

Διάλεξη 27/05/20

Υπενθύμιση: Στο τελευταίο μας παραδείγμα είδαμε ότι αν $P = N(0,1)$ και $g(z) = e^z$ τότε $E(g) = e^{1/2}$ (χρησιμοποιήσαμε ζευγαρή συντήρησης τετραγώνου, όπως κ' το ότι αν η f συνάρτηση πιθανότητας τότε $\int_{-\infty}^{\infty} f(z) dz = 1$).

Άσκηση: Να βρεθεί η $E(g)$ όταν $g(z) = e^z$ κ' $P = N(\mu, \nu)$ για αυθαίρετα $\mu \in \mathbb{R}$ κ' $\nu > 0$.

Παρατήρηση: Οι υπολογισμοί είναι δυνατόν να είναι ελαφρώς αβυσσώδη αφού αφορούν διαδικασίες επαναλήψεως.

Τεχνολογία: Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι το να γνωρίζουμε το $E(g)$ για δεδομένη P , και να είδε δυνατή g , ισοδυναμεί με το να γνωρίζουμε την P [κ' αντιστοίχως μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αυτά τα εργαλεία για να βρούμε τις πιθανότητες που αποδίδει η P]. Αυτό μας υποδεικνύει ότι μπορούμε να αναμεταβληθούμε ποτέ P , όχι γύρω ως διαδικασίες απόδοσης πιθανοτήτων σε κομμάτια του \mathbb{R} , αλλά γενικότερα ως διαδικασίες επαναλήψεως!

Ερώτηση: Βάσει του παραδείγματος για δεδομένη P , η $E(g)$ και οι άλλες g μας δίνει πληροφορία για ιδιότητες της κατανομής. Τι είδους πληροφορία μπορούμε να πάρουμε για την

\mathbb{P} όταν ερμηνεύουμε ως σίγος αυτήν συγκεκριμένες συναρτήσεις της μορφής $y(z) = z^k$, για $k=0, 1, 2, \dots$;

Ορισμός: Έστω \mathbb{P} κατανομή πιθανότητας στο \mathbb{R} , και $X \sim \mathbb{P}$ (τυχαία μεταβλητή που ακολουθεί την \mathbb{P}). Για $k=0, 1, 2, \dots$

Ροπή k -τάξης της \mathbb{P} αναφέρεται το ερμηνεύεται της $g(z) = z^k$ ως σίγος την \mathbb{P} , δηλ.

$$\mathbb{E}(X^k) = \begin{cases} \sum_{i \in \text{supp}} i^k \mathbb{P}(i), & \mathbb{P} \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} z^k f(z) dz, & \text{η } \mathbb{P} \text{ έχει την } f \text{ ως συνάρτηση πυκνότητας} \end{cases}$$

Απόλυτη ροπή k -τάξης αναφέρεται το ερμηνεύεται της $g(z) = |z|^k$ ως σίγος την \mathbb{P} , δηλ.

$$\mathbb{E}(|X|^k) = \begin{cases} \sum_{i \in \text{supp}} |i|^k \mathbb{P}(i), & \mathbb{P} \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} |z|^k f(z) dz, & \text{η } \mathbb{P} \text{ έχει την } f \text{ ως συνάρτηση πυκνότητας.} \end{cases}$$

Σχόλια:

- * Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι οι ροπές είναι δυνατόν να μας δίνουν πληροφορία για το πως η \mathbb{P} αποδίδει πιθανότητες. Σε κάποιες περιπτώσεις (όχι πάντα) το να γνωρίζουμε τις ροπές ισοδυναμεί με το να γνωρίζουμε την \mathbb{P} (δεν απορροβώνουμε να το δούμε)
- * Ισχύουν για τα παραπάνω τα γενικά σχόλια που έχουμε κάνει (σχερ. υπέρβασης, κ.ο.κ.) για την ερμηνεία.

* Για $k=0$, $z^0 = |z|^0 = 1$, οπότε $\mathbb{E}(X^0) = \mathbb{E}(|X|^0) = 1$
για κάθε P .

* Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι $\mathbb{E}(X^k) \in \mathbb{R} \Leftrightarrow \mathbb{E}(|X|^k) < \infty$.
Επίσης ότι αν $\mathbb{E}(X^k) \in \mathbb{R}$ τότε $\mathbb{E}(X^l) \in \mathbb{R}$ για κάθε $0 \leq l \leq k$.

Αντιστοίχως αν η $\mathbb{E}(X^k)$ δεν υπάρχει τότε δεν υπάρχει η $\mathbb{E}(X^l)$, $\forall l \geq k$.

* Γνωρίζετε από το γράμμα της Στατιστικής I την έννοια της
ποστής k -τάξης περί του μέσου (όταν $\mathbb{E}(X) \in \mathbb{R}$), της

διακύμανσης, κ.ο.κ. που βασίζεται στα τεταγμένα.

Διακρίνετε π.χ. η γνήσι k -τάξης περί του μέσου είναι η $\mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))^k$

Παραδείγματα [Υπολογισμού Ροπών]

1. $P =$ ευθυγράμνη κατανομή στο 0

$$- \text{supp} = \{0\}$$

$$- P(\{0\}) = 1$$

Επειδή το στήριγμα αποτελείται μόνο από τη σφαιρικό αριθμό

θα έχουμε ότι $\forall k=0,1,\dots$ $\mathbb{E}(X^k) = \mathbb{E}(|X|^k)$

$$\mathbb{E}(X^k) = 0^k = \begin{cases} 0^0, & k=0 \\ 0^k, & k>0 \end{cases} = \begin{cases} 1, & k=0 \\ 0, & k>0 \end{cases}$$

π.χ. 0 μέσος της P είναι ο $\mathbb{E}(X) = 0$

$$\begin{aligned} \text{Η διακύμανση της } P \text{ είναι } \text{Var}(X) &= \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 \\ &= 0 - 0^2 = 0. \end{aligned}$$

(Εδώ οι υπολογισμοί είναι απλοί).

2. $P = \text{Ber}(q)$, $q \in (0, 1)$ (Bernoulli με παράμετρο q)

$$- \text{supp} = \{0, 1\}$$

$$- P(\{0\}) = 1 - q, P(\{1\}) = q$$

Σπειδί το στήριγμα δεν έχει αρνητικά στοιχεία ούτε εδώ υπάρχει διακύβηση μεταξύ ποπής k τούης κ' απόγυης ποπής k -τúης (*)

$$\mathbb{E}(X^k) = \sum_{i \in \{0, 1\}} i^k P(\{i\}) = 0^k P(\{0\}) + 1^k P(\{1\})$$

$$= 0^k (1 - q) + 1 \cdot q =$$

$$= \begin{cases} 0^k (1 - q) + 1 \cdot q, & k = 0 \\ 1 \cdot q, & k > 0 \end{cases} =$$

$$= \begin{cases} 1, & k = 0 \\ q, & k > 0. \end{cases}$$

Π.χ. Ο μέσος της P , είναι $\mathbb{E}(X) = q$

$$\begin{aligned} \text{Η διακύβησις της } P \text{ είναι } \text{Var}(X) &= \mathbb{E}(X^2) - (\mathbb{E}(X))^2 \\ &= q - q^2 = q(1 - q). \end{aligned}$$

(και εδώ οι υπολογισμοί είναι απλοί).

4. $P = \text{Pois}(\lambda)$, $\lambda > 0$ (Poisson με παράμετρο λ).

$$- \text{supp} = \mathbb{N} = \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$- P(\{i\}) = e^{-\lambda} \lambda^i / i!, \quad i \in \mathbb{N}$$

και εδώ ισχύει το (*). Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι η

$\mathbb{E}(X^k)$ υπάρχει $\forall k = 0, 1, \dots$. Ενδεικτικά έχουμε:

$$\text{Για } k=1 \text{ (μέσος της κατανομής)} \quad \mathbb{E}(X) = \sum_{i \in \mathbb{N}} i P(\{i\}) =$$

$$= \sum_{i=0}^{\infty} i e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} i \frac{\lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} \left(0 \cdot \frac{\lambda^0}{0!} + \frac{1 \cdot \lambda^1}{1!} + \frac{2 \cdot \lambda^2}{2!} + \dots \right)$$

\downarrow
 ονείφαρκο
 του i , κοινός παράγοντας

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{i \lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^i}{(i-1)!} =$$

Πένδυση: $\forall x \in \mathbb{R}, e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!}$
 Ανάπτυξη
 McLaurin της
 εκθετικής συνάρτησης

Έχουμε στο παραπάνω $\lambda^i =$
 τους όρους $i/c!$, $i \geq 1$
 $\frac{i}{c!} = \frac{i}{(i-1)! \cdot i} = \frac{1}{(i-1)!}$ $i \geq 1$

$=$
 κοινός παράγοντας
 το λ

$$e^{-\lambda} \lambda \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} = e^{-\lambda} \lambda \sum_{i-1=0}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} \quad \lambda = i-1$$

$$= e^{-\lambda} \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = e^{-\lambda} \lambda e^{\lambda} =$$

\downarrow
 Ανάπτυξη McLaurin
 της e^x για $x=\lambda$

$$= \lambda e^{\lambda} e^{-\lambda} =$$

$$= \lambda e^{-\lambda + \lambda} =$$

$$= \lambda e^0 = \lambda.$$

Συνεπώς ο μέσος της Poiss(λ) είναι το λ (εδώ περιγράφε
 για καλή σχέση του στο υπολογιστικά περιήμερες υποδομ να
 είναι οι συχνηρώτες που οδηγούν στις ποίες)

6. $P = \text{Exp}(\lambda), \lambda > 0$ (Εκθετική κατανομή με παράμετρο λ)

- $\text{supp} = [0, +\infty)$
- $f(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$

Ισχύει το (*). Εάν υποθέσουμε να υπολογίσουμε σχετιικά εύκολα
 την $E(X^k)$ για υαίθε $k=0,1,\dots$. Έχουμε ότι $E(X^0)=1$.

Για $k \geq 1$ έχουμε

$$E(X^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} z^k f(z) dz = \int_{-\infty}^0 z^k \cdot 0 dz + \int_0^{+\infty} z^k \lambda e^{-\lambda z} dz$$

$$= \int_{-\infty}^0 0 dz + \int_0^{+\infty} z^k \lambda e^{-\lambda z} dz = \int_0^{+\infty} z^k \lambda e^{-\lambda z} dz =$$

(αν είχε κ' το $e^{-\lambda z}$)

Ισχύει με ψαδέν
 Επειδή πρόκειται για
 ορισμένο ολοκλήρωμα

$$\int f \cdot g' = f \cdot g - \int f' \cdot g \quad \text{Παράγωγοι
 ολοκληρωμα}$$

$$(e^{-\lambda z})' = -\lambda e^{-\lambda z}$$

$$= - \int_0^{+\infty} z^k (-\lambda e^{-\lambda z}) dz = - \int_0^{+\infty} z^k (e^{-\lambda z})' dz =$$

$$= - \left[\underbrace{z^k \cdot e^{-\lambda z}}_{=0} \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} \underbrace{(z^k)'}_{\neq} \underbrace{e^{-\lambda z}}_g dz \right]$$

$$k > 0 \quad z^k e^{-\lambda z} \Big|_{z=0} = 0$$

$$(z^k)' = k z^{k-1}$$

$$\lim_{z \rightarrow +\infty} z^k e^{-\lambda z} = 0$$

$$= - \left[- \int_0^{+\infty} k z^{k-1} e^{-\lambda z} dz \right] = k \int_0^{+\infty} z^{k-1} e^{-\lambda z} dz$$

$$= \frac{k}{\lambda} \int_0^{+\infty} z^{k-1} \lambda e^{-\lambda z} dz = \frac{k}{\lambda} \mathbb{E}(X^{k-1})$$

$$\downarrow \mathbb{E}(X^{k-1})$$

Οπότε ανακυβερταίνοντας έχουμε:

$$\mathbb{E}(X^0) = 1, \quad k=0$$

$$\mathbb{E}(X^k) = \frac{k}{\lambda} \mathbb{E}(X^{k-1}), \quad k \geq 1$$

Οι γοτιές διαδοχικώς τής ανδρώνει αναδρομικά!

Το παρονομαστικό αποτελεί σημαντικό χαρακτηριστικό της $\text{Exp}(\lambda)$, αλλιώς είναι γας βοηθάει να υπολογισουμε τις γοτιές χρησιμοποιώντας αυτή την αναδρομική σχέση. Οπότε έχουμε:

$$k=0 \quad \mathbb{E}(X^0) = 1 \quad \checkmark$$

$$k=1 \quad \mathbb{E}(X) = \frac{1}{\lambda} \mathbb{E}(X^0) = \frac{1}{\lambda}$$

$$k=2 \quad \mathbb{E}(X^2) = \frac{2}{\lambda} \mathbb{E}(X) = \frac{2}{\lambda} \cdot \frac{1}{\lambda} = \frac{1 \cdot 2}{\lambda^2} = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$k=3 \quad \mathbb{E}(X^3) = \frac{3}{\lambda} \mathbb{E}(X^2) = \frac{3}{\lambda} \cdot \frac{1 \cdot 2}{\lambda^2} = \frac{1 \cdot 2 \cdot 3}{\lambda^3} = \frac{6}{\lambda^3}$$

$$A = \int_{-\infty}^{\infty} (-z) \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+z^2} dz \stackrel{p=-z}{=} \int_{+\infty}^{\infty} p \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+p^2} (-dp) =$$

$dp = -dz$
 $\Leftrightarrow -dp = dz$

$$= - \int_{+\infty}^{\infty} p \cdot \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+p^2} dp = \int_0^{+\infty} p \cdot \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+p^2} dp = B$$

Όπότε $A+B = 2B = 2 \int_0^{+\infty} z \cdot \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+z^2} dz = \frac{1}{\pi} \int_0^{+\infty} 2z \frac{1}{1+z^2} dz$

ΔΕΙΧΝΟΥΜΕ $u = 1+z^2$
 $du = 2z dz$

$$= \frac{1}{\pi} \int_1^{+\infty} \frac{1}{u} du =$$

$$= \frac{1}{\pi} \ln u \Big|_1^{+\infty} = \frac{1}{\pi} (\lim_{u \rightarrow +\infty} \ln u - \ln 1)$$

$$= \frac{1}{\pi} (+\infty - 0) = +\infty$$

Δηλ. η απόλυτη ποσότητα L^{∞} τριγώνου δεν υπάρχει. Όπότε δεν υπάρχει ούτε ο μέσος της κατανομής ($E(X)$). Όπότε δεν υπάρχει ούτε η $E(X^k)$ για καθε $k \geq 1$. Δηλ. η γωνία ποσότητα που υπάρχει είναι η ποσότητα γυδενικών τριγώνου.

