

Signaalianalyysi 031080A

Laskuharjoitustehtävät 6 syksy 2023

1. (k) Kotitehtävä: vastaukset tulevat Moodleen
2. (k) Kotitehtävä: vastaukset tulevat Moodleen
3. (p) Olkoon signaali $X(t)$ binääristä kohinaa (ks. luennot), jonka mahdolliset arvot ovat 1 ja -1. Signaalin odotusarvofunktio on $\mu_X(t) \equiv 0$ ja autokorrelaatiofunktion on $R_X(\tau) = \text{tri}(\tau)$. Mikä ovat seuraavien signaalien odotusarvo- ja autokorrelaatiofunktiot?
 - a) $A(t) = 2X(t)$
 - b) $B(t) = 2 + X(t)$
 - c) $C(t) = X^2(t)$
 - d) $D(t) = X(t) + X(t - 2)$

Ratkaisu

a) $\mu_A(t) = E[2X(t)] = 2E[X(t)] = 2 \cdot 0 = 0$

$$\begin{aligned} R_A(t, t + \tau) &= E[A(t)A(t + \tau)] = E[2X(t) \cdot 2X(t + \tau)] \\ &= 4E[X(t)X(t + \tau)] = 4R_X(\tau) = 4\text{tri}(\tau). \end{aligned}$$

b) $\mu_B(t) = E[2 + X(t)] = 2 + E[X(t)] = 2 + 0 = 2$

$$\begin{aligned} R_B(t, t + \tau) &= E[A(t)A(t + \tau)] = E[(2 + X(t))(2 + X(t + \tau))] \\ &= 4 + 2E[X(t)] + 2E[X(t + \tau)] + E[X(t)X(t + \tau)] \\ &= 4 + R_X(\tau) = 4 + \text{tri}(\tau). \end{aligned}$$

c) Nyt $C(t) = X^2(t) \equiv 1$ kaikilla t , joten $\mu_C(t) = E[X^2(t)] = E[1] = 1$.

$$R_C(t, t + \tau) = E[C(t)C(t + \tau)] = E[X^2(t)X^2(t + \tau)] = E[1 \cdot 1] = 1.$$

d) $\mu_D(t) = E[X(t) + X(t - 2)] = E[X(t)] + E[X(t - 2)] = 0 + 0 = 0$

$$\begin{aligned} R_D(t, t + \tau) &= E[D(t)D(t + \tau)] = E[(X(t) + X(t - 2))(X(t + \tau) + X(t + \tau - 2))] \\ &= E[X(t)X(t + \tau)] + E[X(t)X(t + \tau - 2)] \\ &\quad + E[X(t - 2)X(t + \tau)] + E[X(t - 2)X(t + \tau - 2)] \\ &= R_X(\tau) + R_X(\tau - 2) + R_X(\tau + 2) + R_X(\tau) \\ &= 2\text{tri}(\tau) + \text{tri}(\tau - 2) + \text{tri}(\tau + 2). \end{aligned}$$

4. (p) Olkoon $Y(t) = X(t) \cos(2\pi t + \Theta)$, missä $\Theta \sim U(0, 2\pi)$. $X(t)$ on Θ :sta riippumaton satunnaissignaali, jonka odotusarvofunktio on $E[X(t)] = 1$ ja autokorrelaatiofunktio on $R_X(\tau) = 1 + e^{-|\tau|}$. Laske $Y(t)$:n odotusarvofunktio, autokorrelaatiofunktio ja määräää $Y(t)$:n keskimääräinen teho. Onko $Y(t)$ stationaarinen?

Ratkaisu

$Y(t)$:n odotusarvofunktio

$$\begin{aligned} E[Y(t)] &= E[X(t) \cos(2\pi t + \Theta)] \\ &\quad (\text{$X(t)$ on Θ-sta riippumaton}) \\ &= E[X(t)]E[\cos(2\pi t + \Theta)] \\ &= 1 \cdot \int_0^{2\pi} \cos(2\pi t + \theta) \frac{1}{2\pi} d\theta \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \sin(2\pi t + \theta) \\ &= \frac{1}{2\pi} [\sin(2\pi t + 2\pi) - \sin(2\pi t)] \\ &= 0. \end{aligned}$$

$Y(t)$:n autokorrelaatiofunktio

$$\begin{aligned} R_Y(t, t + \tau) &= E[Y(t)Y(t + \tau)] \\ &= E[X(t) \cos(2\pi t + \Theta) X(t + \tau) \cos(2\pi t + 2\pi\tau + \Theta)] \\ &\quad (\text{$X(t)$ on Θ-sta riippumaton, $\cos \alpha \cos \beta = \frac{1}{2}(\cos(\alpha - \beta) + \cos(\alpha + \beta))$}) \\ &= \frac{1}{2} E[X(t)X(t + \tau)] E[\cos(2\pi\tau) + \cos(4\pi t + 2\pi\tau + 2\Theta)] \\ &= \frac{1}{2} R_X(\tau) \left[\cos(2\pi\tau) + \int_0^{2\pi} \cos(4\pi t + 2\pi\tau + 2\theta) \frac{1}{2\pi} d\theta \right] \\ &= \frac{1}{2} R_X(\tau) \left[\cos(2\pi\tau) + \frac{1}{4\pi} \int_0^{2\pi} \sin(4\pi t + 2\pi\tau + 2\theta) \right] \\ &\quad (\text{ integrointi yli kahden jakson } = 0) \\ &= \frac{1}{2} R_X(\tau) \cos(2\pi\tau) \\ &= \frac{1}{2} (1 + e^{-|\tau|}) \cos(2\pi\tau). \end{aligned}$$

Keskimääräinen teho $P_Y = E[Y^2(t)] = R_Y(0) = 1$.

$Y(t)$ on stationaarinen, koska $E[Y(t)]$ ja $R_Y(t, t + \tau)$ ovat ajasta t riippumattomia.

5. (n) Olkoon $A(t)$ ja $B(t)$ riippumattomia, nollaodotusarvoisia stationaarisia satunnaissignaaleja, joilla on sama autokorrelaatiofunktio $R_A(\tau) = R_B(\tau) = e^{-|\tau|}$.
- a) Tutki ovatko signaalit $X(t) = A(t) \sin t$ ja $Y(t) = B(t) \cos t$ stationaarisia.

- b) Laske ristikorrelaatiofunktio $R_{XY}(t, t + \tau)$. Ovatko $X(t)$ ja $Y(t)$ yhtesisstationaariset?
c) Tutki onko signaali $Z(t) = X(t) + Y(t)$ stationaarinen.

Ratkaisu

a)

$$\begin{aligned} E[X(t)] &= E[A(t) \sin t] = E[A(t)] \sin t = 0 \\ R_X(t, t + \tau) &= E[X(t)X(t + \tau)] = E[A(t) \sin t A(t + \tau) \sin(t + \tau)] \\ &= E[A(t)A(t + \tau)] \sin t \sin(t + \tau) = e^{-|\tau|} \sin t \sin(t + \tau) \end{aligned}$$

Esim. $R_X(0, \pi) = -e^{-\pi} \neq R_X(\frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}) = 0$, joten $X(t)$ ei ole stationaarinen. Samalla tavalla

$$\begin{aligned} E[Y(t)] &= 0 \\ R_Y(t, t + \tau) &= e^{-|\tau|} \cos t \cos(t + \tau) \end{aligned}$$

Esim. $R_Y(0, \pi) = 0 \neq R_Y(\frac{\pi}{2}, \frac{3\pi}{2}) = -e^{-\pi}$, joten $Y(t)$ ei ole stationaarinen.

- b) Koska $A(t)$ ja $B(t)$ ovat riippumattomat ja nollaodotusarvoiset,

$$\begin{aligned} R_{XY}(t, t + \tau) &= E[X(t)Y(t + \tau)] = E[A(t) \sin t B(t + \tau) \cos(t + \tau)] \\ &= E[A(t)]E[B(t)] \sin t \cos(t + \tau) = 0. \end{aligned}$$

Nyt $R_{XY}(t, t + \tau)$ ei riipu t :stä, mutta koska $X(t)$ ja $Y(t)$ eivät ole stationaariset, ne eivät ole myöskään yhtesisstationaariset.

- c) $Z(t) = X(t) + Y(t)$

$$E[Z(t)] = E[X(t) + Y(t)] = E[X(t)] + E[Y(t)] = 0$$

$$\begin{aligned} R_Z(t, t + \tau) &= E[Z(t)Z(t + \tau)] = E[(X(t) + Y(t))(X(t + \tau) + Y(t + \tau))] \\ &= E[X(t)X(t + \tau) + X(t)Y(t + \tau) + X(t + \tau)Y(t) + Y(t)Y(t + \tau)] \\ &= R_X(t, t + \tau) + \underbrace{R_{XY}(t, t + \tau)}_{\stackrel{\text{b)}}{=} 0} + \underbrace{R_{YX}(t, t + \tau)}_{=0, \text{ kuten } R_{XY}(t, t + \tau)} + R_Y(t, t + \tau) \\ &= R_X(t, t + \tau) + R_Y(t, t + \tau) \\ &= e^{-|\tau|} \sin t \sin(t + \tau) + e^{-|\tau|} \cos t \cos(t + \tau) \\ &\stackrel{\text{D7}}{=} e^{-|\tau|} \cos \tau \end{aligned}$$

$E[Z(t)] = 0$ ja $R_Z(t, t + \tau) = R_Z(\tau)$ eivät riipu ajasta t , joten $Z(t)$ on stationaarinen.

6. (n) Tarkastellaan stationaarisen aikadiskreetin satunnaissignaalin $X[n]$ aikakeskiarvoa

$$Y_N = \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N X[n].$$

- a) Olkoon $X[n]$ jono riippumattomia satunnaismuuttuja, joiden odotusarvo on $\mu = 0$ ja varianssi σ^2 . Osoita että tällöin aikakeskiarvo Y_N on odotusarvon μ **harhaton ja tarkentuva estimaattori**, s.o.

$$E[Y_N] = \mu, \quad \lim_{N \rightarrow \infty} E[(Y_N - \mu)^2] = 0.$$

- b) Millä ehdolla aikakeskiarvo on stationaarisen satunnaissignaalin $X[n]$ harhaton ja tarkentuva estimaattori yleisesti?

Ratkaisu

a)

$$E[Y_N] = E \left\{ \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N X[n] \right\} = \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N E\{X[n]\} = 0.$$

$$\begin{aligned} E[(Y_N - \mu)^2] &= E[Y_N^2] = E \left\{ \left(\frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N X[n] \right)^2 \right\} \\ &= E \left\{ \left(\frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N X[n] \right) \left(\frac{1}{2N+1} \sum_{k=-N}^N X[k] \right) \right\} \\ &= \frac{1}{(2N+1)^2} \sum_{n=-N}^N \sum_{k=-N}^N \underbrace{E[X[n]X[k]]}_{\begin{cases} \sigma^2, & k = n \\ 0, & k \neq n \end{cases}} \\ &= \frac{1}{(2N+1)^2} (2N+1)\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{2N+1} \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty. \end{aligned}$$

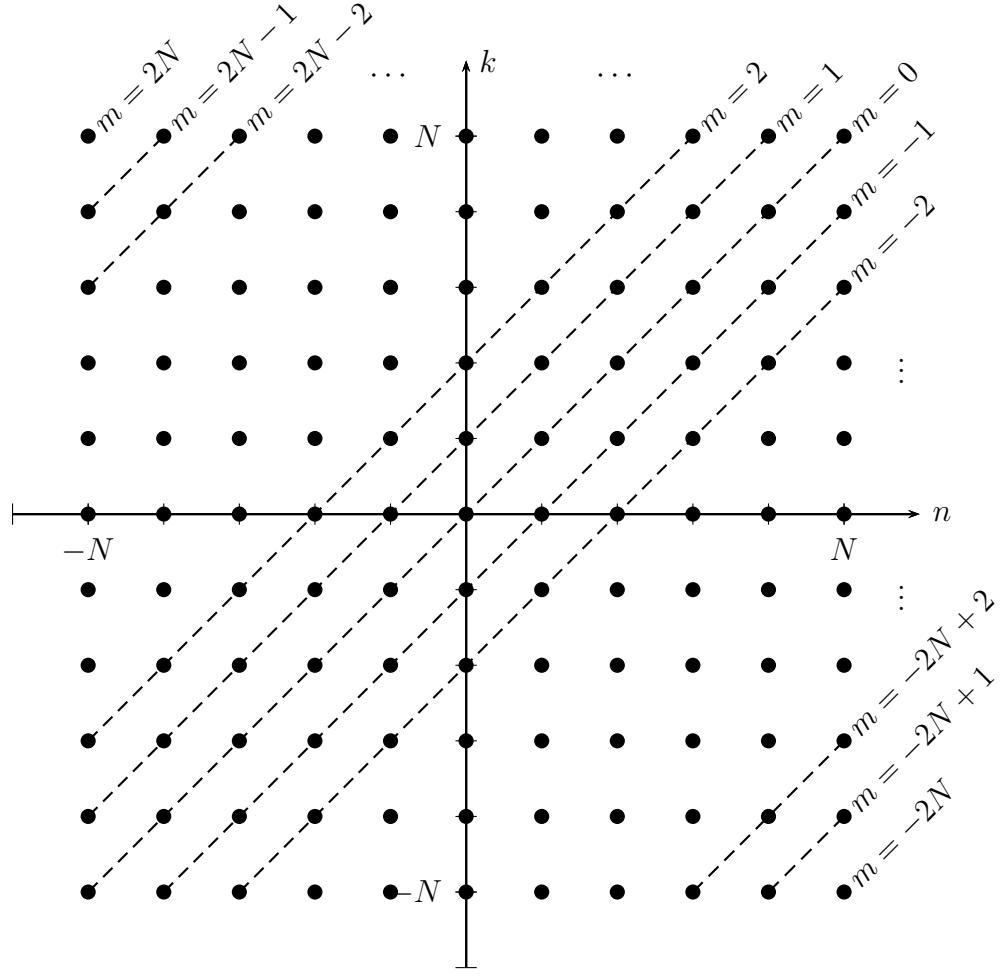
- b) Aikakeskiarvo on odotusarvon harhaton estimaattori aina kun $X[n]$ on stationaarinen:

$$E[Y_N] = E \left\{ \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N X[n] \right\} = \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N E\{X[n]\} = \frac{1}{2N+1} \sum_{n=-N}^N \mu = \mu.$$

Tarkentuvuus: tarkastellaan aluksi signaalin $\tilde{X}[n] = X[n] - \mu$ aikakeskiarvoa \tilde{Y}_N . Kuten (a)-kohdassa

$$E[\tilde{Y}_N^2] = \frac{1}{(2N+1)^2} \sum_{n=-N}^N \sum_{k=-N}^N \underbrace{E[\tilde{X}[n]\tilde{X}[k]]}_{R_{\tilde{X}}[k-n]}.$$

Merkitään $m = k - n$. Geometrisella tarkastelulla



$$E[\tilde{Y}_N^2] = \frac{1}{(2N+1)^2} \sum_{m=-2N}^{2N} (2N+1-|m|) R_X[m] = \frac{1}{2N+1} \sum_{m=-2N}^{2N} \left(1 - \frac{|m|}{2N+1}\right) R_X[m]$$

Nyt

$$\begin{aligned} E\{(Y_N - \mu)^2\} &= E[\tilde{Y}_N^2] = \frac{1}{2N+1} \sum_{m=-2N}^{2N} \left(1 - \frac{|m|}{2N+1}\right) R_{\tilde{X}}[m] \\ &= \frac{1}{2N+1} \sum_{m=-2N}^{2N} \left(1 - \frac{|m|}{2N+1}\right) C_X[m], \end{aligned}$$

missä $C_X[m]$ on signaalin $X[n]$ autokovarianssifunktio $E[(X[n] - \mu)(X[n+m] - \mu)] = R_X[m] - \mu^2$. Aikakeskiarvo Y_N on odotusarvon μ tarkentuva estimaattori, jos

$$\frac{1}{2N+1} \sum_{m=-2N}^{2N} \left(1 - \frac{|m|}{2N+1}\right) C_X[m] \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty.$$