

HY Todennäköisyysteoria, syksy 2013, laskuharjoitukset 5 (9.10.2013)

1. • Todista Chebyschevin epäyhtälö: jos $X(\omega) \geq 0$ P -melkein varmasti,

$$P(X > t) \leq \frac{E_P(X)}{t}$$

Vihje

$$0 \leq t \mathbf{1}(X(\omega) > t) \leq X(\omega)$$

- Osoita myös Chentsovin epäyhtälö

$$P(X > t) \leq \inf \left\{ \exp(-\lambda t) E_P(\exp(\lambda X)) : \lambda > 0 \right\}$$

Olkoon satunnaismuuttuja $X(\omega)$ Poisson(θ) jakautunut, jossa $\theta > 0$ on parametri, eli

$$P_\theta(X = n) = \exp(-\theta) \frac{\theta^n}{n!} \quad n \in \mathbb{N}$$

- Laske $E_\theta(\exp(\lambda X))$, $\forall \lambda > 0$.
- Arvioi yläpuolelta $P_\theta(X > t)$ Chentsovin epäyhtälöllä.

Ratkaisu.

- Oletetaan, että funktio $g : \mathbb{R}_+ \rightarrow \mathbb{R}_+$ on kasvava ja $g(x) \neq 0$, kun $x \neq 0$.

Jos $t > 0$, niin joukossa $\{\omega : X \geq t\}$ on $g(X) \geq g(t) \mathbf{1}_{\{X \geq t\}}(\omega)$. \Rightarrow

$$E(g(X)) \geq E(g(t) \mathbf{1}_{\{X \geq t\}}(\omega)) = g(t) P\{X \geq t\}.$$

Koska $g(t) > 0$, tästä seuraa

$$P\{x \geq t\} \leq \frac{E(g(X))}{g(t)}.$$

Valitsemalla $g(x) = x$, saadaan tehtävän väite.

- $g(x) = e^{\lambda x}$ on kasvava ja positiivinen. Edellisestä kohdasta saadaan

$$P\{X \geq t\} \leq \frac{E(e^{\lambda X})}{e^{\lambda t}},$$

joka on voimassa kaikilla $\lambda > 0$, josta väite. (Odotusarvon on mukava olla olemassa.)

- Poisson(θ) jakautuneelle satunnaismuuttujalle X on momenttigeneroiva funktio

$$\begin{aligned} M_X(\lambda) &:= E(e^{\lambda X}) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{\lambda k} e^{-\theta} \frac{\theta^k}{k!} \\ &= e^{-\theta} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{\lambda} \theta)^k}{k!} = e^{\theta(e^{\lambda}-1)} \end{aligned}$$

- Chebyshev \Rightarrow

$$P_{\theta}\{X \geq t\} \leq \frac{M_X(\lambda)}{e^{\lambda t}} = e^{\theta(e^{\lambda}-1)-\lambda t}.$$

exponentilla $f(\lambda) := \theta(e^{\lambda} - 1) - \lambda t$ on minimikohta, joka löytyy suoraan derivoimalla

$$f'(\lambda) = \theta e^{\lambda} - t = 0,$$

josta $\hat{\lambda} = \log(\frac{t}{\theta})$ (oletettava, että $t > \theta$). $e^{f(\lambda)}$ toisen derivaatan

$$f''(\lambda)e^{f(\lambda)} + (f'(\lambda))^2 e^{f(\lambda)}$$

positiivisuuteen riittää, että $f''(\hat{\lambda}) = \theta e^{\hat{\lambda}} > 0$, mikä on ja ollaan minimikohdassa ja

$$P_{\theta}\{X \geq t\} \leq e^{\theta(e^{\hat{\lambda}}-1)-\hat{\lambda}t} = e^{(t-\theta)} \left(\frac{\theta}{t}\right)^t.$$

Jos $t < \theta$ f voidaan kirjoittaa esimerkiksi

$$\begin{aligned} f(\lambda) &= (\theta + t - t)(e^{\lambda} - 1) - \lambda t \\ &= (\theta - t)(e^{\lambda} - 1) + t(e^{\lambda} - 1 - \lambda) \\ &= (\theta - t)(e^{\lambda} - 1) + t\left(\frac{1}{2!}\lambda^2 + \frac{1}{3!}\lambda^3 + \dots\right), \end{aligned}$$

joka on kahden positiivisen kasvavan ($\lambda > 0$) funktion summana positiivinen, kasvava $\Rightarrow e^{f(\lambda)}$ surin alaraja saadaan antamalla $\lambda \rightarrow 0$.

2. Olkoon $X \in L^1(\Omega, \mathcal{F}, P)$, siis $E_P(|X|) < \infty$. Osoita että

$$E_P(|X| \mathbf{1}(|X| > n)) \downarrow 0 \text{ kun } n \uparrow \infty.$$

Vihje

$$0 \leq |X(\omega)| \mathbf{1}(|X(\omega)| \leq b) \uparrow |X(\omega)|$$

kun $n \uparrow \infty$. Muista monotoninen konvergenssin lause.

Ratkaisu

Koska $|X(\omega)| \mathbf{1}(|X(\omega)| \leq n) \uparrow |X(\omega)| \forall \omega$ kun $n \uparrow \infty$ monotonisen konvergenssin lauseesta seuraa

$$E_P(|X(\omega)| \mathbf{1}(|X(\omega)| > n)) = E_P(|X(\omega)|) - E_P(|X(\omega)| \mathbf{1}(|X(\omega)| \leq n)) \downarrow 0 \text{ kun } n \uparrow \infty$$

3. Olkoon $X(\omega) \in \mathcal{YF}$, (yksinkertainen satunnaismuuttuja) osoita että $E_P(X)$ ei riipu satunnaismuuttujan esityksestä.

Vihjeet Satunnaismuuttujalla on esitykset:

$$X(\omega) = \sum_{i=1}^n x_i \mathbf{1}_{B_i}(\omega) = \sum_{t \in \mathbb{R}} t \mathbf{1}_{I_t}(\omega),$$

$$I_t = \{\omega : X(\omega) = t\}, \quad t \in \mathbb{R}$$

jossa tapahtumat B_i eivät ole välttämättä erillisiä ja arvot x_i eivät ole välttämättä erilisiä. Huomataan että oikean puoleen summa on yli äärellisen indeksijoukon koska $X(\omega)$ saa äärellistä monta arvoa. Osoitamme että

$$\sum_{i=1}^n x_i P(B_i) = \sum_{t \in \mathbb{R}} t P(\{\omega : X(\omega) = t\})$$

ja siksi $E_P(X)$ on hyvin määritelty.

Ratkaisu

X :llä kaksi esitystä

$$X(\omega) = \sum_{i=1}^m x_i \mathbf{1}_{A_i}(\omega)$$

$$= \sum_{i=1}^n y_i \mathbf{1}_{B_i}(\omega).$$

Esityksen joukoista $\{A_1, \dots, A_m\}$ voidaan olettaa, että ne muodostavat Ω :n osituksen

- Esimerkiksi jos $A_1 \cap A_2 \neq \emptyset$, niin

$$x_1 \mathbf{1}_{A_1} + x_2 \mathbf{1}_{A_2} = x_1 \mathbf{1}_{A_1 \setminus A_2} + (x_1 + x_2) \mathbf{1}_{A_1 \cap A_2} + x_2 \mathbf{1}_{A_2 \setminus A_1},$$

toisin sanoen joukkojen A_i voidaan olettaa olevan erillisiä.

- Aina voidaan lisätä esitykseen $0 \cdot \mathbf{1}_{A_{m+1}}$, missä $A_{m+1} = \Omega \setminus (\cup_{i=1}^m A_i)$ jolloin $\cup_{i=1}^{m+1} A_i = \Omega$.

Oletuksella, että esitykset muodostavat osituksen, on

$$B_i = \bigcup_{j=1}^m (B_i \cap A_j)$$

$$A_i = \bigcup_{j=1}^n (A_i \cap B_j)$$

ja P :n additiivisuuden nojalla

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^m x_i P(A_i) &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_i P(A_i \cap B_j) \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n y_j P(A_i \cap B_j) \end{aligned}$$

koska joukossa $A_i \cap B_j$ on

$$x_i = X(\omega) = y_j.$$

Vaihtamalla summausjärjestystä, on

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n y_j P(A_i \cap B_j) &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m y_j P(B_j \cap A_i) \\ &= \sum_{j=1}^n y_j P(B_j) \end{aligned}$$

4. Olkoon $\Omega = [0, 1]$ todennäköisyysavaruus, varustettuna Borelin σ -algebralla Lebesguen todennäköisyysmitalla $P(d\omega) = d\omega$.

- Osoita että satunnaismuuttujen jonolle

$$X_n(\omega) = n \mathbf{1}_{[0, n^{-1}]}(\omega), \quad n = 1, 2, \dots$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_P(X_n) \neq E_P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega)\right)$$

- Olkoon

$$Y(\omega) := \sup_{n \in \mathbb{N}} X_n(\omega), \quad \omega \in (0, 1]$$

Osoita että $E_P(Y) = \infty$, ja siksi Lebesguen dominoidun konvergenssin lause ei pysty soveltamaan

- Voidaanko soveltaa Fatoun lemmaa ?

Ratkaisu

- Koska jokaisella $\omega > 0$ on olemassa $n \in \mathbb{N}$ s.e. $k^{-1} < \omega$, kun $k \geq n$ on $\lim_n \sup_{k \geq n} X_n(\omega) = \lim_n \inf_{k \geq n} X_n(\omega) = 0$ melkein kaikkialla.
- Edellisestä,

$$E\left(\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega)\right) = 0.$$

Kuitenkin $E(X_n(\omega)) = 1$ jokaisella n .

- Pitää majoroida $X_n(\omega)$ melkein jokaisella ω ja jokaisella n . Origoa kohden kasvava porraskasvava funktio

$$Y = \sum_{k=1}^{\infty} k \mathbf{1}_{\left(\frac{1}{k+1}, \frac{1}{k}\right]},$$

on pienin majorantti ja sen integraali on

$$E(Y) = \sum_{k=1}^{\infty} k \left(\frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \right) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k+1} = \infty.$$

(Tässä on vaihdettu numeroituvan summan ja odotusarvon järjestystä. Se, että tämä on sallittua seuraa monotonisesta konvergenssista positiivitermiselle sarjalle (Beppo Levi)).

- Fatoun lemmän \liminf puoli pätee. $X(\omega) \geq 0$ melkein varmasti ja

$$0 = E(\liminf X_n) \leq \liminf E(X_n) = 1.$$

Samoin kuin dominoidussa konvergenssissa, integroituvaa majoranttia ei ole ja \limsup puoli ei päde.

$$1 = \limsup E(X_n) \not\leq E(\limsup X_n) = 0.$$

5. Tehtävä numeroituvuudesta:

- Osoita: tauluun $[0, 1]^2$ mahtuu ylinumeroituva määrä erillisiä nollamerkin= $'O'$ eli ympyrän muotoisia käyriä, (siis ympyrä-käyrät saavat olla myös sisäkkäisiä kun eivät koske toisiaansa).
- Osoita että taulussa $[0, 1]^2$ tai vaikka \mathbb{R}^2 avaruudessa mahtuu korkeintaan numeroituva määrä erillisiä $'8'$ eli $'\infty'$ -merkin muotoisia käyriä (siis $'8'$ - muotoisia käyrät saavat olla myös sisäkkäisiä kun eivät koske toisiaansa).

Ratkaisu

Koska \mathbb{R}^2 on numeroituva yhdiste 1:n levyisistä neliöistä, riittää tarkastella neliötä $[0, 1]^2$.

- Kuvaus $r \in (0, \frac{1}{2}) \mapsto C_r$, missä C_r on $(\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$ keskinen r -säteinen ympyrä on bijektio ylinumeroituvalla joukolla.
- Samaistetaan kahdeksikko K rationaaliparin (p, q) kanssa

$$K \mapsto (p, q),$$

missä p kuuluu kahdeksikon toiseen silmukkaan ja q toiseen. Koska $\mathbb{Q} \times \mathbb{Q}$ tiheässä \mathbb{R}^2 :ssa tällaisia pisteitä aina on olemassa. Piste ei ole yksikäsitteinen, mutta koska kahdeksikot eivät saa leikata toisiaan, on kuvaus $K \mapsto (p, q)$ injektio. Jos leikkaus olisi sallittu, voitaisiin valita yhteinen rationaalipiste pari, joka kuuluu kumpaankin kahdeksikkoon. (Tämä sallii sisäkkäiset, leikkaamattomat kahdeksikot) \mathbb{Q}^2 on numeroituva \Rightarrow toisiaan leikkaamattomien kahdeksikkojen joukon mahtavuus on korkeintaan numeroituva.