2.4 | 6.9 | 4.5 | 2.7 | 8.2 | 4.1 | 3.0 | 7.5 | 3.5 | 2.8 |

1.1. REPRÉSENTATION GRAPHIQUE DE LA SÉRIE

(i) Dans un premier temps nous saisissons la série. Avec SCILAB cela peut se faire par

```
// code Scilab
```

```
Y = [7.5, 4.4, 3.3, 7.6, 3.9, 2.4, 6.9, .. // on continue..  
4.5, 2.7, 8.2, 4.1, 3.0, 7.5, 3.5, 2.8]; // vecteur ligne  
Y = Y'; size(Y)
```

donc sous la forme d'un vecteur ligne, qu'on transpose ensuite pour obtenir un vecteur colonne (et on vérifie au passage que les dimensions de Y sont celles qu'on attend).

(ii) La représentation graphique peut se faire en définissant le vecteur des abscisses comme étant le temps, et en utilisant `plot`

```
T = [1:15]; T = T';  
clf(); plot(T, Y, "o-");
```

bien qu'ici

```
clf(); plot(Y, "o-");
```

aurait suffi puisqu'en présence d'un unique vecteur ligne celui-ci est considéré comme un vecteur d'ordonnées, les abscisses étant alors les indices de ce vecteur (mais il vaut mieux s'habituer dès le début à une situation plus générale.

(iii) Quel modèle proposeriez-vous pour cette série ? Donnez des justifications.

1.2. ESTIMATION

(iv) Il est très facile de calculer la moyenne observée de la série

```
n = size(Y, 1); Ymean = sum(Y)/n; // ou Ymean = mean(Y);
```

et il peut sembler que la série s'écrive comme la somme de sa moyenne

$$F = Tmean * ones(n, 1), \quad F \leftarrow c(rep(Tmean, times=n))$$

d'une composante saisonnière et de bruit (composante irrégulière).

(v) Quelle période p donnerait-on à la composante saisonnière ? (on conservera cette valeur par la suite $p = \dots$). Proposer une méthode pour estimer, malgré le bruit, les différentes valeurs de la composante saisonnière. Justifier cette estimation lorsque le bruit est un bruit blanc.

(vi) Mettre en œuvre cette estimation « à la main » si cela paraît plus facile ($S[1] = \dots$; etc.).

(vii) Calculer la série des fluctuation irrégulières :

$$E = Y - F - S;$$

(viii) Afficher un tableau synthétique

$$\text{RESUME} = [Y, Y, S, E]';$$

de la décomposition $y_t = f_t + s_t + e_t$, et représenter sur le même graphique les 4 séries (on pourra utiliser des options de couleurs, chaque couleur correspondant à un type de série).

(ix) Que pensez-vous de la composante irrégulière ? Présente-t-elle des corrélations ? (Il n'est pas demandé de les estimer, mais cela peut être envisagé pour plus tard.)

1.3. AJUSTEMENT AFFINE

(x) On recherche une tendance affine. Calculer avec **Scilab** les coefficients \hat{a} et \hat{b} de la régression.

(xi) Est-il envisageable de réaliser un test permettant de choisir entre ce nouveau modèle et le précédent ? Comment se formuleraient-il ?

(xii) Déduire avec la droite de régression les nouvelles composantes saisonnière s' et irrégulière e' .

(xiii) Comparer les tableaux numériques et les graphiques obtenus.

2. De manière plus générale

Nous souhaitons maintenant écrire une procédure qui automatisera ce qui a été fait précédemment. La seule quantité que nous nous dispenserons d'estimer est une éventuelle période qui pourra apparaître comme paramètre de la procédure, une valeur 0 ou 1 signifiant l'absence de période et l'initialisation de la série saisonnière à 0.

2.1. AJUSTEMENT PAR UNE FONCTION CONSTANTE, AFFINE, POLYNOMIALE

La régression peut généralement se présenter ainsi : on a une variable explicative t (ici le temps) et une variable expliquée y (ici les valeurs de la série). Nous désirons ajuster un modèle de la forme

$$y(t) = a_0\phi_0(t) + \dots + a_d\phi_d(t)$$

à la série observée, où $\phi_i : \mathbf{R} \rightarrow \mathbf{R}$, $0 \leq i \leq d$ sont des fonctions données.

Exemples. — a) Ajustement d'une constante, $d = 0$ et $\phi_0(t) = 1$.

b) Ajustement d'une fonction affine, $d = 1$, $\phi_0(t) = 1$, $\phi_1(t) = t$.

c) Ajustement d'une fonction polynomiale, $\phi_0(t) = 1$, \dots , $\phi_i(t) = t^i$, \dots , $\phi_d(t) = t^d$.

d) etc.

Pour cela, on minimise la fonction

$$F(a_0, \dots, a_d) = \sum_{j=1}^n (a_0\phi_0(t_j) + \dots + a_d\phi_d(t_j) - y_j)^2$$

qui est « parabolique », ou quadratique positive, et admet donc une valeur minimale atteinte en les solutions du système linéaire

$$\frac{\partial F}{\partial a_j}(a_0, \dots, a_d) = 0, \quad 0 \leq i \leq d$$

c'est-à-dire

$$\sum_{j=1}^n \phi_i(t_j) \times (a_0 \phi_0(t_j) + \dots + a_d \phi_d(t_j) - y_j) = 0, \quad 0 \leq i \leq d,$$

ou encore

$$\sum_{j=1}^n \phi_i(t_j) \times (y(t_j) - y_j) = 0, \quad 0 \leq i \leq d.$$

Ceci conduit à résoudre un premier système linéaire pour obtenir le vecteur $(y(t_1), \dots, y(t_n))$, puis un second pour obtenir (a_0, \dots, a_d) . Cette résolution par deux systèmes linéaires avec des indéterminées intermédiaires peut se faire dans des langages d'un niveau un peu au dessus de la moyenne (MetaFont, Maple).

(i) Vérifier que ces explications sont cohérentes et les détailler. Est-il possible qu'il n'existe pas de solution au problème de la régression ? Dans le cas d'une régression polynomiale, se peut-il qu'il existe plusieurs solutions ? Comment s'assurer d'une solution unique raisonnable ?

(ii) Préparer la procédure pour la suite :

```
// T est le temps, Y la s\erie temporelle,
// p la p\eriodes, d le degr\e de la r\egression polynomiale
```

```
function TSanalysis(T, Y, p, d)
  // local n F S E a ...
  n = size(Y, 1);
  // tendance polynomiale
  a = zeros(d+1, 1);
  if d == 0 then a = mean(Y);
  elseif d == 1 then
    ... // coefficients de y=a(2)*t+a(1)
  else
    ... // d >= 2
  end
  // Calcul de la tendance F
  F = zeros(n, 1);
  ...
  // composante saisonni\ere
  S = zeros(n, 1);
  if p > 1 then ... // (and p < n ?) estimer les coefficients
  end
  // composante irr\eguli\ere
  E = Y-F-S;
  // Synth\ese des r\esultats (tableaux, graphiques)
  ...
endfunction
```

Il est évident que les points de suspension correspondent à des morceaux de programmes à écrire et ne sont pas par eux-même exécutables !

- (iii) Se documenter sur l'inversion de système linéaire avec SCILAB (rapidement, pour résoudre $A \times x = b$, on exécute `x = A\b` ou encore `x = linsolve(A, -b)`).
- (iv) Compléter le programme et le tester sur les données du début.

3. Analyse élémentaire d'autres séries temporelles

On trouvera à

<http://www-math.univ-poitiers.fr/~phan/masterMMAS/documents/data/>

différents jeux de données.

- (i) Pour trois d'entre eux, on présentera une analyse succincte de la série temporelle correspondante. Précisons que la commande `Y = read("monfichier.dat")` permet, ou devrait permettre de placer dans le vecteur (ligne) le contenu du fichier.
- (ii) Envisager des améliorations pour le programme (autres régressions, modèles multiplicatifs, estimation des covariances, tests statistiques).

SÉRIES TEMPORELLES. — TRAVAUX PRATIQUES, CORRECTIONS

1. Un premier exemple

1.1. REPRÉSENTATION GRAPHIQUE DE LA SÉRIE

(i) (ii) Le code SCILAB est élémentaire, nous le donnons pour mémoire.

```
// code Scilab

// la s\erie
Y = [7.5, 4.4, 3.3, 7.6, 3.9, 2.4, 6.9, ..
     4.5, 2.7, 8.2, 4.1, 3.0, 7.5, 3.5, 2.8]'; // vecteur colonne
n = size(Y, 1);
// le temps
T = [1:n]';
// un premier trac\e
clf(); plot(T, Y, "o-");
halt("***taper return pour continuer***");
```

1.2. ESTIMATION

(iii) (iv) (v) (vi) Nous traitons les questions à la suite.

```
// \a premi\ere vue, une tendance constante semble raisonnable
Ymean = mean(Y); // Ymean = sum(Y)/n; d\ej\ a impl\ement\ e
F = Ymean*ones(n, 1);

// une composante saisonni\ere de p\eriodes 3 semble indiqu\ee
p = 3;

// S(i) est estim\e par la moyenne des S(i+j*p), ce qui ici donnerait
// S(1) = ((Y(1)-F(1)+...+(Y(12)-F(12)))/5=(Y(1)+...+Y(12))/5-F(1);
// ...
// S(3) = ((Y(3)-F(3)+...+(Y(15)-F(15)))/5=(Y(3)+...+Y(15))/5-F(3);
// mais on peut l'\ecrire de mani\ere plus g\en\erale :

S = zeros(n, 1);
for i = 1:p
    for j = 0:ceil(n/p)-1
        S(i) = S(i)+(Y(i+j*p)-F(i+j*p));
        if i+(j+1)*p > n then break; end
    end
    S(i) = S(i)/(j+1);
end
```

```

for i = p+1:n
  S(i) = S(modulo(i-1, p)+1);
end

// sans oublier \a la fin de r\ep\eter les valeurs par p\eriodicit\e.
// Le "bruit" restant dans la d\ecomposition est
E = Y-F-S;

// enfin, on affiche grossi\erement la d\ecomposition
RESUME = [T, Y, S, E]'

// et on trace les diff\erentes s\eries sur un m\eme graphique
clf(); plot(T, [Y, S, E], "o-");
halt("***taper return pour continuer***");

// ou sur des sous-graphiques s\epar\es.
clf();
subplot(3, 1, 1); plot(T, [Y, F], "o-");
subplot(3, 1, 2); plot(T, S, "o-");
subplot(3, 1, 3); plot(T, E, "o-");
halt("***taper return pour continuer***");

```

Pour obtenir le résumé :

| | | | | | | | | |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1. | 2. | 3. | 4. | 5. | 6. | 7. | 8. | 9. |
| 7.5 | 4.4 | 3.3 | 7.6 | 3.9 | 2.4 | 6.9 | 4.5 | 2.7 |
| 2.72 | - 0.74 | - 1.98 | 2.72 | - 0.74 | - 1.98 | 2.72 | - 0.74 | - 1.98 |
| - 0.04 | 0.32 | 0.46 | 0.06 | - 0.18 | - 0.44 | - 0.64 | 0.42 | - 0.14 |
| 10. | 11. | 12. | 13. | 14. | 15. | | | |
| 8.2 | 4.1 | 3. | 7.5 | 3.5 | 2.8 | | | |
| 2.72 | - 0.74 | - 1.98 | 2.72 | - 0.74 | - 1.98 | | | |
| 0.66 | 0.02 | 0.16 | - 0.04 | - 0.58 | - 0.04 | | | |

(vii) Il n'est pas évident de dégager une structure avec si peu de bruit. On peut pourtant essayer (noter que par construction le bruit est de moyenne estimée nulle). En supposant le bruit stationnaire, on estimera les covariances par

$$\gamma(0) \approx \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n e(j)^2, \quad \gamma(1) \approx \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{n-1} e(j)e(j+1), \dots \quad \gamma(i) \approx \frac{1}{n-i} \sum_{j=1}^{n-i} e(j)e(j+i), \dots$$

et pour finir $\gamma(n-1) \approx e(1)e(n)$. Nous ne conserverons que les corrélations estimées $\rho(i) = \gamma(i)/\gamma(0)$. Ce qui donne avec SCILAB

```

// Analysons le bruit en le supposant stationnaire centr\e.
// Nous n'avons gu\ere le choix pour estimer la fonction
// de covariance. Seuls les tous premiers termes peuvent avoir
// un peu de sens.

```

```

rho = zeros(n, 1);
for i = 0:n-1
    for j = 1:n-i
        rho(i+1) = rho(i+1)+E(j)*E(j+i);
    end
    rho(i+1) = rho(i+1)/(n-i);
end
rho = rho/rho(1);
rho'
```

les corrélations étant définies comme $\varrho(i) = \gamma(i)/\gamma(0)$.

| | | | | | |
|-----------|------------|------------|------------|------------|------------|
| i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| ϱ | 0.0814549 | 0.1179855 | -0.5094775 | -0.6927161 | -0.1493852 |
| i | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
| ϱ | -0.1290984 | 0.5632684 | 0.5747951 | 0.2218238 | 0.0067623 |
| i | 11 | 12 | 13 | 14 | |
| ϱ | -0.5540471 | -0.5184426 | 0.0399590 | 0.0122951 | |

Ces estimations ont peut-être un peu de sens pour i petit devant n , mais elles sont faites néanmoins avec une hypothèse de stationnarité (au moins).

1.3. AJUSTEMENT AFFINE

Nous rappelons que les coefficients de la droite de régression $y = \hat{a} \times t + \hat{b}$ sont donnés par

$$\hat{a} = \text{cov}(t, y) / \text{var}(t) \quad \text{et} \quad \hat{b} = \bar{y} - \text{cov}(t, y) / \text{var}(t) \times \bar{t}$$

```

// proc\`edons \`a la r\`egression lin\`eaire
// en faisant les calculs pas \`a pas et assez na\`ivement

Tmean = mean(T); // Ymean = mean(Y); d\`ej\`a calcul\`e

TYcov = mean(T.*Y)-Tmean*Ymean; // notons la multiplication terme \`a terme
Tvar = mean(T.*T)-Tmean^2;// idem
ahat = TYcov/Tvar; bhat = Ymean-ahat*Tmean;

// nous red\`efinissons la tendance

Fprime = ahat*T+bhat*ones(n, 1);

// et tra\`c cons un premier graphique

clf(); plot(T, [Y, Fprime], "o-");
halt("***taper return pour continuer***");

// Puis, nous r\`ep\`etons les \`etapes pr\`ec\`edentes.

Sprime = zeros(n, 1);

for i = 1:p
    for j = 0:ceil(n/p)-1
        Sprime(i) = Sprime(i)+(Y(i+j*p)-Fprime(i+j*p));
        if i+(j+1)*p > n then break; end
    end
    Sprime(i) = Sprime(i)/(j+1);
end
```

```

for i = p+1:n
    Sprime(i) = Sprime(modulo(i-1, p)+1);
end

Eprime = Y-Fprime-Sprime;

RESUME = [T, Y, Sprime, Eprime]';

clf(); plot(T, [Y, S, E, Sprime, Eprime], "o-");
halt("***taper return pour continuer***");

clf();
subplot(3, 1, 1); plot(T, [Y, F, Fprime], "o-");
subplot(3, 1, 2); plot(T, [S, Sprime], "o-");
subplot(3, 1, 3); plot(T, [E, Eprime], "o-");
halt("***taper return pour continuer***");

rho = zeros(n, 1);
for i = 0:n-1
    for j = 1:n-i
        rho(i+1) = rho(i+1)+Eprime(j)*Eprime(j+i);
    end
    rho(i+1) = rho(i+1)/(n-i);
end
rho = rho/rho(1);
rho'
```

2. De manière plus générale

Donnons quelques précisions sur la régression polynomiale. Soient ϕ_0, \dots, ϕ_d une famille libre de fonctions, $(t_1, y_1), \dots, (t_n, y_n)$ une famille de points. On cherche $a_0, \dots, a_d \in \mathbf{R}$ tels que $y(t) = a_0\phi_0(t) + \dots + a_d\phi_d(t)$ minimise

$$F(a_0, \dots, a_d) = \sum_{j=1}^n (y_j - y(t_j))^2.$$

Une condition nécessaire d'extremum est ici l'annulation de la différentielle de F : pour $i = 0, \dots, d$,

$$\sum_{j=1}^n \phi_i(t_j)(y_j - y(t_j)) = 0 \quad \text{soit} \quad \sum_{j=1}^n \phi_i(t_j) \times y(t_j) = \sum_{j=1}^n \phi_i(t_j) \times y_j$$

Notons Φ la matrice dont les $d + 1$ colonnes correspondent aux fonctions $(\phi_i)_{i=0}^d$:

$$\Phi = \begin{pmatrix} \phi_0(t_1) & \dots & \phi_i(t_1) & \dots & \phi_d(t_1) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \phi_0(t_j) & \dots & \phi_i(t_j) & \dots & \phi_d(t_j) \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ \phi_0(t_n) & \dots & \phi_i(t_n) & \dots & \phi_d(t_n) \end{pmatrix}$$

qui est une matrice de dimensions $(n, d + 1)$. Le système précédent s'écrit alors

$$\Phi' \times \begin{pmatrix} y(t_1) \\ \vdots \\ y(t_j) \\ \vdots \\ y(t_n) \end{pmatrix} = \Phi' \times \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_j \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \Phi' \times Y.$$

avec $\Phi' = {}^t\Phi$ la matrice transposée de Φ . Comme on a

$$\Phi \times a = \Phi \times \begin{pmatrix} a_0 \\ \vdots \\ a_i \\ \vdots \\ a_d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_0\phi_0(t_1) + \cdots + a_i\phi_i(t_1) + \cdots + a_d\phi_d(t_1) \\ \vdots \\ a_0\phi_0(t_j) + \cdots + a_i\phi_i(t_j) + \cdots + a_d\phi_d(t_j) \\ \vdots \\ a_0\phi_0(t_n) + \cdots + a_i\phi_i(t_n) + \cdots + a_d\phi_d(t_n) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y(t_1) \\ \vdots \\ y(t_j) \\ \vdots \\ y(t_n) \end{pmatrix}$$

le système s'écrit finalement

$$\Phi' \times \Phi \times a = \Phi' \times \Phi \times \begin{pmatrix} a_0 \\ \vdots \\ a_i \\ \vdots \\ a_d \end{pmatrix} = \Phi' \times \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_j \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \Phi' \times Y.$$

Ce système peut paraître simple, il l'est, mais son inversion pose d'assez gros problèmes numériques lorsque de grands écarts se creusent dans la matrice Φ . Lorsque la régression est polynomiale, les matrices Φ' et Φ sont des matrices de Vandermonde. Les difficultés d'inversion de telles matrices sont bien connues :

Remember that Vandermonde systems can be quite ill-conditioned. In such a case, no numerical method is going to give a very accurate answer. [2]

Nous ne pourrions donc utiliser l'interpolation polynomiale que pour des degrés très faibles (de 0 à 4 au mieux). C'est décevant. D'autres approches sans calcul des coefficients a_0, \dots, a_d devraient pouvoir être menées...

```
// T est le temps, Y la s\erie temporelle,
// p la p\eriod, d le degr\e de la r\egression polynomiale
fonction [RESUME, a, rho] = TSanalysis(T, Y, p, d)
// local n powerT tPhi i j F S E
n = size(Y, 1);
//
// tendance polynomiale
//
d = min(d, n-1); // le param\etre d n'est pas prot\eg\e !!!
a = zeros(d+1, 1);
if d == 0 then
    a(1) = mean(Y);
    F = a(1)*ones(n, 1); // tendance
elseif d == 1 then
    a(2) = (mean(T.*Y)-mean(T)*mean(Y))/(mean(T.*T)-mean(T)^2);
    a(1) = mean(Y)-a(2)*mean(T);
```

```

    F = a(1)*ones(n, 1)+a(2)*T; // tendance
else // d >= 2
    powerT = ones(n,1); tPhi = [];
    for i = 1:d+1; tPhi = [tPhi; powerT']; powerT = powerT.*T; end
    a = linsolve(tPhi*tPhi', -tPhi*Y);
    F = linsolve(tPhi, -tPhi*Y); // = tPhi'*a; tendance
end
//
// composante saisonni\`ere
//
S = zeros(n, 1);
if p >= n then S = Y-F;
elseif p > 1 then // estimer les coefficients
    for i = 1:p
        for j = 0:ceil(n/p)-1
            S(i) = S(i)+(Y(i+j*p)-F(i+j*p));
            if i+(j+1)*p > n then break; end
        end
        S(i) = S(i)/(j+1);
    end
    for i = p+1:n
        S(i) = S(modulo(i-1,p)+1);
    end
else // p <= 1 : ne rien faire, la composante saisonni\`ere est nulle
end
//
// composante irr\`eguli\`ere
//
E = Y-F-S;
//
// Synth\`ese des r\`esultats (tableaux, graphiques)
//
RESUME = [T, Y, F, S, E];
clf(); plot(T, [Y, F, S, E], "o-");
xlabel("Decomposition de la serie temporelle");
legend(["serie temporelle"; "tendance";
        "composante saisonniere"; "composante irreguliere"]);
halt("***taper return pour continuer***");
clf();
subplot(3, 1, 1); plot(T, [Y, F], "o-");
xlabel("Serie temporelle et tendance");
legend(["serie temporelle"; "tendance"]);
subplot(3, 1, 2); plot(T, [S, E], "o-");
xlabel("Composante saisonniere et bruit");
legend(["composante saisonniere"; "composante irreguliere"]);
//
// \`Etude sommaire du bruit
// Se rappeler que seules les premi\`eres corr\`elations
// ont peut-\`etre un peu de pertinence !
//

```

```

rho = zeros(n, 1);
for i = 0:n-1
    for j = 1:n-i
        rho(i+1) = rho(i+1)+E(j)*E(j+i);
    end
    rho(i+1) = rho(i+1)/(n-i);
end
rho = rho/rho(1);
subplot(3, 1, 3); bar(T, rho);
xlabel("Correlation estimee du bruit");
endfunction;

[RESUME, a, rho] = TSanalysis(T,Y,3,1);

```

3. Avec R

Ce qui suit est une tentative de traduction ligne à ligne du code SCILAB précédent en R. Le langage R a une structure proche du C comme nous allons le voir en chemin. Le code aura été saisi à l'aide d'un éditeur quelconque dans le fichier `3m22tp.R` et exécuté depuis la console R avec `source("3m22tp.R")`.

```

# code R

# la s\erie
Y <- c(7.5, 4.4, 3.3, 7.6, 3.9, 2.4, 6.9,
      4.5, 2.7, 8.2, 4.1, 3.0, 7.5, 3.5, 2.8);# vecteur \el\ementaire
n <- length(Y);

```

Nous voyons ici une première différence notable entre R et de nombreux autres langages : l'affectation `Y <- <objet>` ou `<objet> -> Y`. Ceci est radicalement différent du C ou de SCILAB et même de SAS (=), mais n'est pas sans rappeler les commandes de redirection du shell (bourne ou bash). L'instruction `c` (pour *combine*) permet de former un vecteur à partir d'une liste qui possède une longueur mais pas réellement de dimensions ; en particulier, ça n'est ni vraiment un vecteur ligne, ni vraiment un vecteur colonne (contrairement à SCILAB).

```

# le temps
T <- c(1:n);
# un premier trac\e
#clf(); ?
plot(T, Y, type = "o");# "o" pour "overplotted"
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;

```

Il ne semble pas exister de commande du type *clear figure* ou *clear screen* en R. La commande `plot` ressemble jusqu'à présent à son homonyme SCILAB ou plus précisément MATLAB. L'option "o" demande que les points successifs soient marqués d'un cercle et joints par des segments. De simples cercles sont obtenus avec l'option "p" (pour "punkt"?) et les simples segments avec "l". Nous n'avons pas trouvé de commande `halt` ou `pause`. La solution proposée dans un forum de discussion consiste à afficher une invite et entrer une ligne (n'importe quoi terminé par « entrée ») qui sera stockée dans un objet dépourvu d'intérêt et de sens particulier, ici `pause`.

```

# \a premi\ere vue, une tendance constante semble raisonnable

```



```
Ymean <- mean(Y);# Ymean <- sum(Y)/n; d\'ej\'a impl\'ement\'e
F <- rep(Ymean, times = n);
```

L'instruction `rep` permet de former un vecteur par répétition d'une expression, ici le nombre `Ymean`.

```
# une composante saisonni\'ere de p\'eriodes 3 semble indiqu\'ee
p <- 3;
# S[i] est estim\'e par la moyenne des S[i+j*p], ce qui ici donnerait
# S[1] <- ((Y[1]-F[1])+...+(Y[12]-F[12]))/5 = (Y[1]+...+Y[12])/5-F[1];
# ...
# S[3] <- ((Y[3]-F[3])+...+(Y[15]-F[15]))/5 = (Y[3]+...+Y[15])/5-F[3];
# mais on peut l\'\'ecrire de mani\'ere plus g\'en\'erale :
```

Notons que les éléments d'un vecteur sont repérés par des indices accessibles via les crochets droits `[.]` ce qui est nettement moins original que les parenthèses `(.)` de SCILAB. La structure des boucles

```
for (<variable> in <liste>) <expression>
```

ou

```
for (<variable> in <liste>) {<expression1>; ...; <expressionn>}
```

rappelle le C avec la liberté d'utiliser une liste quelconque pour l'indexation.

```
S <- rep(0, times = n);
for (i in 1:p) {
  for (j in 0:(ceiling(n/p)-1)) {
    S[i] <- S[i]+(Y[i+j*p]-F[i+j*p]);
    if (i+(j+1)*p > n) break;
  }
  S[i] <- S[i]/(j+1);
}
```

```
for (i in (p+1):n) {S[i] <- S[(i-1)%p+1]}# noter le modulo
```

```
# sans oublier \'a la fin de r\'ep\'eter les valeurs par p\'eriodicit\'e.
```

Il est important de noter que l'opérateur « `:` » est prioritaire par rapport aux opérateurs algébriques usuels. Il est donc nécessaire d'ajouter des parenthèses si on ne veut pas qu'une somme ou un produit affecte la liste en son entier plutôt qu'une seule des bornes seulement.

```
# Le ‘bruit’ restant dans la d\'ecomposition est
```

```
E <- Y-F-S;
```

```
# enfin, on affiche grossi\'erement la d\'ecomposition
```

```
RESUME <- list(T, Y, S, E) # rbind(T, Y, S, E)
```

La commande `rbind` colle les différents objets en ligne (*row*). Il est préférable d'utiliser `list` ou `data.frame` qui permet d'empaqueter des données diverses sous une forme réellement structurée pour pouvoir ainsi facilement récupérer ses constituants.

```
# et on trace les diff\'erentes s\'eries sur un m^eme graphique
```

```
#clf(); ?
plot(c(T, T, T), c(Y, S, E), type = "p", xlab = "T", ylab = "Y, S, E");
lines(T, Y); lines(T, S); lines(T, E);
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;
```

La commande `plot` de R apparaît ici comme moins souple que son homologue SCILAB/MATLAB : on trace un nuage de points quitte à répéter les abscisses données par `T`. Il reste encore à joindre les points des bons sous-nuages et veiller à personnaliser la labelisation des axes.

```
# ou sur des sous-graphiques s\epar\es.

#clf(); ?
split.screen(c(3, 1));
screen(1); plot(T, Y, type = "o"); lines(T, F, type = "o");
screen(2); plot(T, S, type = "o");
screen(3); plot(T, E, type = "o");
close.screen(all = TRUE);
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;
```

Nous avons ci-dessus enfin des commandes simples et compréhensibles ! L'écran est divisé en un tableau de dimensions (3,1) de sous-écrans numérotés par lecture de haut en bas des colonnes successives. Il n'y a ensuite que peu de choses nouvelles mis à part la multiplication terme à terme qui est privilégiée avec R plutôt que la multiplication matricielle comme en SCILAB.

```
# Analysons le bruit en le supposant stationnaire centr\e.
# Nous n'avons gu\ere le choix pour estimer la fonction
# de covariance. Seuls les tous premiers termes peuvent avoir
# un peu de sens.

rho <- rep(0, times = n);
for (i in 0:(n-1)) {
  for (j in 1:(n-i)) {rho[i+1] <- rho[i+1]+E[j]*E[j+i]}
  rho[i+1] <- rho[i+1]/(n-i);
}
rho <- rho/rho[1];
rho

# proc\edons \a la r\egression lin\eaire
# en faisant les calculs pas \a pas et assez na\ivement

Tmean <- mean(T); # Ymean <- mean(Y); d\ej\calcul\e

TYcov <- mean(T*Y)-Tmean*Ymean; # notons la multiplication terme \a terme
Tvar <- mean(T*T)-Tmean^2;# idem
ahat <- TYcov/Tvar; bhat <- Ymean-ahat*Tmean;

# nous red\efinissons la tendance

Fprime <- ahat*T+bhat;

# et tra\c cons un premier graphique

#clf(); ?
plot(T, Y, type = "o"); lines(T, Fprime, type = "o");
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;

# Puis, nous r\ep\etons les \etapes pr\ec\edentes.

Sprime <- rep(0, times = n);
```

```

for (i in 1:p) {
  for (j in 0:(ceiling(n/p)-1)) {
    Sprime[i] <- Sprime[i]+(Y[i+j*p]-Fprime[i+j*p]);
    if (i+(j+1)*p > n) break;
  }
  Sprime[i] <- Sprime[i]/(j+1);
}

for (i in (p+1):n) {Sprime[i] <- Sprime[(i-1)%p+1]}# noter le modulo
Eprime <- Y-Fprime-Sprime;
RESUME <- list(T, Y, Sprime, Eprime)

#clf(); ?
plot(c(T, T, T, T, T, T), c(Y, F, S, E, Fprime, Sprime, Eprime),
     type = "p", xlab = "T", ylab = "Y, S, E, F', S', E'");
lines(T, Y); lines(T, F); lines(T, S); lines(T, E);
lines(T, Fprime); lines(T, Sprime); lines(T, Eprime);
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;

#clf(); ?
split.screen(c(3, 1));
screen(1); plot(T, Y, type = "o");
lines(T, F, type = "o"); lines(T, Fprime, type = "o");
screen(2); plot(T, S, type = "o"); lines(T, Sprime, type = "o");
screen(3); plot(T, E, type = "o"); lines(T, Eprime, type = "o");
close.screen(all = TRUE);
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;

rho <- rep(0, times = n);
for (i in 0:(n-1)) {
  for (j in 1:(n-i)) {rho[i+1] <- rho[i+1]+Eprime[j]*Eprime[j+i]}
  rho[i+1] <- rho[i+1]/(n-i);
}
rho <- rho/rho[1];
rho

# T est le temps, Y la s\erie temporelle,
# p la p\eriodes, d le degr\e de la r\egression polynomiale

TSanalysis <- function(T, Y, p, d) {
  # local n powerT Phi i j F S E
  n <- length(Y);
  #
  # tendance polynomiale
  #
  d <- min(d, n-1); # le param\etre d n'est pas prot\eg\e !!!
  a <- rep(0, times = d+1);
  if (d == 0) {a[1] <- mean(Y); F <- rep(a[1], times = n)} # tendance
  else {
    if (d == 1) {
      a[2] <- (mean(T*Y)-mean(T)*mean(Y))/(mean(T*T)-mean(T)^2);
      a[1] <- mean(Y)-a[2]*mean(T);
      F <- a[1]+a[2]*T;# tendance
    }
  }
}

```

```

}
else {# d >= 2
  powerT <- rep(1, times = n); Phi <- numeric();
  for (i in 1:(d+1)) {
    Phi <- c(Phi, powerT);
    powerT <- powerT*T;# produit termes \a termes
  }
  Phi <- matrix(Phi, nrow = n, ncol = d+1);
  a <- qr.coef(qr(Phi), Y);
  F <- qr.fitted(qr(Phi), Y);# manuel, p. 47-48
}
}
#
# composante saisonni\ere
#
S <- rep(0, times = n);
if (p >= n) {S <- Y-F}
else {
  if (p > 1) {# estimer les coefficients
    for (i in 1:p) {
      for (j in 0:(ceiling(n/p)-1)) {
        S[i] <- S[i]+(Y[i+j*p]-F[i+j*p]);
        if (i+(j+1)*p > n) break;
      }
      S[i] <- S[i]/(j+1);
    }
    for (i in (p+1):n) {S[i] <- S[(i-1)%p+1]}
  }
  else {}# p <= 1 : ne rien faire, la composante saisonni\ere est nulle
}
#
# composante irr\eguli\ere
#
E <- Y-F-S;
#
# Synth\ese des r\esultats (tableaux, graphiques)
#
RESUME <- rbind(T, Y, F, S, E);
plot(c(T, T, T, T), c(Y, F, S, E), type = "p", xlab = "T");
lines(T, Y); lines(T, F); lines(T, S); lines(T, E);
title("Decomposition de la serie temporelle");
legend(T[1], Y[1], "serie temporelle", bty = "n");
legend(T[n], F[n], "tendance", bty = "n");
legend(T[1], S[1], "composante saisonniere", bty = "n");
legend(T[n], E[n], "composante irreguliere", bty = "n");
cat("***taper return pour continuer***"); readLines(n = 1) -> pause;
split.screen(c(3, 1));
screen(1);
plot(c(T,T), c(Y, F), type = "p", xlab = "T");
lines(T, Y); lines(T, F);

```

```

title("Serie temporelle et tendance");
#legend(T[1], Y[1], "serie temporelle", bty = "n");
#legend(T[1], F[1], "tendance", bty = "n");
screen(2);
plot(c(T, T), c(S, E), type = "p", xlab = "T");
lines(T, S); lines(T, E);
title("Composante saisonniere et bruit");
#legend(T[1], S[1], "composante saisonniere", bty = "n");
#legend(T[1], E[1], "composante irreguliere", bty = "n");
#
# \'Etude sommaire du bruit
# Se rappeler que seules les premi\`eres corr\`elations
# ont peut-\`etre un peu de pertinence !
#
rho <- rep(0, times = n);
for (i in 0:(n-1)) {
  for (j in 1:(n-i)) {rho[i+1] <- rho[i+1]+E[j]*E[j+i]}
  rho[i+1] <- rho[i+1]/(n-i);
}
rho <- rho/rho[1];
screen(3);
barplot(rho);
title("Correlation estimee du bruit");
close.screen(all = TRUE);
list(RESUME, a, rho)
}

RESULT <- TSanalysis(T, Y, 3, 1);

```

| | | | | | | | | | | | | | | | |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| t_i | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
| y_i | 7.5 | 4.4 | 3.3 | 7.6 | 3.9 | 2.4 | 6.9 | 4.5 | 2.7 | 8.2 | 4.1 | 3 | 7.5 | 3.5 | 2.8 |
| s_i | 2.72 | -0.74 | -1.98 | 2.72 | -0.74 | -1.98 | 2.72 | -0.74 | -1.98 | 2.72 | -0.74 | -1.98 | 2.72 | -0.74 | -1.98 |
| e_i | -0.04 | 0.32 | 0.46 | 0.06 | -0.18 | -0.44 | -0.64 | 0.42 | -0.14 | 0.66 | 0.02 | 0.16 | -0.04 | -0.58 | -0.04 |
| x_i | 1.99 | -1.01 | -2.01 | 2.38 | -1.22 | -2.62 | 1.98 | -0.32 | -2.02 | 3.58 | -0.42 | -1.42 | 3.17 | -0.73 | -1.33 |
| s'_i | 2.62 | -0.74 | -1.88 | 2.62 | -0.74 | -1.88 | 2.62 | -0.74 | -1.88 | 2.62 | -0.74 | -1.88 | 2.62 | -0.74 | -1.88 |
| e'_i | -0.63 | -0.27 | -0.13 | -0.24 | -0.48 | -0.74 | -0.64 | 0.42 | -0.14 | 0.96 | 0.32 | 0.46 | 0.55 | 0.01 | 0.55 |

RÉFÉRENCES

- [1] CHANCELIER (J.-P.), DELEBECQUE (F.), GOMEZ (C.), GOURSAT (M.), NIKOUKHAH (R.), STEER (S.), *Introduction à Scilab, deuxième édition*, Springer-Verlag France (2007).
- [2] PRESS (W.H.), TEUKOLSKY (S.A.), VETTERLING (W.T.), FLANNERY (B.P.), *Numerical Recipes in C*, second edition, Cambridge University Press (2002).
- [3] VENABLES (W. N.), SMITH (D. M.) and the R development Core Team, *An Introduction to R*, notes on R: A Programming Environment for Data Analysis and Graphics, Version 1.9.1 (2004-06-01).

FILTRAGE ET SÉRIES TEMPORELLES. — CONTRÔLE

Vendredi 13 novembre 2009, 9h00–12h00

Tout document est interdit. La calculatrice est autorisée. La qualité de la rédaction sera prise en compte dans l'évaluation de la copie.

EXERCICE 1. — Déterminer une moyenne mobile causale $\Theta(B) = \sum_{i=0}^q \theta_i B^i$ d'ordre q minimal qui laisse passer une tendance linéaire sans distorsion et qui enlève les composantes saisonnières d'ordre 4.

EXERCICE 2. — (i) Donner les formules des coefficients de corrélation ρ_1 et ρ_2 pour un processus MA(1)

$$X_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1}.$$

(ii) Trouver les valeurs maximales et minimales de ρ_1 et les valeurs de θ pour lesquelles ces valeurs sont atteintes.

EXERCICE 3. — On considère le processus aléatoire suivant :

$$X(t) = X_t = 10 + 0,7X(t-1) - 0,12X(t-2) + \varepsilon(t) - 0,5\varepsilon(t-1)$$

où ε est un bruit blanc centré de variance $\sigma^2 = 1$.

(i) En supposant le processus X stationnaire, déterminer l'espérance de $X(t)$.

(ii) Trouver un nombre $\mu \in \mathbf{R}$ tel que le processus Y défini par $Y(t) = X(t) - \mu$ satisfait une relation de récurrence ARMA(2, 1)

$$Y(t) = \phi_1 Y(t-1) + \phi_2 Y(t-2) + \theta_0 \varepsilon(t) + \theta_1 \varepsilon(t-1)$$

sans terme constant et préciser la relation de récurrence obtenue.

(iii) Le processus Y est-il causal ? Est-il inversible ?

(iv) Donner une formule de récurrence et ensuite les trois premiers coefficients ψ_0 , ψ_1 et ψ_2 de la représentation comme processus MA(∞) de Y (c'est-à-dire $Y(t) = \sum_{k \geq 0} \psi_k \varepsilon(t-k)$). Déterminer aussi une formule générale pour exprimer les coefficients ψ_j .

(v) Donner une formule de récurrence et ensuite les trois premiers coefficients π_0 , π_1 et π_2 de la représentation comme processus AR(∞) de Y (c'est-à-dire $\varepsilon(t) = \sum_{k \geq 0} \pi_k Y(t-k)$). Déterminer aussi une formule générale pour exprimer les coefficients π_j , et préciser si les deux représentations sont convergentes.

(vi) Donner une formule de récurrence pour les prévisions de Box–Jenkins définies par

$$\widehat{Y}(t, k) = \mathbf{E}[Y(t+k) | Y(t), Y(t-1), \dots], \quad k \geq 2.$$

(vii) Trouver une formule pour $\widehat{Y}(t, 1) = \mathbf{E}[Y(t+1) | Y(t), Y(t-1), \dots]$ en fonction de $(Y(t), Y(t-1), \dots, Y(0))$ et des valeurs $\varepsilon_0, Y(-1), Y(-2), \dots$ (*Indication.* — Obtenir une équation contenant $Y(t+1), Y(t), \dots, Y(0), \varepsilon(t+1)$ et aucun autre bruit $\varepsilon(i), I = 1, \dots, t$, en additionnant les équations qui définissent $Y(t+1-i), i = 1, \dots, t+1$ multipliées par $(-\theta_1)^j$.)

(viii) Dédire une formule générale de prévision pour $\widehat{X}(t, 1)$ (*Indication.* — Ignorer les valeurs $\varepsilon_0, Y(-1), Y(-2)$.)