

## Πιθανότητες II

Ενδιάμεση εξέταση, 16 Απριλίου 2016

1. (10 Βαθμοί) Έστω  $C := \sigma(\{(-\infty, q) : q \in \mathbb{Q}\})$   $\sigma$ -άλγεβρα στο  $\mathbb{R}$ . Να δειχθεί ότι  $(-\infty, x] \in C$  για κάθε  $x \in \mathbb{R}$ .

2. (20 Βαθμοί) Έστω  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  χώρος πιθανότητας και  $(A_n)_{n \geq 1}$  στοιχεία της  $\mathcal{F}$ .

(α) Αν  $\mathbf{P}(A_n) = 1$  για κάθε  $n \geq 1$  να δειχθεί ότι  $\mathbf{P}(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n) = 1$ .

(β) Να δειχθεί ότι

$$\mathbf{P}(\limsup_{n \geq 1} A_n) \geq \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(A_n)$$

και να δοθεί παράδειγμα μέτρου  $\mathbf{P}$  και ακολουθίας  $(A_n)_{n \geq 1}$  ώστε να ισχύει γνήσια ανισότητα.

3. (15 Βαθμοί) Έστω  $X$  τυχαία μεταβλητή με τιμές στο  $\mathbb{R}$ . Να δειχθεί ότι η συνάρτηση  $H : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  με  $H(t) := \mathbf{P}(X < t)$  για κάθε  $t \in \mathbb{R}$  έχει τις εξής ιδιότητες:

(α) Είναι αύξουσα.

(β) Είναι αριστερά συνεχής.

(γ)  $H(-\infty) = 0, H(\infty) = 1$ .

4. (15 Βαθμοί) Έστω  $(X_n)_{n \geq 1}$  ακολουθία πραγματικών τυχαίων μεταβλητών σε έναν χώρο πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$ . Να δειχθεί ότι  $X_n \rightarrow 0$  κατά πιθανότητα αν και μόνο αν  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}(1 \wedge |X_n|) = 0$ .

5. (15 Βαθμοί) Να υπολογιστεί το όριο  $\lim_{n \rightarrow \infty} \int_1^{\infty} f_n(x) dx$  στην περίπτωση που

(α)  $f_n(x) = \frac{\sin(nx)}{1+nx^3}$ .

(β)  $f_n(x) = \frac{1}{1+nx} \mathbf{1}_{[1, e^n]}(x)$ .

6. (10 Βαθμοί) Να δειχθεί ότι

$$\int_0^{\pi} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{n \sin(nx)}{2^n} dx = \frac{4}{3}.$$

7. (20 Βαθμοί) (α) Έστω  $X$  τυχαία μεταβλητή με τιμές στο  $[0, \infty)$ . Να δειχθεί ότι

$$\mathbf{E}(X) = \int_0^{\infty} \mathbf{P}(X \geq t) dt.$$

(β) Έστω  $X$  τυχαία μεταβλητή με τιμές στο  $\mathbb{R}$  για την οποία ορίζεται η  $\mathbf{E}(X)$ . Να δειχθεί ότι

$$\mathbf{E}(X) = \int_0^{\infty} \mathbf{P}(X \geq t) dt - \int_{-\infty}^0 \mathbf{P}(X \leq t) dt.$$

Άριστα είναι το 100. Η διάρκεια της εξέτασης είναι  $2\frac{1}{2}$  ώρες.

**Καλή επιτυχία!**

## Απαντήσεις

1. Θεωρούμε ακολουθία ρητών  $(q_n)_{n \geq 1}$  που συγκλίνει στο  $x$  αλλά ώστε  $q_n > x$  για κάθε  $n$ . Τότε

$$(-\infty, x] = \bigcap_{n=1}^{\infty} (-\infty, q_n).$$

Το δεξί μέλος είναι αριθμήσιμη τομή στοιχείων της  $C$  (αυτά είναι μάλιστα από τα στοιχεία που παράγουν την  $C$ ), η οποία ως  $\sigma$ -άλγεβρα πρέπει να περιέχει αυτή την τομή.

3. Ανάλογη απόδειξη με αυτήν για την συνάρτηση κατανομής,  $\mathbf{P}(X \leq t)$ , που είναι στις σημειώσεις.

4. « $\Rightarrow$ » Ένας τρόπος. Για κάθε  $\varepsilon \in (0, 1)$  έχουμε

$$1 \wedge |X_n| = \{1 \wedge |X_n|\} \mathbf{1}_{|X_n| \leq \varepsilon} + \{1 \wedge |X_n|\} \mathbf{1}_{|X_n| > \varepsilon} \leq \varepsilon + \mathbf{1}_{|X_n| > \varepsilon}.$$

Παίρνοντας μέση τιμή έχουμε  $\mathbf{E}(1 \wedge |X_n|) \leq \varepsilon + \mathbf{P}(|X_n| > \varepsilon)$ , άρα  $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \mathbf{E}(1 \wedge |X_n|) \leq \varepsilon$ . Για  $\varepsilon \rightarrow 0$  προκύπτει το ζητούμενο.

« $\Leftarrow$ » Για οποιοδήποτε  $\varepsilon \in (0, 1)$  έχουμε

$$\mathbf{P}(|X_n| > \varepsilon) \leq \mathbf{P}(1 \wedge |X_n| > \varepsilon) \leq \frac{\mathbf{E}((1 \wedge |X_n|))}{\varepsilon} \rightarrow 0$$

για  $n \rightarrow \infty$ .

Στη σύγκλιση κατά πιθανότητα αρκεί κανείς να ελέγξει τον ορισμό για μικρά  $\varepsilon$ . Εδώ για παράδειγμα μπορούμε να πούμε ότι για  $\varepsilon \geq 1$  έχουμε  $\mathbf{P}(|X_n| > \varepsilon) \leq \mathbf{P}(|X_n| > 1/2)$  και η  $\mathbf{P}(|X_n| > 1/2)$  τείνει στο 0 όπως δείξαμε πιο πριν.

5. (α) Εφαρμόζουμε το θεώρημα κυριαρχημένης σύγκλισης. Κυριαρχούσα συνάρτηση η  $g(x) = x^{-3} \mathbf{1}_{x \geq 1}$ . Το όριο είναι 0. Το ίδιο αποδεικνύεται και στοιχειωδώς.

(β) Το όριο είναι 1 γιατί το ολοκλήρωμα ισούται με

$$\frac{1}{n} \{\log(1 + ne^n) - \log(1 + n)\}.$$

Το θεώρημα κυριαρχημένης σύγκλισης δεν μπορεί να εφαρμοστεί.

6. Θεώρημα Fubini.

7. (α) Ειδική περίπτωση της 9.2(α) των σημειώσεων.

(β) Από το (α) έχουμε

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(X^+) &= \int_0^{\infty} \mathbf{P}(X^+ \geq t) dt = \int_0^{\infty} \mathbf{P}(X \geq t) dt, \\ \mathbf{E}(X^-) &= \int_0^{\infty} \mathbf{P}(X^- \geq t) dt = \int_0^{\infty} \mathbf{P}(-X \geq t) dt \stackrel{y=-t}{=} \int_{-\infty}^0 \mathbf{P}(X \leq y) dy \end{aligned}$$

Στην πρώτη γραμμή, για τη δεύτερη ισότητα, αν  $X^+ > t > 0$  τότε αναγκαστικά  $X^+ = X$ . Όμοια δικαιολογούμε την δεύτερη ισότητα στη δεύτερη γραμμή.

Από υπόθεση, τουλάχιστον ένα από τα  $\mathbf{E}(X^-)$ ,  $\mathbf{E}(X^+)$  είναι πεπερασμένα. Έτσι έχει νόημα η διαφορά

$$\mathbf{E}(X) = \mathbf{E}(X^+) - \mathbf{E}(X^-) = \dots$$