

Θέμα 1

α) Η κατανομή P_X της τ.μ. X στον μ.χ. $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$ είναι το μέτρο πιθανότητας που επάγει η X στον $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$, και ορίζεται ως $P_X(B) = P(X \in B) = P(X^{-1}(B))$, $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$.

β) Η συνοχουάρτηση $P_X : \mathcal{B}(\mathbb{R}) \rightarrow [0, 1]$ με $P_X(B) = P(X^{-1}(B))$, είναι πράγματι μέτρο πιθανότητας, αφού είναι καλά ορισμένη (με τιμές στο $[0, 1]$) και

(i) $P_X(\mathbb{R}) = P(X^{-1}(\mathbb{R})) = P(\Omega) = 1$ και

(ii) αν $(B_n)_{n \geq 1}$ συν $\mathcal{B}(\mathbb{R})$, ακολουθία ζένων ανα στο Borel-υποσύνολο,

τότε $P_X(\bigcup_{n \geq 1} B_n) = P[X^{-1}(\bigcup_{n \geq 1} B_n)] = P(\bigcup_{n \geq 1} X^{-1}(B_n)) \stackrel{(*)}{=} \sum_{n \geq 1} P(X^{-1}(B_n)) = \sum_{n \geq 1} P_X(B_n)$ σ -προσθετικότητα,

όπου συν $(*)$, χρησιμ. ότι $(B_n)_+ \Rightarrow (X^{-1}(B_n))_+$ και την σ -προσθετικότητα του P .

γ) X διακριτή \iff P_X είναι διακριτό μ.π. στον $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$,

δηλ. $\exists A$ αριθμήσιμο $\subset \mathbb{R} : P_X(A) = 1$.

X συνεχής \iff P_X είναι συνεχές μ.π. στον $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$,

δηλ. $P_X((-\infty, x])$ είναι συνεχής συνάρτηση του $x \in \mathbb{R}$.

(ισοδ. $P_X(\{x\}) = 0, \forall x \in \mathbb{R}$).

δ) $\forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$, έχουμε

$$\{Y \in \mathcal{B}\} = Y^{-1}(B) = (h \circ X)^{-1}(B) = X^{-1}(h^{-1}(B)),$$

$$B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \xrightarrow{h \text{ Borel}} h^{-1}(B) \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \xrightarrow{X \text{ τ.μ.}} X^{-1}(h^{-1}(B)) \in \mathcal{A}$$

Άρα $Y^{-1}(B) \in \mathcal{A}, \forall B \in \mathcal{B}(\mathbb{R}) \Rightarrow Y$ τ.μ.

• Η h εμφανίζεται στη σχέση $Y = h \circ X$.

Είναι φυσιολογικό λοιπόν να θεωρήσουμε ως χ.π., ~~από~~
τον $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_X)$, και τότε h είναι τυχαία μεταβλητή
από τον $(\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}), P_X) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}(\mathbb{R}))$.

Είναι προφανές ότι οποιαδήποτε άλλη επιλογή μέτρου πιθανότητας,
κάνει την h τυχαία μεταβλητή.

ε) • X διακριτή τ.μ. $\Rightarrow \exists A$ αριθμ. : $P(X \in A) = 1$.

όμως A αριθμ. $\Rightarrow h(A)$ αριθμήσιμο, και

$$P(Y \in \underbrace{h(A)}_{\text{αριθμ.}}) = P(h(X) \in h(A)) \stackrel{*}{=} 1 \Rightarrow \underline{Y \text{ διακριτή τ.μ.}}$$

, αφού $(*)$. $X(\omega) \in A \Rightarrow h(X(\omega)) \in h(A)$ και άρα $\underbrace{\{X \in A\}}_{\text{έχει π.θ. 1 (υπόθεση)}} \subset \{h(X) \in h(A)\}$

Αν $h(\mathbb{R})$ αριθμ. $\subset \mathbb{R}$, τότε

έχει π.θ. 1 (υπόθεση).

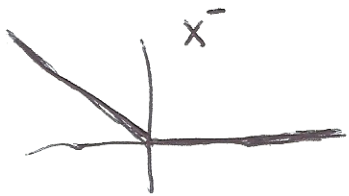
$$\bullet P(Y \in h(\mathbb{R})) = P(h(X) \in h(\mathbb{R})) = 1 \Rightarrow \underline{Y \text{ διακριτή τ.μ.}}$$

Το αντίστροφο δεν ισχύει, δηλ αν Y διακριτή τ.μ.

της μορφής $Y = h(X) \not\Rightarrow X$ διακριτή ή $h(\mathbb{R})$ αριθμήσιμο.

Πράγματι παίρνουμε $X \geq 0$, με X συνεχής τ.μ., π.χ. $X \sim \text{Exp}(1)$,

και $h(x) = x^- = \max(0, -x)$. Τότε $h(\mathbb{R}) = [0, +\infty)$:



Όμως $Y = X^- = h(X) = 0$, και άρα διακριτή.

3) B1 Για X απλή + θετική + τ.μ., ορίζουμε

$$E(X) = \sum_{i=1}^n \alpha_i P(X = \alpha_i)$$

όπου $X = \sum_{i=1}^n \alpha_i \mathbb{1}_{A_i}$, με $A_i = X^{-1}(\{\alpha_i\})$, $1 \leq i \leq n$,

η αναπαράσταση της X σε κανονική μορφή, $\alpha_i \geq 0$.

B2 Για X θετική τ.μ. ορίζουμε

$$E(X) = \sup \left\{ E(Y) : 0 \leq Y \leq X \text{ και } Y \text{ απλή τ.μ.} \right\}$$

B3 Για X τ.μ. με τιμές στο \mathbb{R} .

$$E(X) = E(X^+) - E(X^-), \text{ όταν}$$

κάποιο από τα $E(X^+)$ ή $E(X^-)$ είναι πεπερασμένο.

η) Ακολουθούμε την κλασική τεχνική απόδειξης.

B1 X απλή + θετική τ.μ. (προαιρετικό, βλέπε σχόλια στο B2).

Αυτές οι X είναι προφανώς διακριτές

και το $S = \{x : P(X=x) > 0\}$ είναι πεπερασμένο.

Προφανώς από το 3), αν $X = \sum_{i=1}^n x_i \mathbb{1}_{\{X=x_i\}}$.

$$E(X) = \sum_{i=1}^n x_i P(X=x_i) = \sum_{i: x_i \in S} (\cdot) + \sum_{i: x_i \notin S} (\cdot)$$

$$= \sum_{x \in S} x \cdot P(X=x).$$

B2) X θετική Τ.μ.

$$E(X) = E[X 1_{\{X \in S\}}] + E[X 1_{\{X \in S^c\}}]$$

Όμως $P(X \in S^c) = 0$, από υπόθεση \Rightarrow

$$E[X 1_{\{X \in S^c\}}] = \int_{\{X \in S^c\}} X dP = 0 \quad (\text{από γνωστή Πρόταση}).$$

Άρα $E(X) = E[X 1_{\{X \in S\}}] = E\left[\sum_{x \in S} x 1_{\{X=x\}}\right] \quad (*)$

Παρατήρηση.

• Αν κάνουμε μια αρίθμηση του $S = \{x_i\}_{i \geq 1}$, τότε.

$$\sum_{x \in S} x 1_{\{X=x\}} = \sum_{i \geq 1} x_i 1_{\{X=x_i\}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n x_i 1_{\{X=x_i\}}$$

$= \lim_{n \rightarrow \infty} X_n$, όπου $(X_n) \uparrow$ αυτών θετικών Τ.μ.

Από Θ.Μ.Σ.

$$E(X) = \lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n) \stackrel{B1}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n x_i P(X=x_i) = \sum_{i \geq 1} x_i P(X=x_i)$$

$$= \sum_{x \in S} x P(X=x).$$

• Κάποιος θα μπορούσε εδώ να χρησιμοποιήσει το Beppo-Levi, (αρα το B1 γίνεται περίττο) και να γράψει στη σχέση (*).

$$E\left(\sum_{x \in S} x 1_{\{X=x\}}\right) = \sum_{x \in S} x E(1_{\{X=x\}}) = \sum_{x \in S} x P(X=x)$$

B3) X Τ.μ. με πραγμ. τιμές.

Έστω $S^+ = \{x \geq 0 : P(X=x) > 0\}$, $S^- = \{x < 0 : P(X=x) > 0\}$. Τότε

$$E(X^+) = 0 \cdot P(X \leq 0) + \sum_{x \in S^+} x P(X=x), \text{ από B2) αφού } X^+ \geq 0 \text{ \& διακριτή}$$

$$E(X^-) = 0 \cdot P(X \geq 0) + \sum_{x \in S^-} (-x) P(X=x) \text{ από B2), αφού } X^- \geq 0 \text{ \& διακριτή}$$

Αν $E(X^+) < +\infty$ ή $E(X^-) < +\infty$, τότε ορίζεται η

$$E(X) = E(X^+) - E(X^-) = \sum_{x \in S^+} x P(X=x) - \sum_{x \in S^-} (-x) P(X=x) = \sum_{x \in S} x P(X=x) \checkmark$$

θ) Γνωρίζουμε ότι $\sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^2} = \zeta_2 < +\infty$. ($\zeta_2 = \frac{\pi^2}{6}$) 5.

Άρα και $\sum_{n \leq -1} \frac{1}{n^2} = \zeta_2 < +\infty$.

(σας αρνητικούς ακέραιους)

Αν X τ.μ. : $P(X=k) = \frac{1}{2\zeta_2} \frac{1}{k^2}$, $k \in \{\pm 1, \pm 2, \dots\}$

Τότε η X είναι προφανώς διακριτή, και

η $f(k) = \frac{1}{2\zeta_2} \frac{1}{k^2}$ είναι πράγματι συνάρτ. πιθανότητας.

Η X ως διακριτή τ.μ. έχει

$$E(X^+) = \sum_{n \geq 1} n \cdot P(X=n) = \frac{1}{2\zeta_2} \sum_{n \geq 1} \frac{1}{n} = +\infty$$

και όμοια $E(X^-) = +\infty$.

Άρα δεν ορίζεται η μέση τιμή της.

Παρατήρηση.

Θα μπορούσε κάποιος να σκεφτεί μια ^{διακριτή} θετική τ.μ. με $E(X) = +\infty$.

Στη συνέχεια θέτει $Y = \begin{cases} X & , \text{ με πιθαν. } \frac{1}{2} \\ -X & , \text{ με πιθαν. } \frac{1}{2} \end{cases}$

Τότε η $E(Y)$ δεν ορίζεται (γιατί?)

Για X : $P(X=n) = \frac{1}{\zeta_2} \cdot \frac{1}{n^2}$, $n \geq 1$.

Τότε καταλήγουμε στο 1^ο ανεπαρόδειγμα (δείξτε το).

Ερώτηση

Θα άλλαζε κάτι αν $Y = \begin{cases} X & , \text{ με πιθαν. } p \\ -X & , \text{ με πιθαν. } 1-p \end{cases}$?

Μπορούμε να φανταστούμε αυτήν την κατασκευή αν ρίχνουμε ένα νόμισμα, που με πιθαν. p έρχεται Γ και με πιθαν. $1-p$ έρχεται K . Αν έρθει Γ , τότε θέτουμε $Y = X$, και αν έρθει K , τότε θέτουμε $Y = -X$.

Θέμα 2

α) Έστω $f: (\Omega, \mathcal{A}) \rightarrow (B, \mathcal{B})$, \mathcal{A}/\mathcal{B} μετρήσιμη.

Τότε η $f(\mathcal{A})$ δεν είναι πάντα σ -άλγεβρα επί του B .

Πράγματι, αν $f(\omega) = c$, $\forall \omega \in \Omega$, τότε

$$f^{-1}(B) = \{\emptyset, \Omega\} \subset \mathcal{A}, \text{ άρα είναι}$$

πάντα \mathcal{A}/B μετρήσιμη.

Πράγματι αν $c \in B$, τότε $f^{-1}(c) = \begin{cases} \emptyset, & \text{αν } c \notin C \\ \Omega, & \text{αν } c \in C. \end{cases}$

Όμως $f(A) = \{c\}$, $\forall A \in \mathcal{A}$ με $A \neq \emptyset$ (αφού $f(\omega) = c, \forall \omega \in A$).

και $f(\emptyset) = \emptyset$. Συμπεραίνουμε ότι

$$f(\mathcal{A}) = \{\emptyset, \{c\}\}, \text{ που δεν είναι γενικά}$$

σ -άλγεβρα επί του B , εκτός αν ο B είναι το $\{c\}$.

Σχόλιο : (1) Σκεφτείτε ότι η B δεν επηρεάζει το αποτέλεσμα, παρά μόνο στον έλεγχο μετρησιμότητας της f . Η απαίτηση $f(\mathcal{A})$ να είναι σ -άλγεβρα, επί του B , εξαρτάται μόνο από τη δομή του $f(\mathcal{A})$.

(2) Στο αντιπαράδειγμα που δώθηκε, είχαμε ότι η f δεν είναι επί του B . φανερά, κάθε άλλη f που δεν είναι επί, θα δουλέψει επίσης, αφού

αν $f(\mathcal{A})$ είναι σ -άλγεβρα επί του B , θα πρέπει να περιέχει το B , που είναι το σύνολο άψιξης.

Συμπεραίνουμε ότι αν $f(\mathcal{A})$ είναι σ -άλγεβρα, τότε αναγκαία συνθήκη είναι η f να είναι επί.

Ερώτηση : Είναι αυτή η συνθήκη ικανή?

b) $X \in L^1 \not\Rightarrow X \in L^2$.

Πράγματι, έστω X διακριτή τ.μ. :

$P(X=n) = \frac{1}{C_3} \frac{1}{n^3}$, $n \geq 1$, όπου $C_3 = \sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^3}$. Τότε

$E(X) = \sum_{n \geq 1} n P(X=n) = \frac{1}{C_3} \sum_{n \geq 1} \frac{1}{n^2} = \frac{C_2}{C_3} < +\infty$.

Όμως $E(X^2) = \sum_{n \geq 1} n^2 P(X=n) = \frac{1}{C_3} \sum_{n \geq 1} n^2 \frac{1}{n^3} = \frac{1}{C_3} \sum_{n \geq 1} \frac{1}{n} = +\infty$.

Άρα $X \in L^1$ και $X \notin L^2$.

Σχόλιο : Αναζητείστε συνεχή τ.μ. με $X \in L^1$ και $X \notin L^2$.
(Ερώτ).

δ) $X_n \xrightarrow{L^p} X \not\Rightarrow g(X_n) \xrightarrow{L^p} g(X)$, για g συνεχή, $0 < p < +\infty$.

Έστω $X_n = n^{\frac{1}{p}} 1_{(0, \frac{1}{n^2})}$ με $(\Omega, \mathcal{A}, P) = ((0, 1), \mathcal{B}(0, 1), \lambda)$.

$X_n \xrightarrow{L^p} 0$. Πράγματι, $E|X_n - 0|^p = E|X_n|^p = E[(n^{\frac{1}{p}})^p 1_{(0, \frac{1}{n^2})}] = n \cdot \frac{1}{n^2} = \frac{1}{n} \rightarrow 0$.

Θέτουμε $g(x) = x^2$, $x \geq 0$, που είναι προφανώς συνεχής.

Εξετάζουμε αν $g(X_n) \xrightarrow{L^p} g(0) = 0$.

$E|g(X_n) - 0|^p = E[(n^{\frac{2}{p}})^p \cdot 1_{(0, \frac{1}{n^2})}] = n^2 \cdot \frac{1}{n^2} = 1 \not\rightarrow 0$.

Άρα $g(X_n) \not\xrightarrow{L^p} g(0)$.

Σχόλιο : Θα μπορούσε κάποιος να πάρει και ειδικές περιπτώσεις.

π.χ. από b) $\exists X \in L^1$ και $X \notin L^2$. Άρα.

αν $X_n = X$, τότε $X_n \xrightarrow{L^1} X$, αφού $E|X_n - X| = E|X - X| = 0 \rightarrow 0$.

Όμως αν θέσουμε $g(x) = x^2$, για $x \geq 0$, έχουμε g συνεχής.

και $g(X_n) = X_n^2 = X^2 \notin L^1$ από υπόθεση αφού $E X^2 = +\infty$,
άρα προφανώς $g(X_n) \not\xrightarrow{L^1} g(X)$. (Λογμ ότι $X \notin L^2$).

δ) Δείτε Σημειώσεις : $X_n = 1_{A_n}$, και (A_n) της τριγων. διαμερ. του $((0, 1), \mathcal{B}(0, 1), \lambda)$.