

Διάλεξη: 15-04-20

Διακριτές κατανομές πιθανότητας στο \mathbb{R}

Τυπικά παραδείγματα 3. Διωνυμική κατανομή με παραμέτρους $n \in \mathbb{N}^+$, $q \in (0,1)$ - $\text{Bin}(n,q)$

$n, i \in \mathbb{N}, n \geq i$
 $\binom{n}{i} := \frac{n!}{i!(n-i)!}$

$-\text{supp} = \{0, 1, 2, \dots, n\} \rightarrow^{n+1}$
 $-\mathbb{P}(X=i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}, i \in \text{supp}$

Έλεγχος κανόνα ορισμένου: ...

iii $\mathbb{P}(\text{supp}) = \mathbb{P}(\{0, 1, 2, \dots, n\}) = \dots = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} (*)$
 $\stackrel{!}{=}$

Διωνυμική Ανάπτυξη - Binomial Expansion

Αν $a, b \in \mathbb{R}$, $n \in \mathbb{N}$ τότε

$$(a+b)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^i b^{n-i}$$

αν σας χρειάζεται μάθημα δα σας δίνεται!

Μπορούμε να διαπιστώσουμε εύκολα ότι βίβει του

Παρατηρώντας: αν π.χ. $n=0$ $(a+b)^0 = 1$

π.χ. $n=1$ $(a+b)^1 = a+b$

π.χ. $n=2$ $(a+b)^2 = a^2 + ab + ba + b^2$

⋮

Παρατηρούμε ότι η δεξιά πλευρά του διων. αντιστ.

είναι το (*) όταν θέσουμε $a=q$, $b=1-q$

Δυνεστώς έχουμε
$$f(x) = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} \stackrel{\text{Δυν.Α.}}{=} (q + 1-q)^n = 1^n = 1.$$

Επομένως έχουμε $P(\text{supp}) = 1$ άρα και το \mathbb{Z} επιβεβαιώνεται, συνεπώς το παραπάνω περιγράφη για να γίνει ορισμένη διακριτή κατανομή των οποίων αναφέραμε Δυναμική.

π.χ. Έστω ότι $n=2$, Bin(2, q)

$$\text{supp} = \{0, 1, 2\}$$

$$P(x=i) = \binom{2}{i} q^i (1-q)^{2-i}$$

$$A = (0, 1), \quad P((0, 1)) = P((0, 1) \cap \text{supp}) = P(\underbrace{(0, 1) \cap \{0, 1, 2\}}_{\text{Σύνολο}})$$

$$= P(\emptyset) = 0$$

$$A = [0, 1], \quad P([0, 1]) = P([0, 1] \cap \text{supp}) = P([0, 1] \cap \{0, 1, 2\})$$

$$= P(\{0, 1\}) \stackrel{\text{πρόβ.}}{=} P(\{0\}) + P(\{1\}) =$$

$$= \binom{2}{0} q^0 (1-q)^{2-0} + \binom{2}{1} q^1 (1-q)^{2-1}$$

$$= \frac{2!}{0!(2-0)!} (1-q)^2 + \frac{2!}{1!(2-1)!} q(1-q)$$

$$\frac{2!}{2!} = 1$$

$$= (1-q)^2 + 2q(1-q) = (1-q)[1-q + 2q]$$

$$= (1-q)(1+q)$$

$$A = \mathbb{Z}, \quad P(\mathbb{Z}) = P(\mathbb{Z} \cap \text{supp}) = P(\mathbb{Z} \cap \{0, 1, 2\})$$

$$= P(\{0, 1, 2\}) = P(\text{supp}) = 1.$$

Άσκηση. Εισαγάγετε τα στατιστικά για την περίπτωση $n=3, q=1/4$
($\text{Bin}(3, 1/4)$).

Παρατηρήσεις: Α. Η $\text{Bin}(n, q)$ εξαρτάται από το διάνυσμα των παραμέτρων $\binom{n}{q}$. Για διαφορετικές τιμές αυτού του διανύσματος παίρνουμε για διαφορετική διωνυμική κατανομή. Συνεπώς υπάρχουν τόσες διωνυμικές κατανομές όσες και οι διαφορετικές τιμές τις οποίες επιτρέπεται να λάβει το $\binom{n}{q}$. Άρα το στατιστικό περιγράφει επί της ουσίας την οικογένεια από διωνυμικές κατανομές

Β. Θέτοντας $n=1$, η $\text{Bin}(1, q)$ ορίζεται ως $\text{supp} = \{0, 1\}$

$$\mathbb{P}(\xi=0) = \binom{1}{0} q^0 (1-q)^{1-0} = \frac{1!}{0!(1-0)!} (1-q) = 1-q$$

$\frac{1}{1 \cdot 1} = 1$

$$\mathbb{P}(\xi=1) = \binom{1}{1} q^1 (1-q)^{1-1} = \frac{1!}{1!(1-1)!} q = q$$

$\frac{1}{1 \cdot 1} = 1$

$$\text{σημ. } \text{Bin}(1, q) = \text{Ber}(q)$$

Συνεπώς η οικογένεια των διωνυμικών εξαρτάται ως υποοικογένεια τις Bernoulli για $n=1$.

Άσκηση. Τι θα συνέβαινε στα στατιστικά αν επιτρέπονταν τα $q=0$ ή $q=1$.

4. Κατανομή Poisson ως προς παραμέτρο $\lambda > 0$
 (Pois(λ))

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

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

Περιγράφει τα σταθισμένα μεγίσ αριθμημένα διακριτή κατανομή; Εξετάζουμε: i. το $\text{supp} = \mathbb{N}$ είναι διακριτό.

ii. $P(X=i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$ $\lambda > 0$ $\lambda > 0$

Επομένως η πιθανότητα που αποδίδεται σε κάθε στοιχείο του supp είναι αυστηρά θετική.

iii. $P(\text{supp}) = P(\mathbb{N}) = P(\{0, 1, 2, \dots\}) = \underbrace{P(\{0\}) + P(\{1\}) + \dots}_{\text{αφ. πρσθ.}}$

Γίνονται
των ποσών.

→ απειροστικές
αριθμητικές
αθροίσεις

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

Απειροστικές αθροίσεις που στα γαλματικά αναφέρεται σταθισμένη ερώτ.

→ Μαθηματικά II.

Χωρίς να ζητούμε το γιατί, σε τέτοιου είδους αθροίσεις που θα αναπτύσσουμε σε όλο το γαλμα θα μπορούμε να τα διαχειριζόμαστε αλγεβρικά όπως τα βνήδη απειροστικά αθροίματα, π.χ. να βρούμε μονούς σταθιστές.

$$= \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^2}{2!} + \dots + e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!} + \dots$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} \quad (*) \rightarrow \text{αφεί να υπολογίσουμε αυτό.}$$

Ανάπτυξη McLaurin της e^x

$$e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Εφόσον το παραπάνω ανάπτυγμα έχουμε (όταν $x=1$)

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = e^{\lambda} \text{ οπότε } (*) = e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = e^{-\lambda + \lambda} = e^0 = 1.$$

Επομένως έχουμε $P(\text{supp}) = \dots = 1$ επομένως

Το παραπάνω περιγράφει για υψηλές αριθμητικές διακριτή κατανομή που ονομάζεται κατανομή Poisson για λ .

...