COMPTE RENDU TP 2*

Processus stationnaires au sens large

Guilhem MARION et ClÃl'ment LE MOINE VEILLON October 9, 2018

- 1 Observation de processus, calcul des moyennes et des covariances (simuproc.m)
- 1.1 Bruit blanc W(n) de variance σ^2

 $M_W=0$ pour un bruit blanc $cov(W(n_1),W(n_2))=\mathbb{E}[W(n_1)^2W(n_2)^2]=\sigma^2\delta(n_1,n_2)$

1.2 Processus AR1 causal dÃl'fini par $H(z) = \frac{1}{1-az^{-1}}$

AprÃÍs calcul on trouve la relation $Y(n) = \sum_{i=0}^n a^i W(n-i)$ La moyenne du processus est donc trivialement nulle comme somme de moyennes nulles de bruits blancs.

La covariance : $cov(X(n_1), X(n_2)) = \frac{1-a^{n_1}}{1-a^{n_1-n_2}}$

1.3 Processus sinusoidal $X(n) = b\cos(2\pi\nu_0 n + \phi)$ oÃź $\nu_0 \in [0, 0.5[, \phi$ Ãl'tant une v.a. uniforme sur [0, 2] indÃl'pendante des W(n)

 $M_X(n)=b\int_0^{2\pi}\cos(2\pi\nu_0n+\phi)\frac{\mathrm{d}\phi}{2\pi}+0=0$ Il vient par calcul que $cov(X(n_1),X(n_2))=0$

^{*}Le code est en libre $\mathrm{acc}\tilde{\mathrm{A}}$ ís sur
 $\mathrm{https://github.com/GuiMarion/SignalProcessing}$

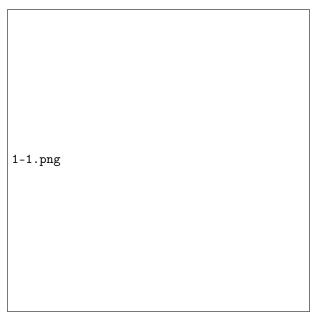


Figure 1: Bruit Blanc

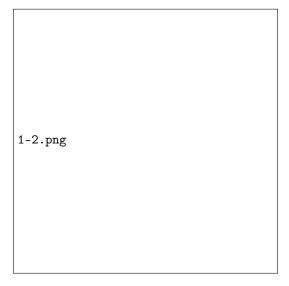


Figure 2: Processus AR1 causal

- 2 Estimation de la densit \tilde{A} l' spectrale de puissance, p \tilde{A} l'riodogramme
- 2.1 Expression de $I_X(e^{2i\pi\nu})$ en fonction de la TFTD de X

$$I_X(e^{2i\pi\nu}) = \sum_{p=-N+1}^{N-1} \frac{2}{N} \sum_{i=1}^{N-p} X_{i+p} \bar{X}_i e^{-2i\pi\nu p}$$
$$= \frac{1}{N} \sum_{p=-N+1}^{N-1} \sum_{i=1}^{N-p} X_{i+p} \bar{X}_i e^{-2i\pi\nu p}$$

1-3.png

Figure 3: Processus sinusoÃŕdal

On fait un changement de variable :

$$\left\{\begin{array}{lcl} p & = & n_2 - n_1 \\ i & = & n_1 \end{array}\right.$$

$$\begin{split} I_X(e^{2i\pi\nu}) &= \frac{1}{N} \sum_{p=-N+1}^{N-1} \sum_{i=max(0,-p)}^{N-1+min(0,-p)} X_{n_2} \bar{X_{n_1}} e^{-2i\pi\nu p} \\ &= \frac{1}{N} \sum_{n_1=0}^{N-1} \sum_{n_2=0}^{N-1} X_{n_2} \bar{X_{n_1}} e^{-2i\pi\nu(n_2-n_1)} \\ &= \frac{1}{N} \left(\sum_{n_1=0}^{N-1} \bar{X_{n_1}} e^{2i\pi\nu n_1} \right) \left(\sum_{n_2=0}^{N-1} X_{n_2} e^{-2i\pi\nu n_2} \right) \\ &= \frac{1}{N} \left(\sum_{n_1=0}^{N-1} X_{n_1} e^{2i\pi\nu n_1} \right) \left(\sum_{n_2=0}^{N-1} X_{n_2} e^{-2i\pi\nu n_2} \right) \\ &= \frac{1}{N} |TFTD[X(n)]|^2 \end{split}$$

2.2 Algorithme de calcul de $I_X(e^{2i\pi\nu})$

Le code suivant permet d'obtenir $I_X(e^{2i\pi\nu})$ Ãă partir de la TFD en posant $\nu=\frac{k}{M}$ oÃź $k\in[0,N-1]$ et $M\geq N,$ on obtient Ãl'galement la variance :

```
TFD = \mbox{ fft } (X, \ m); \\ IX = (1/n)*abs(TFD).^2 \ ; \\ Variance = var(IX); \\ Ensuite on teste le code pour les 3 processus de la partie 1 : \\ \\ 2-2.png \\ \mbox{ Figure 5: Processus AR1 causal } \\ \mbox{ } \mbox{
```

Figure 4: Bruit blanc

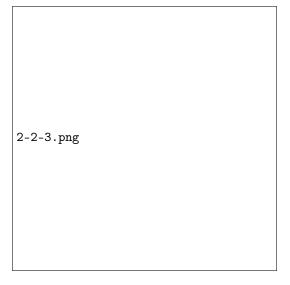


Figure 6: Processus sinusoÃŕdal

2.3 Calcul de la sÃl'quence des autocovariances estimÃl'es biaisÃl'es $R_{xx}(p)$ Ãă partir de $I_X(e^{2i\pi\frac{k}{M}})$

Le code suivant permet d'obtenir la sÃl'quence :

$$RXX = ifft(IX, m);$$

2.4 variance du p \tilde{A} l'riodogramme d'un bruit blanc pour plusieurs horizons d'observation N

On calcule la moyenne des variances sur 1000 rÃl'pÃl'titions en fonction de N.

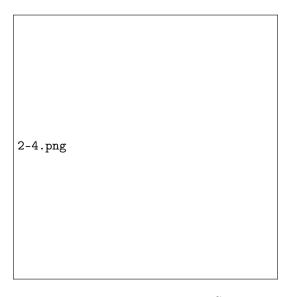


Figure 7: Moyenne des variances en Ãl'chelle log2

3 Filtrage des processus, modÃl'lisation AR de la parole

3.1 Equations de Yule-Walker

Montrons que pour tout $k \leq 1$ on a $\mathbb{E}[X(n-k)W(n)] = 0$:

On prend $k \leq 1$ donc X(n-k) et W(n) sont ind Ãl'pendantes et W est un bruit blanc , par suite :

$$\mathbb{E}[X(n-k)W(n)] = \mathbb{E}[X(n-k)]\mathbb{E}[W(n)] \text{ et } \mathbb{E}[W(n)] = 0$$

Alors:

$$\mathbb{E}[X(n-k)W(n)] = 0$$

On en dÃl'duit une relation entre les $R_{xx}(k)$... $R_{xx}(k-p)$ pour $k \geq 1$:

$$X_{n} = \sum_{m=1}^{p} a_{m} X_{n-m} + W_{n}$$

$$\mathbb{E}[X_{n} X_{n-k}^{-}] = \sum_{m=1}^{p} a_{m} \mathbb{E}[X_{n-m} X_{n-k}^{-}] + \mathbb{E}[W_{n} X_{n-k}^{-}]$$

On pose $n_1 = n - k$

Or $\mathbb{E}[X_{n-m}\bar{X_{n-k}}] = \mathbb{E}[X_{n_1+k-m}\bar{X_{n_1}}] = R_X(k-m)$ et $\mathbb{E}[W_n\bar{X_{n-k}}] = 0$ par la question prÃľcÃľdente, il vient que :

$$\mathbb{E}[X_{n_1} X_{n_1-k}^{-}] = \sum_{m=1}^{p} a_m R_X(k-m)$$

 Et

$$\mathbb{E}[X_{n_1}X_{n_1-k}^-] = \mathbb{E}[X_{n+k}\bar{X_n}]$$

Donc

$$\mathbb{E}[X_{n+k}\bar{X}_n] = \sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m)$$

On en dÃl'duit que :

$$\mathbb{E}[\hat{R}_X(k)] = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-k-1} \mathbb{E}[\bar{X}_n X_{n+k}]$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-k-1} \left(\sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m) \right)$$

$$= \frac{N-k}{N} \sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m)$$

En passant la limite quand N tend vers l'infini dans les deux membres de l' \tilde{A} l'galit \tilde{A} l', on obtient finalement :

$$R_X(k) = \sum_{m=1}^{p} a_m R_X(k-m)$$

cas k = 0

$$\mathbb{E}[X_n W_n] = \sum_{m=1}^p a_m \mathbb{E}[X_{n-m} W_n] + \mathbb{E}[W_n W_n]$$

Or $\mathbb{E}[X_{n-m}W_n]=0$ car X et W sont ind Ãl'pendantes pusique $m\geq 1$ Et $\mathbb{E}[W_nW_n]=\sigma^2$

$$\mathbb{E}[\hat{R}_X(0)] = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-k-1} \mathbb{E}[\bar{X}_n X_n]$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-k-1} \left(\sum_{m=1}^p a_m R_X(-m) + \sigma^2 \right)$$

$$= \frac{N-k}{N} \left(\sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m) + \sigma^2 \right)$$

En passant la limite quand N tend vers l'infini dans les deux membres de l'Al'galitAl', on obtient finalement :

$$R_X(0) = \sum_{m=1}^{p} a_m R_X(-m) + \sigma^2$$

Pour rÃl'sumer, on a:

$$\begin{cases} R_X(0) &= \sum_{m=1}^p a_m R_X(-m) + \sigma^2 \\ R_X(k) &= \sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m) & pour \ k \ge 1 \end{cases}$$

Forme matricielle du probl $\tilde{\mathbf{A}}$ íme : Les rangs k correspondent aux lignes de la matrice, il y en a donc p+1, les colonnes correspondent aux indices i des a_i , il y en $\tilde{\mathbf{A}}$ l'galement p+1. Pour s'en convaincre on peut $\tilde{\mathbf{r}}$ Al' $\tilde{\mathbf{A}}$ l'crire le syst $\tilde{\mathbf{A}}$ l'me pr $\tilde{\mathbf{A}}$ l'c $\tilde{\mathbf{A}}$ l'dent :

$$\begin{cases} R_X(0) - \sum_{m=1}^p a_m R_X(-m)) & = \sigma^2 \\ R_X(k) - \sum_{m=1}^p a_m R_X(k-m) & = 0 \quad pour \ k \ge 1 \end{cases}$$

$$\begin{pmatrix} R_X(0) & -a_1 R_X(-1) & \cdots & -a_p R_X(-p) \\ R_X(1) & -a_1 R_X(0) & \cdots & -a_p R_X(1-p) \\ R_X(2) & -a_1 R_X(1) & \cdots & -a_p R_X(2-p) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ R_X(p) & -a_1 R_X(p-1) & \cdots & -a_p R_X(0) \end{pmatrix} = [\sigma^2 \ 0 \ \dots \ 0]^T$$

$$R = \begin{pmatrix} R_X(0) & R_X(-1) & \cdots & R_X(-p) \\ R_X(1) & R_X(0) & \cdots & R_X(1-p) \\ R_X(2) & R_X(1) & \cdots & R_X(2-p) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ R_X(p) & R_X(p-1) & \cdots & R_X(0) \end{pmatrix}$$

$$R [1 - a_1... - a_p]^T = [\sigma^2 \ 0 \ ... \ 0]^T$$

R est bien une matrice Toeplitz.

3.2 Estimation

GÃl'nÃl'ration d'un processus AR-4:

Le code suivant permet de gÃľnÃľ
rer un processus AR-4 en fontion d'un vecteur adonnÃľ en entrÃľe :

$$function[R] = genAR(p, N, a)$$

$$R = zeros(1, N);$$

$$\begin{array}{l} sigma \, = \, 1; \\ W \, = \, \, sigma \, . \, *\, randn \, (1 \, , N) \, ; \\ for \, \, n \, = \, 1 \, : N \\ \\ for \, \, \, i \, = \, 1 \, : min \, (n \, - \, 1 \, , p) \\ \\ R(n) \, \, = \, R(n) \, \, + \, \, a \, (\, i \,) \, *\, R(n \, - \, i \,) \, ; \\ \\ end \\ \\ R(n) \, \, = \, R(n) \, \, + \, W(n) \, ; \\ \\ end \end{array}$$

end

Matrice Toeplitz estim \tilde{A} l'e :

RÃI'solution du systÃÍme (1):

$$\begin{split} \hat{R} & \left[1 \ -a_1... - a_p \right]^T = [\sigma^2 \ 0 \ ... \ 0]^T \\ \hat{R}^{-1} & \hat{R} & \left[1 \ -a_1... - a_p \right]^T = \hat{R}^{-1} \ [\sigma^2 \ 0 \ ... \ 0]^T \\ & \left[1 \ -a_1... - a_p \right]^T = \hat{R}^{-1} \ [\sigma^2 \ 0 \ ... \ 0]^T \\ & \left[\frac{1}{\sigma^2} \ \frac{-a_1}{\sigma^2} ... \frac{-a_p}{\sigma^2} \right]^T = \hat{R}^{-1} \ [1 \ 0 \ ... \ 0]^T \end{split}$$

donc
$$v = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sigma^2} & \frac{-a_1}{\sigma^2} \dots \frac{-a_p}{\sigma^2} \end{bmatrix}^T$$

Comparaison:

On obtient une erreur quadratique moyenne (sur 1000 rÃľpÃľtitions) de 0.2884 pour les valeurs estimÃľes des coefficients du vecteur a. Ce qui semble plutÃťt convainquant, surtout qu'il semble que certains cas pathologiques (Ãă dÃľcouvrir) font grimper drastiquement cette moyenne.

Application $\tilde{\mathbf{A}}$ ă la parole La synth $\tilde{\mathbf{A}}$ Íse du signal en suivant la proc $\tilde{\mathbf{A}}$ I'dure analyse-synth $\tilde{\mathbf{A}}$ Íse semble tr $\tilde{\mathbf{A}}$ Ís convainquante du fait qu'on entend disctinctement la phrase du signal original dans le signal synth $\tilde{\mathbf{A}}$ Ítis $\tilde{\mathbf{A}}$ I'. On retrouvera ici les figures correspondantes (fig. 7).

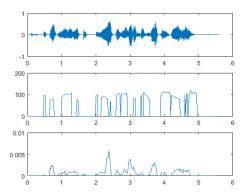


Figure 8: Analyse-synthÃÍse

Nous avons tentÃl de modifier les intonations de la voix en changeant les valeurs des frÃl quences de voisement. Dans un premier temps en construisant un algorithme non-deterministe qui tente d'inverser les tendances des frÃl quences de voisement (i.e. produit une courbe ascendante quand il lit une coube descendante, cf. fig. 8).

Et aussi une fonction affine croissante (fig. 9).

On remarquera qu'Ãă l'Ãl'coute les intonations ne sont que partiellement modifiÃl'es et que selon la fonction utilisÃl'e on entend surout un filtre balayant les frÃl'quences.

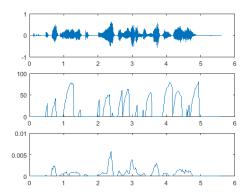


Figure 9: Analyse-synth ÃÍse tendances invers
ÃÍse

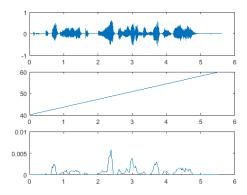


Figure 10: Analyse-synth ÃÍse fonction affine