

Διάλεξη 13/05/20

Παράδειγμα 7. Κανονική κατανομή με παραμέτρους $\mu \in \mathbb{R}$ (μέσος) και $\nu > 0$ (διακύμανση) (Normal or Gaussian distribution) - $N(\mu, \nu)$

- $\text{supp} = \mathbb{R}$ (η στήλη από αξίες που έχουμε δει που συμπίπτει με όλο το \mathbb{R})

- $F(x) = \int_{-\infty}^x f(z) dz$ όπου $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ με (*) ↳ υποχρηστικό

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\nu}} \exp\left(-\frac{(z-\mu)^2}{2\nu}\right)$$

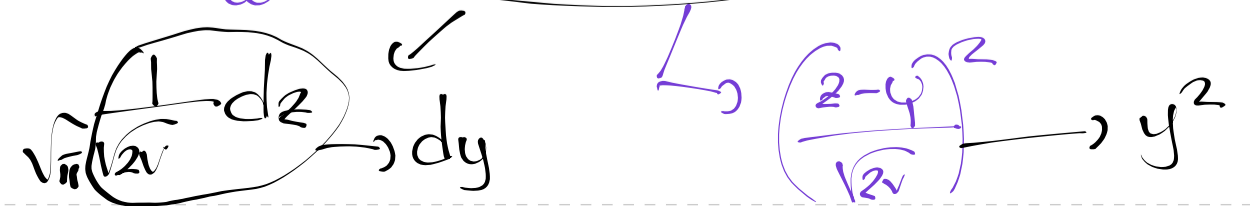
(η αδρυστική έχει την κορυφή ορισμένου σημείου ως προς την f)

- καταρχάς επειδή το ολοκλήρωμα στο (*) είναι υποχρηστικό θα πρέπει να εμβαθύνουμε $\forall x \in \mathbb{R} \int_{-\infty}^x f(z) dz \in \mathbb{R}$ (κ' δει είναι τυχ. κάποια αριθμοθεωρία ή κάποιο άλλο). Έτσι

θα εμβαθύνουμε ότι η F παραπάνω είναι συνάρτηση $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$.

- Παρατηρούμε ότι $f(z) > 0$, επομένως το $\int_{-\infty}^x f(z) dz$ θα υπάρχει ως στοιχειώδης αριθμός αν υπάρχει το $\int_{-\infty}^{+\infty} f(z) dz$.

Έχουμε
$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\nu}} \exp\left(-\frac{(z-\mu)^2}{2\nu}\right) dz \quad (**)$$



Μας δίνεται το ολοκλήρωμα Gauss $\int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-y^2) dy = \sqrt{\pi}$

Θέτουμε $y = \frac{z-\mu}{\sqrt{2v}}$, $dy = \frac{1}{\sqrt{2v}} dz$, επομένως στο

(**) έχουμε $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \exp(-y^2) dy = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-y^2) dy = \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{\pi}} = 1$

Όταν $z \rightarrow -\infty$, $y = \frac{z-\mu}{\sqrt{2v}} \rightarrow -\infty$
 $z \rightarrow +\infty$, $y = \frac{z-\mu}{\sqrt{2v}} \rightarrow +\infty$ $\sqrt{2v} > 0$

Επομένως $\int_{-\infty}^{+\infty} f(z) dz \in \mathbb{R} \Rightarrow \int_{-\infty}^x f(z) dz \in \mathbb{R} \quad \forall x \in \mathbb{R}$ (επειδή $f > 0$)

Επομένως u και F είναι πραγματικά συναρτήσεις $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$.

Είναι όμως ορισμένη συνάρτηση;

Παρατηρούμε: * u και F παραγωγισίμη $\forall x \in \mathbb{R}$ αφού
$$\frac{dF(x)}{dx} = \frac{d}{dx} \int_{-\infty}^x f(z) dz = f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi v}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2v}}$$

Οπότε είναι συνεχής.

* u και F είναι γνησίως αύξουσα αφού

$$\frac{dF(x)}{dx} = f(x) > 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Επομένως u και F είναι συνεχής (επομένως κ' από δεξιά
συνεχής) κ' είναι κ' γνησίως αύξουσα (όρα αύξουσα)

Συνεπώς οι ιδιότητες i. και iii. ικανοποιούνται.

Τι συμβαίνει με την ii;

$$\text{Έχουμε } \lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow +\infty} \int_{-\infty}^x f(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} f(z) dz = 1$$

από τον σταθμισμένο υπολογισμό.

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = \lim_{x \rightarrow -\infty} \int_{-\infty}^x f(z) dz = \dots = 0.$$

Είναι δυνατόν
να αποδειχθεί
(αν δείξετε μονετο
ως άσκηση)

Επιπλέον ικανοποιείται και η ii. Υπάρχει παράγωγο μ και F είναι κοινώς ορισμένη αλγοριθμική συνάρτηση που είναι του θεωρητικού χαρακτήρα που δίνει αντιστοίχως γονοτυπική IP στο \mathbb{R} , την $N(\mu, \nu)$.

- Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι μ και F μπορεί να εκφραστεί μόνο με κοινή επεκτατικότητα.
- Η $N(\mu, \nu)$ είναι συνεχής αφού το στήριγμα της είναι \mathbb{R} (support = \mathbb{R})
- Η αλγοριθμική της είναι συνεχής οπότε η $P(x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$.

$$- P([\alpha, \beta]) = P((\alpha, \beta)) = P([\alpha, \beta)) = P((\alpha, \beta]) =$$

συνάρτηση της F

$$= F(b) - F(a) = \int_{-\infty}^b f(z) dz - \int_{-\infty}^a f(z) dz = \int_a^b f(z) dz =$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_a^b \exp\left(-\frac{(z-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dz \quad \text{επιλογέντως}$$

για την $N(\mu, \sigma)$ οι πιθανότητες που αποδίδονται σε διαστήματα στερεομετρίας αυτών προκύπτουν ως ολοκληρώματα σε αυτά της f .

— Επειδή η F μέσω της f εξαρτάται μονοσήμαντα από το (μ, σ) σε κάθε τιμή του (μ, σ) αντιστοιχεί κ. μ.σ. και μοναδική $N(\mu, \sigma)$. Συνεπώς για παραγωγή χρησιάζε την ολοκλήρωση των κανονικών κατανομών. Ιδιαίτερο παράδειγμα αυτής της ολοκλήρωσης είναι η τυπική κανονική κατανομή (Standard Normal) που προκύπτει για $\mu=0$ κ' $\sigma=1$ $N(0, 1)$. Συνήθως για αυτή έχουμε τους συμβολισμούς:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(z) dz, \quad \varphi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}$$

□

Σε αυτή την παράγραφο είδαμε ότι η ορθογώνια συνάρτηση υπάρχει και είναι μοναδική για κάθε κατανομή πιθανότητας στο \mathbb{R} και την αναπαριστά.

B. Συνάρτηση Πυκνότητας (Density function).

Στο παραθεώρημα της $N(\mu, \sigma^2)$ είδαμε ότι η αλγεβρική έκφραση της πυκνότητας είναι πολύ περίπλοκη και άβολη. Γιατί μπορεί να είναι χρήσιμο να τη γράψουμε ως συνάρτηση;

Ταχύτερα για δύο λόγους:

- Επιβουνοποιεί στο να αναγνωρίσουμε τις κατανομές ως διαδικασίες συμπεριφοράς.
- Βελτιώνει το έργο που αναφέρεται στην ανάλυση των στατιστικών αποτελεσμάτων.

Ορισμός. Έστω P κατανομή στο \mathbb{R} και F η αλγεβρική της.

Αν υπάρχει $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ τέτοια ώστε να έχουμε ότι

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(z) dz, \quad \forall x \in \mathbb{R},$$

ονομάζεται συνάρτηση πυκνότητας της P (probability density function - pdf).

Πότε υπάρχει η συνάρτηση πυκνότητας;

Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι αναγκαία και ικανή συνθήκη για να υπάρχει η f , η F να

Κανονισκί κάποια ιδιότητα συνέχειας που είναι ισχυρότερη της συνέχειας (αναφέρεται απόλυτη συνέχεια - absolute continuity και είναι εντός του εύρους του μαθηματος)

Έχει λοιπόν εφόσον η \mathbb{P} έχει \mathbb{F} στο δέν είναι καν συνέχεις τότε δεν μπορεί να έχει συνάρτηση πιθανότητας.

Π.χ. οι διακριτές απονομές ή η κατανομή του σταθμ-δειγματος B' δεν έχουν συνάρτηση πιθανότητας αφού οι αυξές η \mathbb{F} είναι αβωειές.

Συνεπώς η συνάρτηση πιθανότητας δεν υπάρχει πάντοτε.

Υπάρχουν όμως βήματα περριωδείς κατανομών που δεν έχουν συνάρτηση πιθανότητας

