

Tentamen i stokastiska processer den 25/10-2006 fm i V

HJÄLPMEDEL: Resultatsammanfattning, beta, och projektstenciler.

LÄRARE: Patrik Albin 772 3512.

Övningstentamen ger bonus vid denna tentamen enligt KursPM. Tentamensresultatet anslås i MV-huset och meddelas via email till de som skriver sin email-adress tydligt på tentamensomslaget, troligen redan i kväll. Inlämnade svar skall motiveras.

Uppgift 1. Låt $\{X(t)\}_{t \in \mathbb{R}}$ vara en svagt stationär process i kontinuerlig tid med väntevärde $\mathbf{E}\{X(t)\} = 1$ för $t \in \mathbb{R}$ och kovariansfunktion $r_X(\tau) = \mathbf{Cov}\{X(t), X(t+\tau)\} = 1/(1+\tau^2)$ för $\tau \in \mathbb{R}$.

Bestäm med hjälp av ovan givna information de tal $a, b \in \mathbb{R}$ som minimerar $\mathbf{E}\{[X(1) - (aX(0) + b)]^2\}$. (Det gäller alltså att räkna ut $\mathbf{E}\{[X(1) - (aX(0) + b)]^2\}$ som funktion av a och b , och sedan finna de värden för a och b som minimerar den funna funktionen, tex. genom derivering.) **(5 poäng)**

Anmärkning. Om man observerat värdet x_0 för processen $X(t)$ vid tiden $t = 0$ (dvs. sett vad dess värde blev vid slumpförsöket), så kan man skatta värdet $X(1)$ för processen vid tiden $t = 1$ (om detta ej ännu observerats, och därför är okänt): den linjära funktion $L = aX(0) + b = ax_0 + b$ som bäst skattar värdet för $X(1)$, i meningen att det (kvadratiske medel-) skattningsfelet $\mathbf{E}\{[X(1) - L]^2\}$ minimeras, är den som ges av de tal a och b som söks i uppgiften.

Uppgift 2. Låt $\{X(t)\}_{t \in \mathbb{Z}}$ vara en svagt stationär Gaussisk process i diskret tid med känt väntevärde $\mathbf{E}\{X(t)\} = 2$ för $t \in \mathbb{Z}$ och kovariansfunktion $r_X(\tau) = \mathbf{Cov}\{X(t), X(t+\tau)\}$ för $\tau \in \mathbb{Z}$, som är känd på så sätt att man vet motsvarande spektraltäthet $\mathcal{P}_X(f)$ ges av

$$\mathcal{P}_X(f) = \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} e^{-i2\pi f\tau} r_X(\tau) d\tau = \frac{3}{5 - 4 \cos(2\pi f)} \quad \text{för } f \in [-1/2, 1/2].$$

Beräkna med hjälp av ovan givna information sannolikheten $\mathbf{P}\{X(-2) + X(2) > 2\}$. **(5 poäng)**

Ledning. Det gäller att

$$\sum_{k=-\infty}^{\infty} e^{-i2\pi f k} 2^{-|k|} = \frac{3}{5 - 4 \cos(2\pi f)} \quad \text{och} \quad \int_{-1/2}^{1/2} e^{i2\pi f k} \frac{3}{5 - 4 \cos(2\pi f)} df = 2^{-|k|}.$$

Uppgift 3 Låt $\{W(t)\}_{t \geq 0}$ vara en standard Wiener process, dvs. en Gaussisk process med väntevärde $\mathbf{E}\{W(t)\} = 0$ och kovariansfunktion $r_W(s, t) = \mathbf{Cov}\{W(s), W(t)\} = \min\{s, t\}$. Visa att processen $X(t) = e^{-t/2}W(e^t)$, $t \in \mathbb{R}$, är svagt stationär. Förklara även varför $X(t)$ är stationär såväl som Gaussisk. **(5 poäng)**

Uppgift 4 Till en svagt stationär signal i kontinuerlig tid $\{S(t)\}_{t \in \mathbb{R}}$ med väntevärde $\mathbf{E}\{S(t)\} = 0$ för $t \in \mathbb{R}$ och spektraltäthet $\mathcal{P}_S(f)$ adderas oberoende svagt stationärt brus $\{N(t)\}_{t \in \mathbb{R}}$ med väntevärde $\mathbf{E}\{N(t)\} = 0$ för $t \in \mathbb{R}$ och spektraltäthet $\mathcal{P}_N(f)$. Den observerade signalen $X(t) = S(t) + N(t)$ filtreras med ett filter vars frekvensfunktion $H(f)$ ger en utsignalen $Y(t)$ som minimerar $\mathbf{E}\{[Y(t) - S(t)]^2\}$.

Det filter som löser ovan beskrivna problem är Wiener-filtret, med frekvensfunktion

$$H(f) = \frac{\mathcal{P}_S(f)}{\mathcal{P}_N(f) + \mathcal{P}_S(f)} \quad \text{för } f \in \mathbb{R}.$$

Visa att så är fallet, dvs. härled Wiener-filtrets frekvensfunktion! **(5 poäng)**

Uppgift 5 Låt $\{e(t)\}_{t \in \mathbb{Z}}$ vara Gaussiskt diskret vitt brus med okänd varians σ^2 . Bestäm koefficienten $C_n > 0$ så att $\sigma_n^* = C_n(|e(1)| + \dots + |e(n)|)$ är en väntevärdesriktig skattning av σ . Beräkna även $\mathbf{Var}\{\sigma_n^*\}$ och gör med hjälp härav ett approximativt 95% konfidensintervall för σ^2 . **(5 poäng)**

Uppgift 6 (projekt 1) En Poisson-process $\{X(t)\}_{t \geq 0}$ med intensitet 1 kan beskrivas som ett "halvt hagelbrus"

$$X(t) = \sum_{k=1}^{\infty} g\left(t - \sum_{j=1}^k \xi_j\right) \quad \text{för } t \geq 0,$$

där ξ_1, ξ_2, \dots är oberoende $\exp(1)$ -fördelade stokastiska variabler samt $g(t) = 1$ för $t \geq 0$ och $g(t) = 0$ för $t < 0$.

a Förklara påståendet att Poisson-processen är ett halvt hagelbrus. **(1 poäng)**

b Hur kan man med hjälp av datorsimuleringar uppskatta sannolikheten $\mathbf{P}\{X(t) - t \geq 4 \text{ för något } t \in [0, 10]\}$. **(3 poäng)**

c Hur kan man simulera en Poisson-fördelad stokastisk variabel i dator? **(1 poäng)**

Uppgift 6 (projekt 2) **a** Hur kan man med hjälp av provtransmissioner uppskatta bitfelssannolikheten för ett digitalt kommunikationssystem. **(2.5 poäng)**

b Vad kan tänkas orsaka att den enligt deluppgift a skattade bitfelssannolikheten inte överensstämmer med den teoretiskt beräknade enligt projekt 2? **(1.5 poäng)**

c Beräkna variansen $\mathbf{Var}\{X(1)\}$ för en svagt stationär process $\{X(t)\}_{t \in \mathbb{R}}$ med spektraltäthet $\mathcal{P}_X(f) = 1$ för $f \in \mathbb{R}$. **(1 poäng)**

Uppgift 6 (projekt 3) **a** Förklara hur man med maximum likelihood-metoden kan skatta värdet av parametern $\lambda > 0$ för ett datamaterial x_1, \dots, x_n av observationer av $\exp(\lambda)$ -fördelade stokastiska variabler X_1, \dots, X_n . **(1.5 poäng)**

b Vilken fördelning har den stokastiska variabeln $e^{-\lambda X}$ då X är en $\exp(\lambda)$ -fördelad stokastisk variabel? **(1.5 poäng)**

c Betrakta en prismodell $S(t) = S(0) e^{X(t) - X(0) + \mu t}$ där $\{X(t)\}_{t \geq 0}$ är en process som har stationära ökningar som dock ej är oberoende. Diskutera vilka nya svårigheter som uppstår med en sådan modell jämfört situationen projekt 3 där $X(t)$ är en Lévy-process (med oberoende ökningar). Säg något om de praktiskt ekonomiska konsekvenser en sådan modell kan ha jämfört med en modell baserad på Lévy-processer. **(2 poäng)**

Lycka till!

Lösningar till tentamen i stokastiska processer den 25/10

Uppgift 1. Det gäller att $\mathbf{E}\{[X(1) - (aX(0) + b)]^2\} = \mathbf{Var}\{X(1) - (aX(0) + b)\} + (\mathbf{E}\{X(1) - (aX(0) + b)\})^2 = \mathbf{Var}\{X(1) - aX(0)\} + (1 - (a \cdot 1 + b))^2 = \mathbf{Var}\{X(1)\} + a^2 \mathbf{Var}\{X(0)\} - 2a \mathbf{Cov}\{X(0), X(1)\} + (1 - a - b)^2 = (1 + a^2)r_X(0) - 2ar_X(1) + (1 - a - b)^2 = (1 + a^2) - a + (1 - a - b)^2$, som minimeras av $a = b = 1/2$.

Uppgift 2 Eftersom $X(-2) + X(2)$ är $N(\mu, \sigma^2)$ -fördelad, så gäller att $\mathbf{P}\{X(-2) + X(2) > 2\} = \mathbf{P}\{N(\mu, \sigma^2) > 2\} = 1 - \mathbf{P}\{N(\mu, \sigma^2) \leq 2\} = 1 - \Phi((2 - \mu)/\sigma)$, som kan slås upp i tabell då man bestämt $\mu = \mathbf{E}\{X(-2) + X(2)\} = 2 + 2 = 4$ och $\sigma^2 = \mathbf{Var}\{X(-2) + X(2)\} = \mathbf{Var}\{X(-2)\} + \mathbf{Var}\{X(2)\} + 2 \mathbf{Cov}\{X(-2), X(2)\} = r_X(0) + r_X(0) + 2r_X(4) = 1 + 1 + 2 \cdot 2^{-4} = 17/8$, ty $r_X(\tau) = 2^{-|\tau|}$ enligt den givna informationen.

Uppgift 3 Se kapitel 4 och exempel 4.5 i Albins bok.

Uppgift 4 Se avsnitt 8.6 i Albins bok.

Uppgift 5 Detta är övning 9.1 i Albins bok. Då $\{e(t)\}_{t \in \mathbb{Z}}$ är Gaussiskt vitt brus med varians σ^2 är $\mathbf{E}\{|e(t)|\} = \int_{-\infty}^{\infty} |x| \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-x^2/(2\sigma^2)} dx = 2 \int_0^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-x^2/(2\sigma^2)} dx = [-2 \frac{\sigma^2}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-x^2/(2\sigma^2)}]_0^{\infty} = \sqrt{2/\pi} \sigma$, så att $\sigma_n^* = C_n(|e(1)| + \dots + |e(n)|)$ har väntevärde $C_n n \sqrt{2/\pi} \sigma$, och σ_n^* är en väntevärdesriktig skattning av σ då $C_n = \sqrt{\pi/2}/n$.

Brusvärdena $e(1), \dots, e(n)$ är oberoende eftersom de är okorrelerade och bruset är Gaussiskt. Därför är $|e(1)|, \dots, |e(n)|$ oberoende, så att $\mathbf{Var}\{\sigma_n^*\} = C_n^2 \mathbf{Var}\{|e(1)| + \dots + |e(n)|\} = (\sqrt{\pi/2}/n)^2 n \mathbf{Var}\{|e(1)|\} = (\pi/2) n^{-1} (\mathbf{E}\{|e(1)|^2\} - [\mathbf{E}\{|e(1)|\}]^2) = (\pi/2) n^{-1} (\sigma^2 - (2/\pi)\sigma^2) = (\pi/2 - 1) \sigma^2/n$, ty $\mathbf{E}\{|e(1)|^2\} = \mathbf{E}\{e(1)^2\} = \mathbf{Var}\{e(1)\} = \sigma^2$, som kan skattas med $(\pi/2 - 1) (\sigma_n^*)^2/n$. Ett approximativt konfidensintervall för σ ges därför av $\sigma_n^* \pm \lambda_{0.025} \sqrt{(\pi/2 - 1)/n} \sigma_n^*$ där $\mathbf{P}\{N(0, 1) > \lambda_{0.025}\} = 0.025$.

Uppgift 6 (projekt 1) **a** Se avsnitt 3.3 i Albins bok och projektstencilen.

b Enligt en smärre modifiering av lösningen till programmeringsuppgift 1 c.

c En $Po(\lambda)$ -fördelad stokastisk variabel erhålles genom att simulera värdet $X(\lambda)$ för en Poisson-process $\{X(t)\}_{t \geq 0}$ med intensitet 1.

Uppgift 6 (projekt 2) **a** Enligt uppgift 4 i projektet.

b Bruset är kanske inte normalfördelat, eller så är det inte helt "vitt".

c $\mathbf{Var}\{X(1)\} = r_X(0) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathcal{P}_X(f) df = \infty$.

Uppgift 6 (projekt 3) **a** $\frac{d}{d\lambda} \ln(\prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i)) = \frac{d}{d\lambda} \sum_{i=1}^n \ln(\lambda e^{-\lambda x_i}) = \sum_{i=1}^n (\frac{1}{\lambda} - x_i) = 0 \Leftrightarrow \lambda = 1/\bar{x}$.

b $\mathbf{P}\{e^{-\lambda X} \leq x\} = \mathbf{P}\{-\lambda X \leq \ln(x)\} = \mathbf{P}\{X \geq -\ln(x)/\lambda\} = 1 - F_X(\ln(x)/\lambda) = e^{-\lambda(\ln(x)/\lambda)} = x$, så $e^{-\lambda X}$ är likformigt fördelad över $[0, 1]$.

c Maximum likelihood-metoden fungerar inte som tidigare eftersom log-inkrementen ej är oberoende. En modell där ökningarna ej är oberoende ger möjlighet att "titta in i framtiden", dvs. det kan finnas "free lunches".