

Konvergens av stokastiske variable

Hva skal det bety at $\lim_{n \rightarrow \infty} \{X_n\}$ av stokastiske variable konvergerer mot en stok. variabel X ?

- (i) $X_n \rightarrow X$ punktvis dersom $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)$ for alle $\omega \in \Omega$.
- (ii) $X_n \rightarrow X$ nesten sikkert / nesten overalt dersom det finnes en mengde N med $P(N) = 0$ slik $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)$ for alle $\omega \notin N$.
- (iii) $X_n \rightarrow X$ i sannsynlighets dersom for enhver $\epsilon > 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P\{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \epsilon\} \rightarrow 0$.
- (iv) $X_n \rightarrow X$ i middel eller i L^1 dersom $E[|X_n - X|] \rightarrow 0$ når $n \rightarrow \infty$.
- (v) $X_n \rightarrow X$ i p-to middel eller i L^p dersom $E[|X_n - X|^p] \rightarrow 0$ når $n \rightarrow \infty$. not defined for $p=1$ og $p=2$
- (vi) $X_n \rightarrow X$ i fordeling dersom $F_n(x) \rightarrow F(x)$ i alle punkter der F er kontinuerlig.

Teorem: Anta at $X_n \rightarrow X$ for en $p \geq 1$. Da vil $X_n \rightarrow X$ i sannsynlighet.

Bevis: Toppunktvis ulikhet gir:

$$P\{|X_n - X| \geq \epsilon\} \leq \frac{1}{\epsilon^p} E[|X_n - X|^p] \rightarrow 0.$$

Teorem: Anta at $X_n \rightarrow X$ nesten sikkert. Da vil $X_n \rightarrow X$ i sannsynlighet.

Bevis: La N være en nullmengde slik at $X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)$ når $\omega \notin N$.

La $Z_n(\omega) = \sup\{|X_k(\omega) - X(\omega)| : k \geq n\}$.

La $\epsilon > 0$ være gitt og sett $T_n^\epsilon = \{\omega : Z_n(\omega) \geq \epsilon\}$.

Vi ser at $\bigcap_{n=1}^\infty T_n^\epsilon \subseteq N$. Dermed er $P(\bigcap_{n=1}^\infty T_n^\epsilon) = 0$, og

$$P(\bigcap_{n=1}^\infty T_n^\epsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(T_n^\epsilon)$$
 ved kontinuitet ved. Dette betyr at

$$P\{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \epsilon\} \leq P\{\omega : Z_n(\omega) \geq \epsilon\} = P(T_n^\epsilon) \rightarrow 0$$

Alltså $P\{\omega : |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \epsilon\} \rightarrow 0$, da $X_n \rightarrow X$ i sannsynlighet.

Eksempel: Omvendingen av varselikhet ovenfor gjelder ikke!

Her er en følge som konvergerer i sannsynlighet, men ikke i et eneste punkt!

$\Omega = [0, 1]$, P Lebesgue-målt

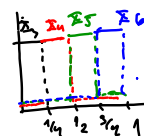
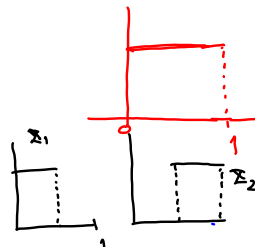
$X_0 = \mathbb{1}_{[0, 1]}$

$X_1 = \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{2}]}$, $X_2 = \mathbb{1}_{[\frac{1}{2}, 1]}$

$X_3 = \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{4}]}$, $X_4 = \mathbb{1}_{[\frac{1}{4}, \frac{1}{2}]}$, $X_5 = \mathbb{1}_{[\frac{1}{2}, \frac{3}{4}]}$

$X_6 = \mathbb{1}_{[\frac{3}{4}, 1]}$

$X_7 = \mathbb{1}_{[0, \frac{1}{8}]}$...



$\{X_n\}$ konvergerer mot 0 i sannsynlighet.

$X_n(\omega) \not\rightarrow X(\omega) = 0$ for alle ω , siden $X_n(\omega) = 1$ for nakkende mange n .

Satzung: La $\{\Sigma_n\}$ en følge av uavhengige stokastiske variable (hittalen verdier ± 1 i tillegg til halvsendte). Da er følgende frembyggen også uavhengige stokastiske variable.

$$(i) \quad T_1(\omega) = \sup\{\Sigma_n(\omega) : n \in \mathbb{N}\}$$

$$(ii) \quad T_2(\omega) = \inf\{\Sigma_n(\omega) : n \in \mathbb{N}\}$$

$$(iii) \quad T_3(\omega) = \limsup_{n \rightarrow \infty} \Sigma_n(\omega)$$

$$(iv) \quad T_4(\omega) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \Sigma_n(\omega)$$

$$(v) \quad T_5(\omega) = \begin{cases} \lim_{n \rightarrow \infty} \Sigma_n(\omega) & \text{der denne grensen eksisterer} \\ 0 & \text{ellers.} \end{cases}$$

Oppgaver

3.3: Anta at $X \geq 0$ er en stok. var. Vis at hvis $E(X) = 0$, så er $X = 0$ n.s.a.

Anta at $P\{\omega: X(\omega) \neq 0\} > 0$. Vi viser at i så fall er $E(X) > 0$.
Vi har at

$$\{\omega: X(\omega) \neq 0\} = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \{\omega: X(\omega) > \frac{1}{2^n}\}$$

$$0 < P\{\omega: X(\omega) \neq 0\} = \lim_{n \rightarrow \infty} P\{\omega: X(\omega) > \frac{1}{2^n}\} \text{ med. av med.}$$

Dette betyr at det finnes en n slik at $P\{X(\omega) > \frac{1}{2^n}\} > 0$.

$$\text{Da er } E[X] \geq E\left[\frac{1}{2^n} \mathbb{1}_{\{X(\omega) > \frac{1}{2^n}\}}\right] = \frac{1}{2^n} P\{X(\omega) > \frac{1}{2^n}\} > 0.$$

3.5 Vis at dersom X er integrert, så er

$$\lim_{c \rightarrow \infty} c P\{|X| > c\} = 0$$

Vi har

$$\begin{aligned} c P\{|X| > c\} &\leq c P\{|\bar{X}|_0 > c\} = c E[\mathbb{1}_{\{|\bar{X}|_0 > c\}}] \\ &= E[c \mathbb{1}_{\{|\bar{X}|_0 > c\}}] \leq E[|\bar{X}|_0 \mathbb{1}_{\{|\bar{X}|_0 > c\}}] \end{aligned}$$

$$= \sum_{n > c} n P\{n < |\bar{X}|_0 \leq n+1\} \quad (\text{denne rekken er konvergent siden } |\bar{X}|_0 \text{ er integrert)}$$

$$\rightarrow 0 \text{ når } c \rightarrow \infty$$

$$\text{Altså } c P\{|X| > c\} \rightarrow 0.$$

3.4 Antag at X er en positiv stokastisk variabel med fordelingsfunktion

F . Vis at

$$E[X] = \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$$

Uformel id: $E[X] = \int_0^{\infty} x dF(x) = \int_0^{\infty} x f(x) dx$

$$= \lim_{c \rightarrow \infty} \int_0^c x f(x) dx = \lim_{c \rightarrow \infty} \left([x(F(x)-1)]_0^c - \int_0^c 1 \cdot (F(x)-1) dx \right)$$

$$= \lim_{c \rightarrow \infty} \left[\underbrace{c \cdot P[X > c]}_{\rightarrow 0} + \int_0^c (1-F(x)) dx \right]$$

$$= \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$$

Her vi kan
en lettere-
funktion.

Substitueringsreglen
 $u = x \quad v' = f(x)$
 $u' = 1 \quad v = F(x) - 1$
 $1 - F(x) = 1 - P[X \leq x] = P[X > x]$

Obel summation: Antag at $\{a_k\}$ og $\{b_k\}$ er to fælles ∞ rækker.

Lad $s_n = \sum_{k=0}^n a_k$ og antag $\lim_{n \rightarrow \infty} s_n b_n = 0$. Da er

$$\sum_{k=0}^n a_k b_k = \sum_{k=0}^n s_k (b_k - b_{k+1})$$

Basis: Observe at $a_k = s_k - s_{k-1}$ (stemmer op for $k=0$ siden vi sætter $s_{-1} = 0$)

Derved

$$\sum_{k=0}^n a_k b_k = \sum_{k=0}^n (s_k - s_{k-1}) b_k = \sum_{k=0}^n s_k b_k - \sum_{k=0}^n s_{k-1} b_k$$

$$= \sum_{k=0}^n s_k b_k - \sum_{k=1}^{n+1} s_{k-1} b_{k-1} = s_n b_n + \sum_{k=0}^n s_k (b_k - b_{k+1})$$

La $n \rightarrow \infty$:
$$\sum_{k=0}^{\infty} a_k b_k = \sum_{k=0}^{\infty} s_k (b_k - b_{k+1})$$

Tilbage til stykket: $E[X] = \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$

$$E[X] \leftarrow E[\tilde{X}^n] = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k}{2^n} P\left[\frac{k}{2^n} < X \leq \frac{k+1}{2^n}\right]$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k}{2^n} \left(\underbrace{P[X > \frac{k}{2^n}]}_{b_k} - \underbrace{P[X > \frac{k+1}{2^n}]}_{b_{k+1}} \right)$$

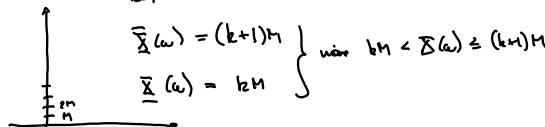
$$\stackrel{\text{Id}}{=} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k}{2^n} \underbrace{P[X > \frac{k}{2^n}]}_{1-F(\frac{k}{2^n})} = \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{(1-F(\frac{k}{2^n})) \frac{1}{2^n}}_{\text{Remannsum for } 1-F(x)} \rightarrow \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$$

Bemærk $s_k b_k \rightarrow 0$
 $\frac{k}{2^n} P[X > \frac{k}{2^n}] \rightarrow 0$
ved 3.5.

Altså $E[X] = \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$

3.6 Antag $X \geq 0$ og $M \in \mathbb{R}_+$. Vis at

$$M \sum_{k=1}^{\infty} P[X > kM] \leq E[X] \leq M \sum_{k=0}^{\infty} P[X > kM]$$



$$E[X] \geq E[\tilde{X}] = \sum_{k=0}^{\infty} kM P\{kM < X(\omega) \leq (k+1)M\}$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} \underbrace{kM}_{s_k} \left(\underbrace{P[X > kM]}_{b_k} - \underbrace{P[X > (k+1)M]}_{b_{k+1}} \right)$$

$$= \sum_{k=1}^{\infty} M P[X > kM]$$