Exercice 1

Soit X une variable aléatoire gaussienne centrée réduite. Soit A une variable aléatoire telle que P(A=1)=P(A=-1)=1/2. On suppose que A et X sont indépendantes. Montrer que Y:=AX suit une loi gaussienne centrée réduite, que cov(X,Y)=0, mais que X et Y ne sont pas indépendantes.

Définition : loi du \mathcal{X}^2

Soient $X_1, ..., X_k$ des variables gaussiennes centrées réduites mutuellement indépendantes. Alors, la loi de $X_1^2 + ... + X_k^2$ est appelée loi du \mathcal{X}^2 à k degrés de liberté et est notée $\mathcal{X}^2(k)$.

Théorème de Cochran

Soit $X \sim \mathcal{N}(0, I_d)$, avec I_d la matrice identité de \mathbb{R}^d . Soient $E_1, ..., E_k$ des espaces vectoriels, deux à deux orthogonaux, de dimensions respectives $d_1, ..., d_k$ tels que $\mathbb{R}^d = E_1 \oplus ... \oplus E_k$. Soit P_{E_i} la projection orthogonale sur E_i . Alors, les variables aléatoires $||P_{E_1}X||^2, ..., ||P_{E_k}X||^2$ sont mutuellement indépendantes et suivent des lois du \mathcal{X}^2 à respectivement $d_1, ..., d_k$ degrés de liberté.

Exercice 2

Démontrer le théorème de Cochran.

Exercice 3

Calculer $\int_0^{+\infty} e^{-4t^2} dt$.

Exercice 4

Soit $(X,Y)^t$ un vecteur gaussien centré (vecteur moyenne égal à zero) avec $\mathbb{E}(X^2) = 4$, $\mathbb{E}(Y^2) = 1$ et tel que les variables 2X + Y et X - 3Y soient indépendantes.

- 1) Déterminer la matrice de covariance de $(X,Y)^t$.
- 2) Montrer que le vecteur $(X+Y,2X-Y)^t$ est également gaussien, puis déterminer sa matrice de covariance.

Exercice 5

Soit $X \in \mathbb{R}^3$ un vecteur gaussien centré de matrice de covariance

$$Q = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 2 \end{pmatrix}$$

- 1) X possède t'il une densité par rapport à la mesure de Lebesgue sur \mathbb{R}^3 ? Si oui donner son expression.
- 2) Trouver une matrice A de taille 3×3 telle que les composantes du vecteur AX soient des variables indépendantes et de variances 1.

On pourra utiliser, avec

$$U = \begin{pmatrix} -1/\sqrt{2} & 0 & -1/\sqrt{2} \\ -1/\sqrt{2} & 0 & 1/\sqrt{2} \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$
 et
$$D = \begin{pmatrix} 3 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

1

que $U^tU = UU^t = I_3$ et que $Q = UDU^t$.

3) Déterminer la loi de $X_1 + 2X_2 - X_3$, où $X = (X_1, X_2, X_3)^t$.

Exercice 1

Soient $y_1, ..., y_n$ des réels. Déterminer le réel \hat{m} qui minimise la fonction $f(m) = \sum_{i=1}^n (y_i - m)^2$ par deux méthodes différentes

- Par dérivation
- \bullet En écrivant \hat{m} comme l'estimation d'un coefficient de régression d'un modèle linéaire.

Exercice 2

Montrer que l'estimateur $\hat{\beta}$ vu en cours est aussi l'estimateur par maximum de vraisemblance de β^* .

Exercice 3

Soient $x_1, ..., x_n$ des réels et $y_1, ..., y_n$ des réels. On suppose que $x_1, ..., x_n$ ne sont pas tous égaux. Soient \hat{a}, \hat{b} qui minimisent $\sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2$. Montrer que, avec $\bar{x} = (1/n) \sum_{i=1}^n x_i$ et $\bar{y} = (1/n) \sum_{i=1}^n y_i$

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}$$

 et

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x}.$$

On pourra utiliser

$$\begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{ad - bc} \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix}.$$

Exercice 1

On considère le modèle linéaire

$$Y = X\beta^* + \epsilon$$

où X est de taille $n \times p$ et est égale à

$$\begin{pmatrix} I_p \\ 0_{n-p,p} \end{pmatrix},$$

avec $0_{n-p,p}$ la matrice nulle de taille $(n-p) \times p$. Montrer que les composantes de $\hat{\beta}$, l'estimateur par moindres carrés vu en cours, sont indépendantes.

Exercice 2

On observe n variables aléatoires iid $Y_1, ..., Y_n$ de lois $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$, avec μ et σ^2 inconnus.

- 1) Construire un intervalle de confiance pour μ , de niveau 95%. On pourra écrire $Y=(Y_1,...,Y_n)^t$ comme le vecteur observé d'un modèle linéaire et utiliser l'intervalle de confiance vu en cours.
- 2) Quelles sont les valeurs des bornes de cet intervalle de confiance lorsque n=9 et $y=(0,0,0,0,1,2,2,2,2)^{t}$? On pourra s'aider de la table de probabilité de la loi de Student.

Exercice 3

Cet exercice à pour but d'étudier l'effet de la surparamétrisation sur la qualité des estimateurs dans le modèle linéaire. On dispose de deux variables explicatives $X_1 = (x_{1,1},...,x_{1,n})^t$ et $X_2 = (x_{2,1},...,x_{2,n})^t$ et on suppose que la réponse Y dépend uniquement de X_1 , c'est à dire que le "vrai" modèle linéaire s'écrit

$$Y = X_1 \beta_1^* + \epsilon, \tag{1}$$

tel que vu en cours. En revanche, on ignore que la variable X_2 n'est pas influente, et on ajuste le modèle linéaire surparamétré

$$Y = X_1 \beta_1^* + X_2 \beta_2^* + \epsilon, \tag{2}$$

où l'information $\beta_2^*=0$ n'est pas accessible. On suppose, pour simplifier les calculs que, pour i=1,2, $\sum_{j=1}^n x_{i,j}=0$ et $\sum_{j=1}^n x_{i,j}^2=1$. On pose $\rho=\sum_{j=1}^n x_{1,j}x_{2,j}$.

1) Montrer que $|\rho| \leq 1$. On suppose pour la suite que $|\rho| < 1$.

- 2) On note $\hat{\beta}_1$ et $\hat{\beta}_2$ les estimateurs par moindres carrés de β_1^* et β_2^* dans (2). Calculer ces estimateurs et donner leurs moyennes et variances.

On pourra utiliser

$$\begin{pmatrix} a & b \\ c & d \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{ad - bc} \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix}.$$

3) On note β_1 l'estimateur par moindres carrés de β_1^* dans (1). Calculer cet estimateur et donner sa moyenne

1

4) Comparer $\mathbb{E}\left([\hat{\beta}_1 - \beta_1^*]^2\right)$ et $\mathbb{E}\left([\tilde{\beta}_1 - \beta_1^*]^2\right)$ et interpréter cette comparaison.

Exercice 1

On considère le modèle linéaire avec n observations et p variables explicatives. Pour les hypothèses suivantes, les mettre sous l'une des formes standards vues en cours, donner le type de loi de test, et les valeurs des paramètres.

1) L'hypothèse est $\beta_2^* = \beta_3^* = \beta_4^* = 0$ (avec p > 4) 2) L'hypothèse est $\beta_2^* = \beta_3^* = \beta_4^*$ (avec p > 4) 3) L'hypothèse est $\beta_{2i-1}^* = 2 * \beta_{2i}^*$ pour i = 1, ..., p/2 (avec p pair et i = 1, ..., p/2).

4) On a n = 4, p = 3,

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 2 \\ 0 & 1 & -1 \end{pmatrix}.$$

L'hypothèse est $Y = X^{(0)}\beta^{(0)} + \epsilon$ avec

$$X^{(0)} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Par exemple, pour le question 1), la forme standard est de tester $M^t\beta^* = 0$, avec 0_k le vecteur de taille $1 \times k$ dont toutes les composantes sont nulles.

$$M^t = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0_{p-4} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0_{p-4} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0_{p-4} \end{pmatrix}.$$

Ensuite, la statistique de test suit une loi de Fisher de paramètres 3 et n-p.

Exercice 2

On considère le modèle linéaire avec p=4 et où tous les coefficients de la première colonne de X valent 1 (on a inclus un terme intercept). Un calcul préliminaire à donné

$$X^{t}X = \begin{pmatrix} 50 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 20 & 15 & 4 \\ 0 & 15 & 30 & 10 \\ 0 & 4 & 10 & 40 \end{pmatrix}, \quad X^{t}Y = \begin{pmatrix} 100 \\ 50 \\ 40 \\ 80 \end{pmatrix}, \quad Y^{t}Y = 640.$$

On admettra que

$$\begin{pmatrix} 20 & 15 & 4 \\ 15 & 30 & 10 \\ 4 & 10 & 40 \end{pmatrix}^{-1} = \frac{1}{13720} \begin{pmatrix} 1100 & -560 & 30 \\ -560 & 784 & -140 \\ 30 & -140 & 375 \end{pmatrix}.$$

1) Que vaut n?

2) Calculer $\hat{\beta}$ et $\hat{\sigma}$. (On pourra utiliser $||Y - X\hat{\beta}||^2 = ||Y||^2 - ||X\hat{\beta}||^2$)

3) Donner un intervalle de confiance à 95% pour β_2^* .

4) Tester, avec un niveau de test de 95%, l'hypothèse $\beta_2^* = \beta_3^* = \beta_4^* = 0$. On pourra utiliser que le quantile 95% de la loi de Fisher de paramètres 3 et 46 vaut environ 2.80.

1

Exercice 1

Pour les modèles statistiques suivants, dire s'ils sont ou non paramétriques. On note μ_f la loi de probabilité ayant pour densité f.

- 1. $\mathcal{P} = \{ \mu_f ; f(0) = 1 \}.$
- 2. $\mathcal{P} = \{\mathcal{E}(\theta); \theta > 0\}$ avec $\mathcal{E}(\theta)$ la loi sur \mathbb{R} de densité de probability $\mathbf{1}_{t>0}\theta e^{-\theta t}$.
- 3. $\mathcal{P} = \{ \mu_f ; \forall x \in \mathbb{R}, f(-x) = f(x) \}$
- 4. $\mathcal{P} = \{ \mu_f : \exists \theta \in \mathbb{R}, \forall x \in \mathbb{R}, f(\theta x) = f(\theta + x) \}$
- 5. $\mathcal{P} = \{ \mu = \alpha \mathcal{N}(m_1, \sigma_1^2) + \beta \mathcal{N}(m_2, \sigma_2^2); \alpha \geq 0, \beta \geq 0, m_i \in \mathbb{R}, \sigma_i^2 > 0 \}$

Exercice 2

Soit $X_1,...X_n$, n réalisations i.i.d. d'une variable aléatoire X telle que $\mathbb{E}(X)=m$ et $\mathrm{Var}(X)=\sigma^2$. Soit $\overline{X_n}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$ la moyenne empirique et $S_n^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n (X_i-\overline{X_n})^2$ la variance empirique. Ces deux quantités sont-elles des estimateurs sans biais de m et σ^2 respectivement ? Si non, calculer leur biais.

Exercice 3

On jette une pièce. Elle fait pile avec probabilité θ et face avec probabilité $1-\theta$. Soit X la variable aléatoire qui vaut 1 si la pièce fait pile, 0 sinon.

- 1. Quelle est la loi de X? Quel est le modèle statistique associé?
- 2. Soient $\delta(X) = X$ et $\delta'(X) = 1 X$ deux estimateurs de θ . Sont-ils indépendants (sous \mathbb{P}_{θ} , en fonction de $\theta \in \Theta$)?
- 3. Calculer le biais et l'erreur quadratique moyenne de δ et δ' .

Exercice 4

On observe n voitures identiques se déplaçant sur un circuit. La voiture i dispose au départ d'une quantité d'essence inconnue Q_i . On suppose que $Q_1,...,Q_n$ sont iid et uniforméments distribués sur $[0,Q_{max}]$ avec $0 < Q_{max}$ inconnu. On note X_i la distance parcourue par la voiture i jusqu'à la panne d'essence. On suppose que $X_i = \alpha Q_i$ avec $\alpha > 0$ fixé et connu.

Soit θ la distance maximale que peut parcourir une voiture.

- 1. Donner le modèle statistique correspondant à l'observation du n échantillon $X=(X_1,...X_n)$. Ce modèle est-il paramétrique ?
- 2. Donner la vraisemblance du modèle (Rq : les observations sont des distances donc X est à valeurs dans \mathbb{R}^+).
- 3. On propose comme estimateur de θ la statistique $\hat{g}(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$. Calculer son biais et son erreur quadratique moyenne.
- 4. Proposer un autre estimateur de θ (indication : chercher l'estimateur du maximum de vraisemblance). Est-il sans biais ?

Exercice 1

Pour chacune des variables aléatoires suivantes, déterminer la vraisemblance, le score (vérifier que son espérance sous \mathbb{P}_{θ} est nulle) et la matrice d'information de Fisher associés à l'observation de X:

- 1. $X \in \mathbb{R}$ suit une loi normale $\mathcal{N}(\theta, \sigma^2)$, σ^2 connu.
- 2. $X \in \mathbb{R}$ suit une loi normale $\mathcal{N}(\theta_1, g(\theta_2))$, avec g de classe \mathcal{C}^2 .
- 3. $X \in \mathbb{N}^*$ suit une loi géométrique de paramètre $\theta \in]0,1[$. On rapelle que X suit la loi géométrique de paramètre $p \in]0,1[$ si $P(X=k)=(1-p)p^k$ pour $k \in \mathbb{N}$.

Exercice 2

Soient $X_1, ... X_n$, n réalisations i.i.d. d'une variable aléatoire X suivant une loi de Poisson de paramètre $\theta > 0$ et $Y_i = \mathbbm{1}_{X_i=0}$. On rapelle que X suit la loi de Poisson de paramètre p > 0 si $P(X = k) = e^{-p}[(p^k)/(k!)]$ pour $k \in \mathbb{N}$.

- 1. Donner le modèle statistique pour l'échantillon $(X_1,...X_n)$.
- 2. Donner la vraisemblance associée à l'observation de $(X_1,...X_n)$.
- 3. Donner la borne de Cramer Rao pour un estimateur de θ à partir de $(X_1, ..., X_n)$. Comparer à la variance de $\hat{\theta} = \frac{1}{n} \sum X_i$.
- 4. Quelle est la loi de Y_1 . Donner la borne de Cramer Rao pour un estimateur de $g(\theta) = e^{-\theta}$, à partir de $(Y_1, ..., Y_n)$. Comparer à la variance de $\hat{g}(\theta) = \frac{1}{n} \sum Y_i$.

Exercice 1

Dans le cas $X \in \mathbb{R}$ suit une loi normale $\mathcal{N}(\theta_1, g(\theta_2))$, avec g de classe \mathcal{C}^2 , donner la borne de Cramer Rao pour un estimateur sans biais de $(\theta_1, g(\theta_2))^{\top}$.

Exercice 2

On modélise la durée du connexion sur un site web par une variable aléatoire X de loi Gamma de paramètres 2 et θ , de densité

$$f_{\theta}(x) = \frac{x}{\theta^2} \exp(-x/\theta) \mathbb{1}_{x \ge 0}.$$

On a $\mathbb{E}(X) = 2\theta$ et $\mathrm{Var}(X) = 2\theta^2$. On dispose de n observations de durées de connexion, $X_1, ..., X_n$ et l'on cherche à estimer θ .

- 1. Donner la vraisemblance associée à l'observation de $(X_1,...X_n)$. On admet que l'estimateur du maximum de vraisemblance pour θ est $\hat{\theta} = \frac{\sum X_i}{2n}$.
- 2. Après avoir vérifié que cet estimateur est sans biais, comparer sa variance avec la borne de Cramer Rao.
- 3. facultatif : faire le calcul de l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Exercice 1

On considère n variables aléatoires $Y_1,...,Y_n$, presque surement deux à deux distinctes, correspondant aux scores d'étudiants à une évaluation d'anglais. Parmi ces étudiants, on en avait sélectionné aléatoirement n_1 pour effectuer un semestre d'étude dans un pays anglophone. On classe les scores des étudiants et on leur attribue un rang $R_1,...R_n$ (R=1 correspond à la meilleure note). On notera $T_1,T_2,...T_{n_1}$ les rangs des n_1 étudiants ayant suivi un semestre à l'étranger et $S_T=\sum_{i=1}^{n_1}T_i$.

- 1. Donner l'hypothèse nulle H_0 que l'on peut tester ici.
- 2. Si H_0 est vraie, quelle est la loi de T_1 ?
- 3. Quel est l'espérance de S_T , toujours sous H_0 .
- 4. On notera $M_1, M_2, ... M_{n_2}$ les rangs des n_2 étudiants n'ayant pas suivi un semestre à l'étranger et $S_M = \sum_{i=1}^{n_2} M_i$. Quel est l'espérance de S_M , toujours sous H_0 .

À partir de maintenant, on considère n = 7 et $n_1 = 3$.

- 5. Quelles valeurs peut prendre S_T ? Comment peut-on interpréter une grande valeur de S_T , une petite?
- 6. Donner les $\mathbb{P}(S_T = k)$ pour toutes les valeurs possibles de k.
- 7. Que vaut l'espérance de S_T ? Que peut-on apercevoir sur la distribution de S_T , autour de son espérance ?

Exercice 1

Pour l'exercice 5 du TD 8, donnez une méthode permettant d'approximer la p-value associée à l'observation $S_T = 77$.

On renouvelle l'étude avec plus de rats : n=30 et $n_1=15$, on obtient $S_T=186$. Quelles sont vont conclusions, au risque $\alpha=0.025$ de vous tromper ? Et pour $\alpha=0.05$?

Exercice 2

Pour les séries temporelles suivantes, donner leur fonction moyenne et leur fonction de covariance. Ont-elles une tendance linéaire, périodique ?

- 1. $X_t = \cos(\pi t) + A_t$ avec $A_t \sim \mathcal{N}(0, t^2)$ indépendants.
- 2. $X_t = A_t \cos(\pi t) + A_{t-1} \sin(\pi t)$ avec $A_t \sim \mathcal{N}(0, t^2)$ indépendants.
- 3. $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$, X_0 fixé et $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,1)$ i.i.d.
- 4. $X_0 \sim \mathcal{N}(0,1)$ et $\forall t \in \mathbb{N}, X_{t+1} = aX_t + \varepsilon_t$ avec $\varepsilon_i \sim \mathcal{N}(0,1-a^2)$ i.i.d. et indépendants de $X_0, a \in \mathbb{R}$.

Exercice 3

- 1. La somme de deux processus faiblement stationnaires est-elle un processus faiblement stationnaire?
- 2. Le processus $X_t = A_t + A_{t-1}$ avec $A_t \sim \mathcal{N}(0,1)$ indépendants, est-il stationnaire? Que se passe-t-il si $A_t \sim \mathcal{N}(0,\sqrt{|t|})$ indépendants?
- 3. Même question pour les processus des questions 3 et 4 de l'exercice 2.

Exercice 1

A propos des séries temporelles de la figure 1, que peut-on dire sur leur aspect stationnaire / tendance / facteurs saisonniers par une simple analyse visuelle ?

Exercice 2

Soit X_0 une variable aléatoire de carré intégrable. Soit $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ indépendants deux à deux et indépendants de X_0 pour tout $t \geq 1$. On définit le processus (X_t) par la relation suivante :

$$X_t = aX_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec |a| < 1.

1. Montrer qu'une condition nécessaire et suffisante pour que (X_t) soit stationnaire au sens faible est que :

$$\mathbb{E}(X_0) = \frac{m}{1 - a}$$

et que:

$$Var(X_0) = \frac{\sigma^2}{1 - a^2}$$

Exercice 3

Soient, $(Z_t)_t$ une tendance, $(S_t)_t$ une composante saisonnière de période p et $(\varepsilon_t)_t$ une suite de variables aléatoires iid de carré intégrable (variance σ^2). Pour chacune des modèles suivants, calculer l'espérance, la variance et la fonction de covariance de X_t .

- 1. Modèle additif : $\forall t \in \mathbb{Z}, X_t = Z_t + S_t + \varepsilon_t$,
- 2. Modèle multiplicatif : $\forall t \in \mathbb{Z}, X_t = Z_t S_t + \varepsilon_t$,
- 3. Modèle multiplicatif complet : $\forall t \in \mathbb{Z}, X_t = Z_t S_t \varepsilon_t$.

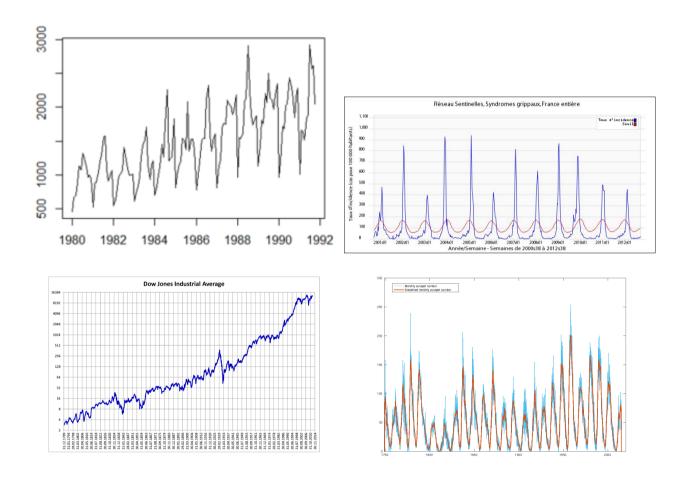


Figure 1: 1) Vente de vins australiens entre janvier 1980 et octobre 1991 (bouteilles/mois)

- 2) Syndromes grippaux de 2000 à 2012 ($\cos/100000$ habitants)
- 3) Évolution du Dow Jones
- 4) Nombre mensuel de taches solaires

Exercice 1

Soit $(X_t)_{t\in\mathbb{Z}}$ une série temporelle centrée telle que :

$$X_t - \varphi X_{t-1} = \varepsilon_t \quad \forall t \in \mathbb{Z}$$

où $(\varepsilon_t)_{t\in\mathbb{Z}}$ est un bruit blanc gaussien de variance $\sigma^2 > 0$ et $\varphi \in \mathbb{R}$.

- 1. On suppose que $\varphi = 1$
 - (a) Pour tout $t \in \mathbb{Z}$ et $h \in \mathbb{N}^*$, écrire $X_{t+h} X_t$ en fonction de $\varepsilon_t, ..., \varepsilon_{t-h+1}$.
 - (b) En déduire la valeur de $\mathbb{E}((X_{t+h} X_t)^2)$.
 - (c) Montrer que $(X_t)_{t\in\mathbb{Z}}$ ne peut pas être un processus stationnaire.
- 2. On suppose que $\varphi = -1$, montrer que $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ ne peut pas être un processus stationnaire.
- 3. On suppose que $|\varphi| < 1$ et que $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ est stationnaire.
 - (a) Pour tout $t \in \mathbb{Z}$, écrire X_t en fonction de $(\varepsilon_s)_{s \in \mathbb{Z}}$.
 - (b) On définit la régression affine de X_t sur $(X_s; s < t)$ par X_t^* tel que :

$$X_t = X_t^* + R_t = \lambda_0 + \sum_{s < t} \lambda_i X_i + R_t$$

avec R_t non corrélé avec les $(X_s; s < t)$.

L'innovation au temps t est alors $X_t - X_t^*$.

Déduire de la question (3a) que ε_t est l'innovation au temps t.

- (c) Soit $h \in \mathbb{N}^*$, établir une relation de récurrence entre $\gamma(h)$ et $\gamma(h-1)$, avec $\gamma(h) = \text{Cov}(X_t, X_{t+h})$.
- (d) Calculer $\gamma(0)$ et en déduire l'expression de $\gamma(h)$ pour tout h.
- (e) Calculer la fonction d'autocorrélation de la série temporelle.
- (f) Montrer que, pour $h=1,2,\ \hat{\gamma}(h)=\frac{1}{T-h}\sum_{t=1}^{T-h}X_tX_{t+h}$ est un estimateur sans biais de $\gamma(h)$. En déduire un estimateur de φ .
- 4. On suppose que $|\varphi| > 1$ et que $(X_t)_{t \in \mathbb{Z}}$ est stationnaire.
 - (a) Soit $(\nu_t)_{t\in\mathbb{Z}}$ le processus définit par :

$$X_t - \frac{1}{\varphi} X_{t-1} = \nu_t,$$

écrire ν_t en fonction de $(\varepsilon_s)_{s\in\mathbb{Z}}$.

(b) Montrer que $(\nu_t)_{t\in\mathbb{Z}}$ est un bruit blanc gaussien.