

$$(3) \quad X_t = A_0 \cos(\lambda_0 t + \phi_0) + Z_t \quad \text{where } \lambda \in [0, \pi] \\ \text{and } \phi_0 \sim U[0, 2\pi] \quad \| Z_t$$

Theoretically: $\text{Cov}(X_6, X_7) = \text{Cov}(\text{Acos}(\omega t + \phi_0) + Z_6, \text{Acos}(\omega s + \phi_0) + Z_7)$

$$\begin{aligned}
 &= A_0^2 \operatorname{cov}(\cos(\omega_0 t + \phi_0), \cos(\omega_0 t + \phi_0)) + \operatorname{cov}(Z_t, \cancel{\cos(\omega_0 t + \phi_0)}) \\
 &\quad + \cancel{\operatorname{cov}(\cos(\omega_0 t + \phi_0), Z_t)} + \operatorname{cov}(Z_t, Z_t) \\
 &\quad \text{Or } \cos(\phi_0) \perp\!\!\!\perp Z_t \\
 &= A_0^2 \operatorname{cov}(\cos(\omega_0 t + \phi_0), \cos(\omega_0 t + \phi_0)) + \delta_{t=t_0} \tag{Since Z_t is white noise}
 \end{aligned}$$

$$\text{or} \quad \begin{aligned} & \text{Cov}(\cos(\lambda t + \phi_0), \cos(\lambda s + \phi_0)) \\ &= \mathbb{E}[\cos(\lambda t + \phi_0) \cos(\lambda s + \phi_0)] \\ &\stackrel{(*)}{=} \mathbb{E}\left[\frac{\cos(\lambda_0(t+s)+2\phi_0) + \cos(\lambda_0(t-s))}{2}\right] \\ &= \frac{\mathbb{E}[\cos(\lambda_0(t+s)+2\phi_0)]}{2} + \frac{\cos(\lambda_0(t-s))}{2} \end{aligned}$$

(la moyenne d'un cosinus est nulle sur $[0; 2\pi]$).
 le $\phi_0 \sim U[0; 2\pi]$ annule ce terme.
 (même avec le deuxième en $\lambda_0(t+s)$)

$$\text{Cov}(X_t, X_s) = \frac{A_0^2}{2} \cos(d_0(t-s)) + \delta_{t=s}$$

$$x(h) = \frac{A_0^2 \cos(\omega h)}{2} + \delta_0$$

Graphically: We see the cosine with the coeff A₀ set to 1, as well as a spike at h=0 caused by the S₀ term.

Exercise 2 :

$$\begin{aligned}
 \text{Q1} \quad I_n(\lambda) &= \frac{1}{2\pi} \sum_{h=-n+1}^{n-1} f_n(h) e^{-i\lambda h} \\
 &= \frac{1}{2\pi} \sum_{h=-(n-1)}^{n-1} f_n^*(|h|) e^{-i\lambda h} \\
 &= \frac{1}{2\pi} \sum_{h=-h+1}^{n-1} \left[\frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1-|h|} (X_t - \hat{\mu}_n) (X_{t+|h|} - \hat{\mu}_n) \right] e^{-i\lambda h} \\
 &\xrightarrow{\text{Somme finie}} = \frac{1}{2\pi n} \sum_{t=0}^{n-1} \sum_{h=-(n-1)+t}^{n-1-t} (X_t - \hat{\mu}_n) (X_{t+|h|} - \hat{\mu}_n) e^{-i\lambda h} \\
 &= \frac{1}{2\pi n} \sum_{t=0}^{n-1} (X_t - \hat{\mu}_n) \left[\sum_{k=0}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{-i(t-k)\lambda} \right. \\
 &\quad \left. + \sum_{k=1}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{-i(t+k)\lambda} \right]
 \end{aligned}$$

on divise :
 $k = t + |h|$
 $x |h| \geq 0$ d'incert
 $n |h| \leq 0$ de l'autre

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{2\pi n} \left[\sum_{k=0}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{-ik\lambda} \left(\sum_{t=0}^{n-1} (X_t - \hat{\mu}_n) e^{it\lambda} \right. \right. \\
 &\quad \left. \left. + \sum_{k=1}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{ik\lambda} \sum_{t=0}^{n-1} (X_t - \hat{\mu}_n) e^{-it\lambda} \right) \right] \\
 &= \frac{1}{2\pi n} \left[\sum_{k=0}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{-ik\lambda} \left(\sum_{t=-n+1}^0 (X_t - \hat{\mu}_n) e^{it\lambda} \right. \right. \\
 &\quad \left. \left. + \sum_{k=1}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{ik\lambda} \sum_{t=0}^{n-1} (X_t - \hat{\mu}_n) e^{-it\lambda} \right) \right]
 \end{aligned}$$

not gne

$$= \frac{1}{2\pi n} \left[\sum_{k=0}^{n-1} (X_k - \hat{\mu}_n) e^{-ik\lambda} \right] \text{DTFT}$$

$$\text{then } I_n(\lambda) = \frac{1}{2n\pi} \left[\text{DTFT}\left[(x_k - \hat{\mu}_n)\right] \text{iDFT}(X_{k-\hat{\mu}_n}) \right] \\ + \text{DTFT}\left[(x_k - \hat{\mu}_n)\right] \left(\text{iDFT}(X_{k-\hat{\mu}_n}) - (x_0 - \hat{\mu}_0) \right)$$

Q2) Done but no time to send graphs it's 13-57

Q3) We use the iFFT with $m = 2n - 1$

Exercice 3 : ① Soit $h \geq 1$. Comme (X_t) et (Z_t) sont de moyenne nulle,
 $E[X_{t+h} Z_t] = \text{Cov}(X_{t+h}, Z_t)$.

de plus, comme $h > 0$, l'expression de X_{t+h} ne fait pas intervenir Z_t .
et donc, (Z_t) étant un bruit blanc, alors les $\text{Cov}(X_{t+h}, Z_t)$ sont nuls.
puisque $f_Z(h) = 0$ pour $h \neq 0$. (il n'y a jamais de $f_Z(0)$)

On peut aussi le voir par récurrence sur h : $E[X_{t+h} Z_t] = 0$
clairement (cf AR(1)) et les $h \geq 1$ s'écrivent par la suite tout aussi clairement.

② En utilisant la question précédente et l'équation de récurrence
de l'AR(p):

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + Z_t \quad (*)$$

$$\Rightarrow E[X_t X_{t-h}] = \phi_1 E[X_t, X_{t-h}] + \dots + \phi_p E[X_{t-p}, X_{t-h}] + E[Z_t X_{t-h}]$$

(Thm 1)

$$\stackrel{?}{=} \boxed{\sum_{i=1}^p \phi_i f(h-i)} + 0 \quad \begin{matrix} \text{par la q° ①} \\ \text{puisque } h \geq 1 \end{matrix}$$

La même chose sur (b) en multipliant par X_t et en prenant l'espérance pour faire apparaître la covariance.

$$\mathbb{E}[X_t^2] = \sum_{i=1}^p \phi_i \mathbb{E}[X_{t-i} X_t] + \mathbb{E}[X_t Z_t]$$

$$\Leftrightarrow Y_X(0) = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_X(i) + \mathbb{E}[Z_t \left[\sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + Z_t \right]] \quad \text{par (b)}$$

$$\Leftrightarrow Y_X(0) = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_X(i) + \mathbb{E}[Z_t^2] + \sum_{i=1}^p \phi_i \mathbb{E}[Z_t X_{t-i}]$$

O par la Q1
($i \geq 1$)

d'où
$$Y_X(0) = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_X(i) + \sigma_z^2$$

et d'où la Toeplitz Matrix : [La première ligne est donnée par $Y_X(0) - \sum_{i=1}^p \phi_i Y_X(i) = \sigma_z^2$
et la dernière par la relation $Y_X(h) - \sum_{i=1}^p \phi_i Y_X(h-i) = 0$]

$$\begin{bmatrix} Y_X(0) & Y_X(-1) & \cdots & Y_X(-p) \\ Y_X(1) & Y_X(0) & & \\ \vdots & & \ddots & \\ Y_X(p) & Y_X(p-1) & \cdots & Y_X(0) \end{bmatrix}$$

(not enough time to show)
result/corde .