

**HY Todennäköisyysteoria, syksy 2012, Ensimmäinen välikoe, ratkaisut (01.11.2012)**

**Välikokeen uusinta pidetään torstaina 15.11 yleisintin tilaisuudessa. Olet tervetullut tenttimaan uudelleen jos tämän jälkeen haluat vielä parantaa arvosanasi.**

1. Olkoon satunnaismuuttuja  $X \in L^1(\mathbb{P})$ . Osoita,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X \mathbf{1}_{\{|X| \geq n\}}) = 0.$$

**R.** Koska  $|X(\omega)| < \infty, \forall \omega$ , seuraa  $X(\omega) \mathbf{1}_{(|X(\omega)| > n)} \rightarrow 0 \forall \omega$ , kun  $n \rightarrow \infty$ .

Koska  $|X(\omega) \mathbf{1}_{(|X(\omega)| > n)}| \leq |X(\omega)| \forall \omega \in \Omega, n \in \mathbb{N}$ , jossa oletetusti  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(|X|) < \infty$ , väite seuraa dominoidun konvergenssin lauseesta.

Vaihtoehtoinen todistus :  $\forall \omega \in \Omega$ ,

$$X(\omega) \mathbf{1}_{(|X(\omega)| > n)} = X^+(\omega) \mathbf{1}_{(X^+(\omega) > n)} - X^-(\omega) \mathbf{1}_{(X^-(\omega) > n)}$$

jossa  $x^+ = \max(x, 0)$ ,  $x^- = \max(-x, 0)$ , ja

$$0 \leq X^\pm(\omega) \mathbf{1}_{(X^\pm(\omega) \leq n)} \uparrow X^\pm(\omega) \text{ kun } n \uparrow \infty.$$

Monotonisen konvergenssin lauseesta

$$E_P(X^\pm \mathbf{1}_{(X^\pm \leq n)}) \uparrow E_P(X^\pm) < \infty$$

kun  $n \uparrow \infty$ , siksi odotusarvon lineaarisuudesta

$$E_P(X^\pm \mathbf{1}_{(X^\pm > n)}) = E_P(X^\pm) - E_P(X^\pm \mathbf{1}_{(X^\pm \leq n)}) \downarrow 0$$

Tässä argumentissa on myös tarvitaan oletusta  $E_P(X^\pm) < +\infty$ , eli  $X \in L^1(P)$ .

2. Olkoot  $X, X_1, X_2, \dots$  ja  $Y, Y_1, Y_2, \dots$  satunnaismuuttujia todennäköisyyskentällä  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Oletetaan, että  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$  ja  $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} Y$  (eli stokastisen konvergenssin mielessä).

Osoita :

(a)  $(X_n + Y_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} (X + Y)$ .

(b)  $(X_n Y_n) \xrightarrow{\mathbb{P}} XY$ .

**Vihje** Kun  $\eta > 0$ ,

$$\begin{aligned} \{\omega : |X(\omega) + Y(\omega)| > \eta\} &\subseteq \{\omega : |X(\omega)| + |Y(\omega)| > \eta\} \\ &\subseteq \{\omega : |X(\omega)| > \eta/2\} \cup \{\omega : |Y(\omega)| > \eta/2\}, \\ \{\omega : |X(\omega)Y(\omega)| > \eta\} &\subseteq \{\omega : |X(\omega)| > \sqrt{\eta}\} \cup \{\omega : |Y(\omega)| > \sqrt{\eta}\} \end{aligned}$$

**R.** a) Merkitään  $\tilde{X}_n = (X_n - X)$ ,  $\tilde{Y}_n = (Y_n - Y)$ , Vihjeestä seuraa

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(|\tilde{X}_n(\omega) + \tilde{Y}_n(\omega)| > \eta) &\leq \mathbb{P}\left(\{\omega : |\tilde{X}_n(\omega)| > \eta/2\} \cup \{\omega : |\tilde{Y}_n(\omega)| > \eta/2\}\right) \\ &\leq \mathbb{P}(|\tilde{X}_n(\omega)| > \eta/2) + \mathbb{P}(|\tilde{Y}_n(\omega)| > \eta/2) \longrightarrow 0 \text{ kun } n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

koska oletetusti  $\tilde{X}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$  ja  $\tilde{Y}_n \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$

b) Kolmio epäyhtälön avulla

$$\begin{aligned} |X_n Y_n - XY| &= |(X_n - X)(Y_n - Y) + X(Y_n - Y) + Y(X_n - X)| \\ &\leq |(X_n - X)(Y_n - Y)| + |X(Y_n - Y)| + |Y(X_n - X)| \end{aligned}$$

Väite seuraa tehtävän a) kohdasta kun osoitamme

$$|X_n - X||Y_n - Y| \xrightarrow{\mathbb{P}} 0, \quad |X(Y_n - Y)| \xrightarrow{\mathbb{P}} 0, \quad |Y(X_n - X)| \xrightarrow{\mathbb{P}} 0.$$

Kun  $\eta, K > 0$

$$\begin{aligned} \{\omega : |Y(\omega)(X_n(\omega) - X(\omega))| > \eta\} &\subseteq \\ &\left( \{\omega : |Y(\omega)| \leq K\} \cap \{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| > \eta/K\} \right) \\ &\cup \left( \{\omega : |Y(\omega)| > K\} \cap \{\omega : |Y(\omega)(X_n(\omega) - X(\omega))| > \eta\} \right) \\ &\subseteq \{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| > \eta/K\} \cup \{\omega : |Y(\omega)| > K\} \end{aligned}$$

josta seuraa

$$\mathbb{P}(|Y(X_n - X)| > \eta) \leq \mathbb{P}(|X_n - X| > \eta/K) + \mathbb{P}(|Y| > K)$$

Nyt koska  $|Y(\omega)| < \infty \forall \omega \in \Omega$ , todennäköisyyden  $\sigma$ -additiivisuudesta seuraa  $\mathbb{P}(|Y| > K) \rightarrow 0$  kun  $K \rightarrow \infty$ .

Olkoon  $\varepsilon > 0$  ja valitaan ensin  $K$  tarpeeksi suureksi jolla

$$\mathbb{P}(|Y| > K) < \varepsilon.$$

Koska  $X_n \xrightarrow{\mathbb{P}} X$ , kun  $K$  on kiinnitetty ja  $n$  on tarpeeksi suuri

$$\mathbb{P}(|X_n - X| > \eta/K) < \varepsilon, \quad \text{ja} \quad \mathbb{P}(|Y(X_n - X)| > \eta) < 2\varepsilon$$

eli  $Y(X_n - X) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$  kun  $n \rightarrow \infty$ .

Vaihtamalla parien  $(X_n, X)$  ja  $(Y_n, Y)$ :n roolit seuraa myös

$$X(Y_n - Y) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0.$$

Vihjeen perusteella

$$\mathbb{P}(|(X_n - X)(Y_n - Y)| > \eta) \leq \mathbb{P}(|X_n - X| > \sqrt{\eta}) + \mathbb{P}(|Y_n - Y| > \sqrt{\eta}) \rightarrow 0$$

kun  $n \rightarrow \infty$ , joka tarkoittaa  $(X_n - X)(Y_n - Y) \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ .

3. Olkoon  $(A_n : n \in \mathbb{N}) \subseteq \mathcal{F}$  tapahtumien jono.

Todista ensimmäinen Borel-Cantelli lemma:

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n) < \infty \implies \mathbb{P}(\limsup_n A_n) = 0$$

**R.** Lue todennäköisyysteorian kirjasta tai luentomonisteesta.

4. (a) Todista seuraava Borel-Cantelli lemmän yleistys:

$$\text{jos} \quad \sum_{n=k}^{\infty} \mathbb{P}(A_n | A_k^c \cap A_{k+1}^c \cap \dots \cap A_{n-1}^c) = \infty, \quad \forall k \in \mathbb{N}$$

siitä seuraa  $\mathbb{P}(\limsup_n A_n) = 1$

jossa  $A^c = (\Omega \setminus A)$  on komplementtijoukko ja  $\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)}$  on ehdollinen todennäköisyys.

- (b) Näytä että toinen Borel-Cantelli lemma seuraa erikoistapauksena silloin kun tapahtumat  $(A_n : n \in \mathbb{N})$  ovat  $\mathbb{P}$ -riippumattomia.

**Vihje** Komplementti joukoille pätee,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_k^c \cap A_{k+1}^c \cap \dots \cap A_N^c) &= \mathbb{P}(A_k^c) \prod_{n=k+1}^N \mathbb{P}(A_n^c | A_k^c \cap \dots \cap A_{n-1}^c) \\ &= (1 - \mathbb{P}(A_k)) \prod_{n=k+1}^N \left(1 - \mathbb{P}(A_n | A_k^c \cap \dots \cap A_{n-1}^c)\right), \quad 0 \leq k < N \end{aligned}$$

Käytä epäyhtälö  $(1 - x) \leq \exp(-x)$ ,  $\forall x \geq 0$ .

**R.**

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=n}^N A_k^c\right) = \\ & \mathbb{P}(A_n^c)\mathbb{P}(A_{n+1}^c|A_n^c)\mathbb{P}(A_{n+1}^c|A_n^c \cap A_{n+1}^c) \dots \mathbb{P}(A_N^c|A_n^c \cap A_{n+1}^c \cap \dots \cap A_{N-1}^c) = \\ & (1 - \mathbb{P}(A_n)) \prod_{k=n+1}^N (1 - \mathbb{P}(A_k^c|A_n^c \cap A_{n+1}^c \cap \dots \cap A_{k-1}^c)) \\ & \leq \exp\left(-\mathbb{P}(A_n) - \sum_{k=n+1}^n \mathbb{P}(A_k^c|A_n^c \cap A_{n+1}^c \cap \dots \cap A_{k-1}^c)\right) \end{aligned}$$

Koska tämä vähenee monotonisesti kun  $N$ , todennäköisyyden  $\sigma$ -additiivisuudesta seuraa

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\bigcap_{k=n}^N A_k^c\right) \\ & \leq \exp\left(-\mathbb{P}(A_n) - \sum_{k=n+1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k^c|A_n^c \cap A_{n+1}^c \cap \dots \cap A_{k-1}^c)\right) = \exp(-\infty) = 0 \end{aligned}$$

$\sigma$ -additiivisuudesta seuraa

$$\mathbb{P}\left(\liminf_n A_n^c\right) = \mathbb{P}\left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c\right) = 0$$

ja koska  $(\limsup_n A_n)^c = \liminf_n A_n^c$ , seuraa

$$\mathbb{P}(\limsup_n A_n) = 1 - \mathbb{P}(\liminf_n A_n^c) = 1$$

Kun tapahtumat  $(A_n : n \in \mathbb{N})$  ovat  $\mathbb{P}$ -riippumattomia,  $A_n$  on myös  $P$ -riippumaton komplementti tapahtumista  $(A_k^c : k \neq n)$ , ja

$$\mathbb{P}(A_k|A_n^c \cap A_{n+1}^c \cap \dots \cap A_{k-1}^c) = \mathbb{P}(A_k).$$

Silloin väite

$$\sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_k) = \infty \implies \mathbb{P}(\limsup_k A_k) = 1$$

on toisen Borel-Cantellin lemmän tuttu versio.

5. Olkoon  $(X_k(\omega) : k \in \mathbb{N})$   $\mathbb{P}$ -riippumattomia satunnaismuuttujia, joilla  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_k) = 0$  ja  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_k^2) = 1 \ \forall k \in \mathbb{N}$ .

Olkoon  $S_n(\omega) = \sum_{k=1}^n X_k(\omega)$ .

- (a) Osoita:  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n^2) = n$  (käytä  $\mathbb{P}$ -riippumattomuutta), ja  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n) = 0$ .

**R.** Odotusarvon lineaarisuudesta

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_i) = 0$$

Myös

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n^2) &= \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left((X_1 + \dots + X_n)^2\right) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}\left(\sum_{i=1}^n X_i^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j<i} X_i X_j\right) \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_i^2) + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j<i} \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_i X_j) = n \end{aligned}$$

jossa kun  $i \neq j$ , satunnaismuuttujen  $P$ -riippumuudesta seuraa

$$\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_i X_j) = \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_i) \mathbb{E}_{\mathbb{P}}(X_j) = 0$$

Itse asiassa satunnaismuuttujen heikompi parittainen  $\mathbb{P}$ -riippumattomuus on myös riittävä ehto.

- (b) Osoita:

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{\mathbb{P}} 0 \text{ kun } n \rightarrow \infty$$

eli stokastisen konvergenssin mielessä.

**Vihje** Käytä Chebychevin epäyhtälö, sitä varten laskettiin ensin  $\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n^2)$  !

**R.** Kun  $\eta > 0$ ., Chebychevin epäyhtälön avulla

$$\begin{aligned} \mathbb{P}\left(\frac{|S_n|}{n} > \eta\right) &= \mathbb{P}(|S_n| > \eta n) = \mathbb{P}(|S_n|^2 > \eta^2 n^2) \\ &\leq \frac{\mathbb{E}_{\mathbb{P}}(S_n^2)}{\eta^2 n^2} = \frac{n}{\eta^2 n^2} = \frac{1}{\eta^2 n} \rightarrow 0 \quad \text{kun } n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

joka tarkoittaa  $\frac{S_n}{n} \xrightarrow{\mathbb{P}} 0$ .

(c) Osoita että indeksi-alijonolle  $(n^2 : n \in \mathbb{N})$ ,  $\mathbb{P}$ -melkein varmasti

$$\frac{S_{n^2}(\omega)}{n^2} \longrightarrow 0 \text{ kun } n \rightarrow \infty$$

**Vihje** Käytä edelleen Chebychevin epäyhtälö ja Borel-Cantelli lemma (kumpi?).

**R.** Aliindeksille  $n^2$  seuraa

$$\mathbb{P}\left(\frac{|S_{n^2}|}{n^2} > \eta\right) \leq \frac{1}{\eta^2 n^2}$$

Kaikille  $n, M \in \mathbb{N}$  olkoon

$$A_n^M = \left\{ \omega : \frac{|S_{n^2}(\omega)|}{n^2} > \frac{1}{M} \right\}$$

Koska  $\mathbb{P}(A_n^M) \leq \frac{M^2}{n^2}$ , kaikille  $M \in \mathbb{N}$  saadaan suppeneva sarja

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_n^M) \leq M^2 \sum_{n=1}^{\infty} n^{-2} < \infty$$

ja ensimmäinen Borel Cantellin lemma astuu voimaan:

$$0 = \mathbb{P}(\limsup_n A_n^M) = \mathbb{P}\left(\bigcap_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{k \geq n} A_k^M\right) \quad \forall M \in \mathbb{N}$$

Koska  $P$ -nolla tapahtumien numeroituva yhdiste on  $P$ -nolla tapahtuma (seuraa todennäköisyyden ali- $\sigma$ -additiivisuudesta)

$$\mathbb{P}\left(\bigcup_{M \in \mathbb{N}} \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{k \geq n} A_k^M\right) = 0$$

joten komplementti-tapahtuma on  $P$ -melkein varma

$$\mathbb{P}\left(\bigcap_{M \in \mathbb{N}} \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \bigcap_{k \geq n} (A_k^M)^c\right) = 1$$

Mutta tämä tarkoittaa että  $P$ -melkein varmasti (eli kaikille  $\omega$   $\mathbb{P}$ -nolla mittaisen joukon ulkopuolelta)

$$\forall M \in \mathbb{N}, \exists n \in \mathbb{N} : \frac{|S_{n^2}(\omega)|}{n^2} \leq \frac{1}{M}, \quad \forall k \geq n,$$

eli  $P$ -melkein varmasti

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{|S_{n^2}(\omega)|}{n^2} = 0$$