

Ερμηνεία των Διακριτών Κατανομών που
εξετάσαμε.

Δυσπρόσπαστα βρα παραδείγματα των διακριτών
κατανομών: Ερμηνεία μέσω πειραμάτων τύχης, τυχαιών
μεταβλητών κ' ορίων.

Στα παρακάτω θα δοθεί ερμηνεία των παραδειγμάτων
διακριτών κατανομών μέσω πειραμάτων τύχης, εμφύσεων
των στοιχειωδών ενδεχομένων τους στο \mathbb{R} μέσω τυχαιών
μεταβλητών κ' ορίων ως προς το πηλίδο των πειραμάτων.

1. Ευθυγράμμη κατανομή στο 0

Έστω πείραμα τύχης φ μοναδικό (κ' ενστάς βέβαια)
ενδεχόμενο α . Το σύνολο των στοιχειωδών ενδεχομένων
είναι το $\Omega = \{\alpha, \beta\}$, η αλληλεξάντη των ενδεχόμενων,

$\Sigma_{\Omega} = \{\emptyset, \Omega\} = \{\emptyset, \{\alpha, \beta\}\}$ κ' η μοναδική (γιατί) ασπασο-
-γή που μπορεί να οριστεί στο Σ_{Ω} είναι αυτή που
αποδίδει $P(\emptyset) = 0$, $P(\Omega) = P(\{\alpha, \beta\}) = 1$.

Έστω τυχαιή μεταβλητή $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ που οριζεται ως

$X(\omega) = 0$. (γιατί είναι μεγίσ αριθμός). Τότε η X

μεταφέρει την \mathbb{P} στο \mathbb{R} όπου υπάρχει η κατανομή στους
πραγματικούς που ορίζεται ως, $A \in \Sigma_{\mathbb{R}}, P(A) = \begin{cases} 0, & 0 \notin A \\ 1, & 1 \in A \end{cases}$.

(δείξτε το!) Αυτή είναι η ευθυγράμμιση στο 0 (γιατί).

Όποτε η ευθυγράμμιση κατανομή ισοδυναμεί στο την παραπάνω
μερική του στοιχείωδους ενδεχομένου του παραπάνω παρά-
γματος στο \mathbb{R} (αντιστοιχία του α στο 0 μέσω της X).

Άσκηση: Αν είχαμε χρησιμοποιήσει την τυχαία μεταβλητή
 $Y: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, Y(\omega) = L$ ποια κατανομή θα είχε προκύψει
στο \mathbb{R} ; Τεντωέστε.

2. Bernoulli με παράμετρο $q \in (0,1)$ [Bern(q)]

Έστω τυχαίο πείραμα με δύο στοιχειώδη ενδεχόμενα a, b .

Αντιστοίχα με τα παραπάνω έχουμε $\Omega = \{a, b\}, \Sigma_{\Omega} = \{\emptyset, \{a\}, \{b\}, \Omega\}$

Για $q \in (0,1)$, έστω η κατανομή επί του Ω που ορίζεται από:

$P(\emptyset) = 0, P(\{a\}) = q, P(\{b\}) = 1-q, P(\Omega) = 1$ (την έχουμε

φανταστεί - γιατί είναι μεγίσ αριθμός;) Έστω η τυχαία μεταβλητή

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ που ορίζεται ως $X(a) = 1, X(b) = 0$ (γιατί είναι
μεγίσ αριθμός)

Η τυχαία μεταβλητή X μεταφέρει την P στον σφαιρικό χώρο των αριθμών, αποτυπώνοντας την κατανομή επί του \mathbb{R} που ορίζεται

$$\text{ως: } A \in \Sigma_{\mathbb{R}}, \quad P(A) = \begin{cases} 0, & 0, 1 \notin A \\ 1-q, & 0 \in A, 1 \notin A \\ q, & 0 \notin A, 1 \in A \\ 1, & 0, 1 \in A \end{cases} \quad (\text{δειξτε το!})$$

Αυτή όμως είναι η $\text{Ber}(q)$ (γιατί;).

3. **Γινωσκτική κατανομή με παραγόμενους** $n \in \mathbb{N}^*$, $q \in (0, 1)$ [$\text{Bin}(n, q)$]

Έστω ότι το τυχαίο σπείρισμα στο α επαναλαμβάνεται n φορές με "ανεξάρτητο τρόπο" (δηλ. το αποτέλεσμα οποίο σπείρισμα δεν επηρεάζει την έκβαση όποιου άλλου). Έστω X_1, X_2, \dots, X_n οι τυχαίες μεταβλητές που λειτουργούν σε κάθε ένα από τα σπείρισματα όπως n X στο α (δηλ. $\forall i=1, \dots, n, X_i(\alpha) = 1, X_i(\beta) = 0$).

Έστω η τυχαία μεταβλητή $Y = \sum_{i=1}^n X_i = X_1 + X_2 + \dots + X_n$.

Επειδή $\forall i=1, \dots, n$ η X_i μπορεί να λάβει μόνο τις τιμές

0 ή 1, η Y μπορεί να λάβει τις τιμές $0, 1, 2, \dots, n$

(γιατί). Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι $P(Y=i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}$
 $\forall i=0, \dots, n$.

(Προσπαθείστε το! Χρησιμοποιήστε την κατανομή στο α κ' την ανεξαρτησία)

Και η παραπάνω συνθήκη είναι αυτή που αποδίδει η $\text{Bin}(n, q)$

στο ζεί. Επομένως η $\text{Bin}(n, q)$ προκύπτει από την $\text{Ber}(q)$

λέω της ανεξαρτησίας επανέληψης η φορές του αντίστοιχου τυχαίου πειράματος κ' της σταθερής πιθανότητας.

4. Poisson ως σταθμισμένο $\lambda > 0$ [Poisson]

Λέω ότι στο 3 εφήρμοσε το πηλίκο των ^(ανεξάρτητων γεγονότων) πιθανοτήτων να ταιριάξω του $(n \rightarrow \infty)$, οπότε για κάθε n , επιβάλλουμε στην $\text{Bin}(n, q)$ που σταθμίζει, το q να εξαρτάται από το n ως τρόπο τέτοιο ώστε: καθώς το $n \rightarrow \infty$, $q \rightarrow 0$ κ' $nq \rightarrow \lambda > 0$

(π.χ. λέω ότι για αρκετά μεγάλο n , $q := \frac{\lambda}{n}$).

[κρίνεται έτσι ότι είναι εφικτό αν επιβάλλουμε στην $\text{Ber}(q)$ που περιγράφει το n -ιστό πείραμα, το q να εξαρτάται από το n ως τον τρόπο που περιγράψαμε στοιβακτών, $\forall n = 1, 2, \dots$]

Πως υποβούμε να ανακηφούμε το $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{Bin}(n, q)$;

Προσέχουμε ότι για την $\text{Bin}(n, q)$, $\text{supp} = \{0, 1, \dots, n\}$ επομένως είναι διαδοχικά εμφανές ότι όταν $n \rightarrow \infty$, αν το όριο είναι χωρίς οριοθέτηση θα έχει $\text{supp} = \mathbb{N}$.

Επίσης για $i \leq n$, για την $\text{Bin}(n, q)$, $IP(i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}$

$$= \frac{n!}{i! (n-i)!} q^i (1-q)^{n-i} = \frac{(n-i)! (n-i+1) \cdot (n-i+2) \cdot \dots \cdot n}{i! (n-i)!} \frac{(nq)^i}{n^i} (1-q)^{-i} \left(\frac{1-nq}{n}\right)^n$$

$$= \frac{(n-i+1) \cdot (n-i+2) \cdot \dots \cdot n}{n^i} \frac{1}{i!} (nq)^i (1-q)^{-i} \left(1 - \frac{nq}{n}\right)^n$$

i όροι, i σταθεροί

Παρατηρούμε ότι καθώς το $n \rightarrow +\infty$ $(n-i+1)(n-i+2)\dots n$

επιπεριφέρεται όπως n^i επομένως $\frac{(n-i+1)(n-i+2)\dots n}{n^i} \rightarrow 1$.

Επίσης $(nq)^i \rightarrow \lambda^i$ αφού το $nq \rightarrow \lambda$,

$(1-q)^{-i} \rightarrow 1^{-i} = 1$ αφού $q \rightarrow 0$,

$\left(1 - \frac{nq}{n}\right)^n \rightarrow \exp(-\lambda)$ από τον ορισμό του e .

(i σταθεροί)

Τα παραπάνω μας λένε ότι για κάθε $i \in \mathbb{N}$,

σταθεροί

$$\lim_{n \rightarrow +\infty} P(X=i) = \lim_{n \rightarrow +\infty} \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$$

Επομένως έχουμε απαιτηθεί κατανομή (εφόσον είναι κομμωσ ορισμένη) με $\text{supp} = \mathbb{N}$, κ' $P(X=i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$, $i \in \mathbb{N}$.

Αυτή όμως είναι η $\text{Pois}(\lambda)$.

Επομένως η $\text{Pois}(\lambda)$ προκύπτει ως όριο της $\text{Bin}(n, q)$

καθώς $n \rightarrow +\infty$, $q \rightarrow 0$, $n \cdot q \rightarrow \lambda$.

Το παραπάνω ονομάζεται Όριο Θεώρημα Poisson

[Poisson Limit Theorem]