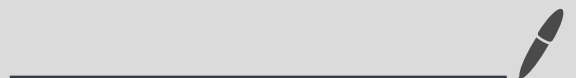


Αναζητήσεις 7-8

- κατανομές επί του \mathbb{R} :

- * Από σταθμά
- * Προσχημα - Ιτιρίσση
- * Τοιφισίση
- * Διακριτές κατανομές



Εισαγωγή: Κριτικές Σιδανότητας επί του \mathbb{R} (κάποιες αρχικές παρατηρήσεις)

Η ανάλυση των ιδιοτήτων των κατανομών πιθανότητας επί των πραγματικών είναι σημαντική επειδή, σε αυτούς, ή σε "παρεμφερείς" χώρους, είναι συνήθως ορισμένες οι κατανομές που αφορούν την Οικονομική Θεωρία και την Οικονομετρία, και επίσης επειδή μέσω της έννοιας της τυχαίας μεταβλητής είναι δυνατή η "μεταφορά" κατανομών από αυθαίρετους χώρους στην πραγματική ευθεία η οποία έχει πλούσια μαθηματική δομή, και συνεπώς η μελέτη τους εκεί.

► Την έννοια της τυχαίας μεταβλητής θα δούμε στο φροντιστήριο.

Από τα προηγούμενα γνωρίζουμε ότι τόσο στην πραγματική ευθεία, αλλά και γενικότερα σε περιπτώσεις που η συλλογή από τα σχετικά μετρήσιμα υποσύνολα είναι "περίπλοκη" τότε γενικά είναι δυσχερής η χρήση του ορισμού για την περιγραφή κατανομής πιθανότητας. Επομένως μας χρειάζονται έννοιες που είναι δυνατόν να αναπαριστούν μια κατανομή αποφεύγοντας τον ορισμό, και οι οποίες είναι επίσης "οικείες" (π.χ. συναρτήσεις από το \mathbb{R} στο \mathbb{R}) και "εύχρηστες". Προκύπτει επίσης το ερώτημα του πως είναι δυνατόν οι ιδιότητες της κατανομής να αντανakλώνται σε τυχόν "οικείες αναλυτικές" ιδιότητες όποιου τέτοιας αναπαράστασης. Θα ασχοληθούμε με αυτά τα ερωτήματα σε σημαντικό μέρος του μαθήματος.

► Το πεδίο ορισμού οποιασδήποτε κατανομής σιδανότητας

επί του \mathbb{R} , θα είναι η ευχρηστή επί του υποσύνολου του \mathbb{R} στα οποία είναι εφικτή η απόδοση σιδανότητας. Στις περιπτώσεις το ευχρηστικό με $\Sigma_{\mathbb{R}}$ σημαίνει το έχουμε περιγράψει με αυθαίρετα. Ξέρουμε ότι μπορεί να επιλεγεί ώστε να περιλαμβάνει τα \emptyset, \mathbb{R} , όπως και τα "αυθαίρετα" σε εφικτά υποσύνολα του \mathbb{R} , π.χ. διαστήματα, $\mathbb{Z}, \mathbb{C}, \mathbb{R}, \mathbb{N}, \mathbb{Q}, \dots$,

και ότι θα είναι άπαιρο τηνός στοιχείων \Rightarrow

Αν είναι εύκολο να περιγράψουμε γενικά μεμονω-
 γες πιθανότητες επί του \mathbb{R} , περιγράφοντας το τι τιμές
 αποδίδουν σε κάθε στοιχείο της συλλογής. **Υαυ χρει-
 ζονται βοηθητικές νέες έννοιες.**

► Μήπως υπάρχουν άλλες κατανομές επί των πραγμα-
 τικών που μπορούν να περιγραφούν χωρίς την χρήση
 βοηθητικών εννοιών;

π.χ. $A = \mathbb{R}, 0 \in \mathbb{R} \Rightarrow Q(\mathbb{R}) = 1$
 $A = (0, 1), 0 \notin \mathbb{R} \Rightarrow Q((0, 1)) = 0$
 $A = \mathbb{N}, 0 \in \mathbb{N} \Rightarrow Q(\mathbb{N}) = 1$
 $A = \{1, 2, 10^8\}, 0 \notin A$
 $Q(\{1, 2, 10^8\}) = 0$
 u.o.u.

Ας δούμε ένα παράδειγμα:

Έστω ν $Q : \mathbb{I}_{\mathbb{R}} \rightarrow \mathbb{R}$

↳ αλλιώς από τα υνόμενα του \mathbb{R} → **στροφωτική συνάρτηση**
νάρτηση επί του \mathbb{R}

Που ορίζεται ως εξής: για σόια μπορεί να οριζότανε $\mathbb{I}_{\mathbb{R}}$

$$\text{αν } A \in \mathcal{Z}_{\mathbb{R}}, Q(A) = \begin{cases} 1, & 0 \in A \\ 0, & 0 \notin A \end{cases}$$

→ "έχει αν το 0 βρίσκεται στο A:
 αν να αποδίδει 1, αν όχι αποδίδει 0
 (εύκολα περιγράφω μερο περιγράφω του ίδιου
 γενόμενα)

Μήτρωσ $n \times n$ είναι υλοποιήσιμη πιθανότητα επί του \mathbb{R} ;

Τα να είναι όλα στέγεια να ικανοποιεί τις i. Θετικότητα, ii τυπότητα και iii την λαμβάνειν ή "γινούσ τήνδους" προθεστικότητα.

$Q(A) = 0 \text{ ή } 1$

Το i είναι προφανές. Επειδή $0 \in \mathbb{R}$, $Q(\mathbb{R}) = 1$ άρα ισχύει

το ii. Για το iii έχουμε το εφής: έβρω $A_1, A_2, \dots, A_n, \dots \in \Sigma_{\mathbb{R}}$

$[\forall i \in A_i \cap A_j = \emptyset \text{ όταν } i \neq j]$

Τι βρέβη έχει $Q(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots)$

$\forall i \quad Q(A_1) + Q(A_2) + \dots + Q(A_n) + \dots \quad (B)$

οχι τήνδους γινούσ τήνδους

A. Έβρω ότι το $0 \in A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots \quad (=1)$

Ο ανήκει σε ένα και μοναδικό από τους περιεχόμενες αυτίς της ενωγής, έβρω βρω A_i για κάποιο i .

Οπότε $0 \notin A_j \quad \forall j \neq i$.

Σε αυτή την περίπτωση έχουμε ότι

$Q(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots) = 1$

Ταυτόχρονα έχουμε $Q(A_i) = 1$, ενώ $Q(A_j) = 0 \quad \forall j \neq i$

$1 = Q(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots)$

$1 = Q(A_1) + Q(A_2) + \dots + Q(A_i) + \dots + Q(A_n) + \dots$

B. Έβρω ότι $0 \notin A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots \quad (=0)$

$0 \notin A_1 \text{ ή } 0 \notin A_2 \text{ ή } 0 \notin A_3 \text{ ή } \dots \text{ ή } 0 \notin A_n \dots$

Όπότε τότε

$$Q(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots) = 0$$

$$\underbrace{Q(A_1)}_0 + \underbrace{Q(A_2)}_0 + \dots + \underbrace{Q(A_n)}_0 + \dots = 0$$

Επομένως ισχύει η ια αφού σε κάθε περίπτωση

$$\text{έχουμε ότι } Q(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n \cup \dots) = Q(A_1) + Q(A_2) + \dots + Q(A_n) + \dots$$

Συνεπώς διαφαίνεται η Q είναι για καλώς ορισμένη
μαζανομή πιθανότητας επί του \mathbb{R} .

Εύνοια περιγραφής:
υποχρεωτός βάσει πεπερα-
σμένου τμήτους συνδυασμών

Συνεπώς έχουμε διαφανώς μαζανομής πιθανότητας
επί του \mathbb{R} (ευνεπώς υπορούμε να εισάγετε βέβαιον ότι
υπάρχουν τέτοιες μαζανομές) και παρατηρούμε ότι καίτοι
από αυτές υπέρει να είναι δυνατόν να περιγράφονται "εύνοια"
(δηλ. χωρίς την ανάγκη εισαγωγής νέων εννοιών).

Κεφάλαιο Β. Κατανομές Πιθανότητας επί του \mathbb{R} (καθ'εαυτό έννοιες)

— Πρωτεύον να μελετούμε τέτοιες μαζανομές
θα χρειαστεί να ορίσουμε έννοιες βικριότερες σε εγός
πια για επιτρέπουν να αναπαριστούμε μαζανομές πιθανό-
τητας αποφεύγοντας τα παραπάνω. Έτσι π.χ. θα δούμε
τις έννοιες της ορθογονικής συνάρτησης, της αναπαράστα-
σης μαζανομής ως σφαιρική, κ.λπ. Περιμένουμε ότι
ιδιότητες των μαζανομών που έχουμε ήδη μελετήσει γενικά
(π.χ. γονοτονία) θα αναπαράγονται σε "παραφύφεις", ιδιότη-

τες των αναπαράστασεων (π.χ. Θα δούμε ότι οι αριθμητικές βολυβήδες είναι αλφούδες).

- Ξίδαμε ότι υπάρχουν αναφανές πιθανότητες επί του \mathbb{R} που υποθέτουν να περιγραφούν χωρίς να χρειάζονται περαιτέρω έννοιες. **Γιατί συμβαίνει αυτό τέτοιο;** *

Ξεκινάμε την μελέτη μας εμβαδώντας την έννοια του βενηγισματος για αναφανές πιθανότητες επί του \mathbb{R} .

Η έννοια αυτή θα μας βοηθήσει: **ΟΧΤΙΓΕΤΑΙ ΟΝΕΓΑ ΓΕ ΤΗΝ ΕΝΝΟΙΑ ΤΟΥ ΒΥΝΟΥ ΤΥΠΟΥ ΠΙΘΑΝΟΤΗΤΟΣ.**

α. βρο να αναδιοριστούν τις αναφανές ωβρε να δρευστούν με την μελέτη τους.

β. Θα δρευστούν βρον υπολογιστό πιθανοτήτων που αποδίδει η ευαίστορε αναφανή σε κάποιες τουλάχιστον περιπτώσεις.

(Θα μας βοηθήσει βρο να απονηύουμε βρο *)

Προκειμένου να ορίσουμε την έννοια του βενηγισματος μας χρειάζεται για γρηνή προεργασία που θα αφορά:

α. Το πόρε το $A \subseteq \mathbb{R}$ θα ονομάζεται **υφείστο**

β. Το πόρε το $A \subseteq \mathbb{R}$ θα ονομάζεται **δραυρίτο** (μ.ο.μ.);

Όπως είπαμε διατηρούμε:

1. Θα ασχοληθούμε με την έννοια του **επιπέδου** υποσυνόλου πιθανότητας επί των στοιχειωμάτων:

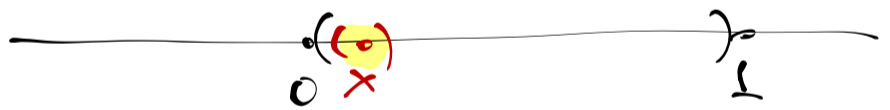
α. Θα μας βοηθήσει στο να **ταξινομήσουμε** τις υποσυνόλα επί του \mathbb{R} (βασισμένα να κατατάξουμε ποιες από αυτές περιγράφονται "έννοια").

β. Θα μας βοηθήσει σε κάποιες περιπτώσεις στον **επιπέδο** πιθανότητα.

Προεργασία:

1. Έστω $A \subseteq \mathbb{R}$, ουσί θα ονομάζεται **ανοικτό** (open) αν $\forall x \in A$ υπάρχει ανοικτό διάστημα με κέντρο x τέτοιο ώστε να εμπεριέχεται όλο A στο x .

Π.χ. $A = (0, 1)$
|
ανοικτό.



Αναστροφείδειγμα $A = [0, 1]$



Σεν είναι ανοικτό.

Πρωτόγεια παραδείγματα ανοικτών υποσυνόλων του \mathbb{R} είναι το \emptyset , \mathbb{R} , τα ανοικτά διαστήματα, κ.ο.κ.

Δυνατό, το $A \subseteq \mathbb{R}$ να ονομάζεται **κλειστό** (closed) αν το A' είναι ανοικτό υποσύνολο του \mathbb{R} .

ΠΡΟΒΟΛΗ: ΥΠΑΡΧΟΥΝ A ΠΟΥ ΕΙΝΑΙ ΚΑΘΙΣΤΑ ΚΑΙ ΚΛΕΙΣΤΑ Π.Χ. \mathbb{R}

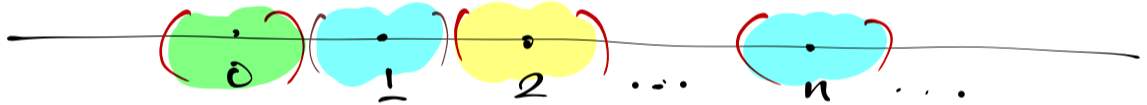
Πρωτόγεια παραδείγματα κλειστών υποσυνόλων του \mathbb{R} είναι το \mathbb{R} , το \emptyset , τα κλειστά διαστήματα, τα πεπεραμένα βήματα υποσύνολα του \mathbb{R} , κ.ο.κ.

ΠΡΟΒΟΛΗ: ΥΠΑΡΧΟΥΝ A ΠΟΥ ΔΕΝ ΕΙΝΑΙ ΟΥΤΕ ΑΝΟΙΚΤΑ ΟΥΤΕ ΚΛΕΙΣΤΑ Π.Χ. $(0,1]$

2. Το $A \subseteq \mathbb{R}$ να ονομάζεται **διακριτό** (discrete)

αν αποδειχθεί από απομονωμένους μεταξύ τους πραγματικούς αριθμούς, δηλ. $\forall x \in A$ υπάρχει ανοικτό διάστημα γύρω στο x , που περιλαμβάνει μόνο το x και κανένα άλλο στοιχείο του A .

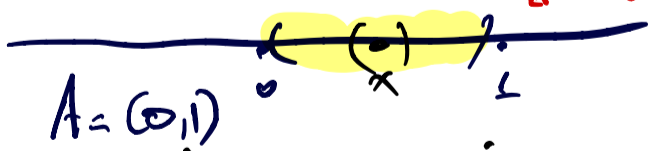
Π.χ. $A = \mathbb{N}$



Είναι διακριτό γιατί κάθε φυσικός αριθμός μπορεί να "απομονωθεί" από τους υπόλοιπους γύρω σκελετού διαστήματος.

Αντιπαράδειγμα $A = [0,1]$

Δεν είναι διακριτό.



Δεν είναι διακριτό

Πρωτόγεια παραδείγματα διακριτών υποσυνόλων του \mathbb{R}

είναι το \mathbb{N} , \mathbb{Z} , και πεπεραμένα υποσύνολα του \mathbb{R} , κ.ο.κ.

Αντιπαράδειγμα: τα διαστήματα.

Παρατήρηση: Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι κάθε διακριτό υποσύνολο του \mathbb{R} είναι κλειστό, και έχει "μικρό" πλήθος στοιχείων (δηλ. είναι πεπεραμένο).

ή έχει τη γένεση \uparrow με το τη γένεση των φυσικών.

Το ποσό

Τέλος Διαλέξης 7

Στήριγμα - Support

$$P(\text{supp}) = 1 \\ \Leftrightarrow P(\text{supp}') = 0$$

Ορισμός Έστω P κατανομή πιθανότητας επί του \mathbb{R} .

Στήριγμα της P (support - supp) θα αναφέρεται το μικρότερο μέγιστο και μικρότερο υποσύνολο του \mathbb{R} στο οποίο η P αποδίδει μοναδιαία πιθανότητες (δηλ. θα είναι σύνολο πλήρους πιθανότητας για την P)

Διευκρίνιση: ο συγκεκριμένος "μικρότερο" θα σημαίνει το ελάχιστο: αν το $A \in \Sigma_{\mathbb{R}}$, το A μέγιστο, το $A \subset \text{supp}$,

$P(A) = 1$. \hookrightarrow δηλ. το supp είναι το μικρότερο μέγιστο σύνολο πλήρους πιθανότητας για την P .

Παρατήρηση: Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι για κάθε κατανομή πιθανότητας στο \mathbb{R} το στήριγμα της είναι κομμάτι ορισμένο και μοναδικό.

Σημεία του στήριγματος:

α. Μπορεί να είναι επιθεωρητικό στον υπολογισμό πιθανοτήτων.

Έστω η P κατανομή στο \mathbb{R} , με στήριγμα το supp,

και έστω $A \in \Sigma_{\mathbb{R}}$, και θέλουμε να υπολογίσουμε πρέπει να υπολογίσουμε την πιθανότητα που η P αποδίδει στο A : δηλ. πιθανότητα

$$P(A) = P(A \cap \text{supp}) + P(A \cap \text{supp}') \quad (*) \text{ [Υπερσυνθήκη]} \\ \underline{=} (P(A) = P(A \cap B) + P(A \cap B')) \quad \checkmark$$

$A \cap \text{supp}' \subseteq \text{supp}' \Rightarrow P(A \cap \text{supp}') \leq P(\text{supp}') = 0$

για

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

χρήσιμη
υπόθεση

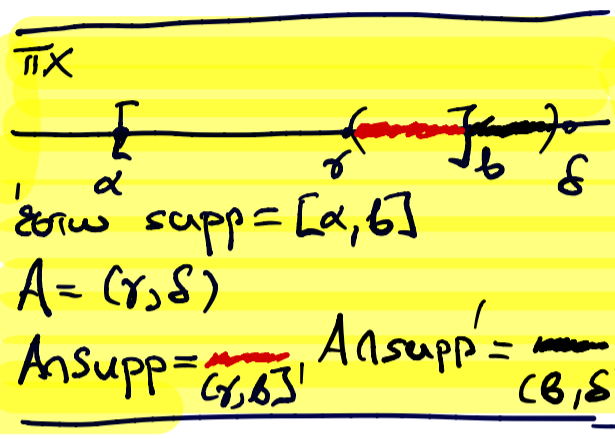
$\Gamma \subseteq \Omega \Rightarrow P(\Gamma) \leq P(\Omega)$

$\Rightarrow P(A \cap \text{supp}') = 0$ οπότε

$(*) \Rightarrow$

$P(A) = P(A \cap \text{supp})$

μπορεί να διασπαστεί στους υποσυστήμους.



θ. Μας βοηθάει να ταξινομήσουμε τις κατανομές επί των στοιχειωδών ορισμών βάσει των ιδιοτήτων των βλητικότητων τους ως εξής:

- Το supp είναι διακριτό \leftarrow α. Διακριτές κατανομές
 - Το supp έχει την υφή διαστήματος ή έσως διασπαστών \leftarrow β. Συνεχείς κατανομές
 - Το supp έχει διακεκομμένη υφή με την υφή διαστήματος π.χ. $\{0, 1, 2, \dots\}$ \leftarrow γ. Υβριδικές κατανομές
 - δ. Ιδιαίστες κατανομές. \rightarrow Το supp είναι πεπεταμένο: δεν θα αχρηστεύσει.
- \rightarrow Είδη περιπατημένες
 \rightarrow Δια να τις περιγράψουμε θα χρειαζόταν βοηθητικές έννοιες

α. Διακριτές κατανομές (Discrete Distributions)

Ορισμός Έστω P κατανομή πιθανότητας στο \mathbb{R} . Λέμε να ονομάζεται διακριτή αν το supp αυτής είναι διακριτό υποσύνολο του \mathbb{R} .

Θα δούμε αμέσως ότι οι διακριτές κατανομές είναι αυτές που περιγράφονται "εύκολα" χωρίς να υπάρχει η

αναίτητη συνθήκη της θεωρίας των ενοικίων.

Αυτό συμβαίνει εμφανώς του εφής: Έστω η P διακριτή επρογενώς το supp αυτών διακριτό, δηλ. έχει την εφής υποσύνθετη $\text{supp} = \{x_1, x_2, \dots, x_n, \dots\}$

$(A \cap \{x_1\}) \cup (A \cap \{x_2\}) \cup \dots$
 ανά δύο
 ζεύγη
 γεγονότων

"συνδυασμένοι προσηλωμένοι"
 υποσύνθετη είναι και αποσπασμένη

Έστω $A \in \Sigma_{\mathbb{R}}$, οπότε έχουμε από προσηλωμένο

μ P διακριτή

$$P(A) = P(A \cap \text{supp}) = P(A \cap \{x_1, x_2, \dots, x_n, \dots\})$$

δηλ. παρατίθεται

αφελ. προβλ.

$$= P(A \cap \{x_1\}) + P(A \cap \{x_2\}) + \dots + P(A \cap \{x_n\}) + \dots$$

Έχουμε επίσης ότι αν $x_i \in \text{supp}$ τότε

$$P(A \cap \{x_i\}) = \begin{cases} P(\emptyset), & x_i \notin A \\ P(\{x_i\}), & x_i \in A \end{cases} = \begin{cases} 0, & x_i \notin A \\ P(\{x_i\}), & x_i \in A \end{cases}$$

θα δούμε ότι
 εφής η P διακριτή τότε
 $P(\{x_i\}) > 0, \forall x_i \in \text{supp}$

α συμβαίνει με
 αυτών των $\pi_{i,j}$
 της διακριτής

το εστίομενο εφής της διακριτής της
 το π συμβαίνει με αυτές τις
 πιθανότητες:

~~...~~
~~...~~
Λήμμα. Αν η P διακριτή και το $x \in \mathbb{R}$, $P(\{x\}) > 0$
αυ $x \in \text{supp}$.

Απόδειξη: Έχουμε να δείξουμε τα

α. αν $P(\{x\}) > 0$ τότε $x \in \text{supp}$, και

β. αν $x \in \text{supp}$ τότε $P(\{x\}) > 0$

Για το α έχουμε: Ισοδυναμικά αρκεί να δείξουμε ότι
αν $x \notin \text{supp}$ τότε $P(\{x\}) = 0$. Έχουμε ότι

αν $x \notin \text{supp} \Leftrightarrow x \in \text{supp}' \Leftrightarrow \{x\} \subseteq \text{supp}' \xrightarrow{\text{μον.}}$

$$P(\{x\}) \leq P(\text{supp}') = 0 \Rightarrow P(\{x\}) = 0.$$

Όσο παραπάνω δεν χρησιμοποιήσαμε πούθενά ότι η P είναι διακριτή - ισχύει για όποια κατανομή πιθανότητας)

β. Χρησιμοποιούμε απαγωγή σε άτοπο. Έστω χωρίς απώλεια γενιότητας ότι στο $x_1 \in \text{supp}$ έχουμε ότι $P(\{x_1\}) = 0$.

Θεωρούμε το $\{x_1, x_2, \dots, x_n, \dots\} - \{x_1\} = \text{supp} - \{x_1\} = \{x_2, \dots, x_n, \dots\}$

Το $\text{supp} - \{x_1\}$ είναι επίσης διακριτό. Συνεπώς είναι
μεικτό. Επίσης $\text{supp} - \{x_1\} \subset \text{supp}$. Υποχρυσουμεται την

$$P(\text{supp} - \{x_1\}) = P(\text{supp}) - P(\{x_1\}) = 1 - 0 = 1$$

$$A \supset B \quad P(A-B) = P(A) - P(B)$$

$$A = \text{supp} \quad B = \{x_1\}$$

Άρα η υπόθεση $P(X \in B) = 0$ μας οδηγεί στο
 $P(\text{supp} - X \in B) = 1$.

Άλλοι είδαμε ότι το $\text{supp} - X \in B$ είναι κλειστό, και $\text{supp} - X \in B$
 $\subset \text{supp}$. Άρα έχουμε βρει κλειστό χυμίο υποσύνολο του supp
στο οποίο η P αποδίδει μοναδική πιθανότητα. Αυτό είναι
οίτιο επειδή το supp εφ' ορισμού είναι το μικρότερο
κλειστό υποσύνολο του \mathbb{R} στο οποίο η P αποδίδει πιθανότητα
1. Άρα $P(X \in B) > 0$. Επειδή το X το επηρέαζε χωρίς
απόδειξη γενικότητας ενώ θα ισχύει για κάθε στοιχείο του
 supp . \square

[Το β. δεν ισχύει γενικά για κατανομές που δεν είναι
διακριτές. Θα δούμε παραδείγματα κατανομών που δεν
είναι διακριτές και οι οποίες είτε σε κάποια είτε σε
κάθε στοιχείο του στήριγματος τους αποδίδουν μηδενική
πιθανότητα].

Συνεπώς για να περιγράψω για διακριτή κατανομή
αρκεί να χυμίσω:

α. το supp , και

β. η πιθανότητα που αποδίδεται
σε κάθε στοιχείο του supp .

Επαρκώς για να ελέγξω το αν για περιγραφή διακριτής
κατανομής που βασίζεται στα α, β είναι καλώς ορισμένη
αρκεί να ελέγξω *i.* αν το supp είναι διακριτό, *ii.* το αν
η πιθανότητα που αποδίδεται σε κάθε στοιχείο του στήριγματος
είναι αυστηρά θετική, και *iii.* το αν $P(\text{supp}) = 1$.

Βρίκει της παραπάνω διαδικασίας υποβοήθησε να φωνάξουμε

να βλέπουμε παραδείγματα διακριτών κατανομών.

Παραδείγματα Διακριτών κατανομών.

Στα παραδείγματα το βήμα είναι **δαμνιζόμενα**.

1. **Ευθυγράμμη κατανομή στο 0.**

Πρέπει για την κατανομή που ορίζεται από τα:

$$a. \text{supp} = \{0\}$$

$$b. P(\{0\}) = 1$$

i. Το βήμα είναι διακριτό αφού είναι πεπερασμένο. ii. $P(\{0\}) = 1 > 0$
επομένως σε κάθε στοιχείο του βήματος ορίζεται αυστηρά θετική πιθανότητα. iii. $P(\text{supp}) = P(\{0\}) = 1$.

Άρα το παραπάνω ορίζει για καθεμία ορισμένη διακριτή κατανομή που αναφέρεται ευθυγράμμη κατανομή στο 0.

Αν θέλουμε να υπολογίσουμε την πιθανότητα που αποδίδει η ευθυγράμμη κατανομή σε όποιο $\lambda \in \mathbb{R}$ θα έχουμε

$$\text{το } P(A) = P(\lambda \in \text{supp}) = P(\lambda \in \{0\}) = \begin{cases} P(\emptyset), & 0 \notin \lambda \\ P(\{0\}), & 0 \in \lambda \end{cases} = \begin{cases} 0, & 0 \notin \lambda \\ 1, & 0 \in \lambda \end{cases}$$

(ουσι είναι η \mathbb{Q} που είδαμε σε προηγούμενες διαλέξεις).

(Συνήθως διαφασίχεταισ ευφύγίγέυησ κερωνογίησ ετο 0)

Υπενθύση

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

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

$$- \text{αν } A \in \Sigma_{\mathbb{R}} \text{ τότε } P(A) = \begin{cases} 0, & 0 \notin A \\ 1, & 0 \in A \end{cases}$$

$$\text{π.χ. } A = (0, 1), P((0, 1)) \stackrel{0 \notin (0, 1)}{=} 0 \quad A = \mathbb{N}, P(\mathbb{N}) \stackrel{0 \in \mathbb{N}}{=} 1$$

$$A = [0, 1], P([0, 1]) \stackrel{0 \in [0, 1]}{=} 1 \quad A = \mathbb{N}^*, P(\mathbb{N}^*) \stackrel{0 \notin \mathbb{N}^*}{=} 0$$

$\mathbb{N} - \{0\}$

$$A = [0, 1), P([0, 1)) \stackrel{0 \in [0, 1)}{=} 1,$$

$$A = \{x \in \mathbb{R} : x^2 = 2\} = \{-\sqrt{2}, \sqrt{2}\} \neq \emptyset$$

$$P(\{x \in \mathbb{R} : x^2 = 2\}) = 0$$

- Είναι δυνατόν να ορίσουν άλλες κερωνογίησ με $\text{supp} = \{0\}$

Επειδή θα πρέπει $P(\{0\}) = 1$, η κερωνογίησ κερωνογίησ με κερωνογίησ

το κερωνογίησ είναι κερωνογίησ.

Προβλεπείσ ως κερωνογίησ: αν $x \in \mathbb{R}$, να ορίσете τιν ευφύγίγέυησ

κερωνογίησ ετο x . (Είναι δυνατόν να δείξει ότι για κερωνογίησ

x , η ευφύγίγέυησ κερωνογίησ ετο x είναι δυνατόν να παρρηθεί από τιν ευφύγίγέυησ ετο κερωνογίησ κ' κερωνογίησ τυχκίησ κερωνογίησ κερωνογίησ - κερωνογίησ!).

2. Κατανόηση Bernoulli με σταθμά $q \in (0,1)$
 (Ber(q))

- $\text{Supp} = \{0,1\} \rightarrow$ δύο στοιχεία
- $P(\{0\}) = 1-q, P(\{1\}) = q$

Είναι το σταθμάσιω νόμος ορισμένο;

- i. το βερίβγα που έχω δοθεί είναι σταθμάσιω, άρα διακρίνεται.
- ii. $P(\{0\}) > 0, q \neq 1, P(\{1\}) > 0, q \neq 0.$
- iii. $P(\text{supp}) = P(\{0,1\}) = P(\{0\}) + P(\{1\}) = 1-q + q = 1.$

Συνεπώς το σταθμάσιω ορίζει για νόμο ορισμένο διακρίνεται κατανόηση επί του \mathbb{R} , που ονομάζεται Bernoulli με σταθμά-
 γέτρο q .

$A \subseteq \Sigma_{\mathbb{R}}$, ποιά είναι $P(A)$ για την Ber(q);

Έχουμε ότι $A \cap \text{supp} = A \cap \{0,1\} = \begin{cases} \emptyset, & 0,1 \notin A \\ \{0\}, & 0 \in A, 1 \notin A \\ \{1\}, & 0 \notin A, 1 \in A \\ \{0,1\}, & 0,1 \in A \end{cases}$

Υποστηρίζει
 το σταθμάσιω
 νόμο

Οπότε $P(A) = P(A \cap \{0,1\}) = \begin{cases} P(\emptyset), & 0,1 \notin A \\ P(\{0\}), & 0 \in A, 1 \notin A \\ P(\{1\}), & 0 \notin A, 1 \in A \\ P(\{0,1\}), & 0,1 \in A \end{cases} = \begin{cases} 0, & 0,1 \notin A \\ 1-q, & 0 \in A, 1 \notin A \\ q, & 0 \notin A, 1 \in A \\ 1, & 0,1 \in A \end{cases}$

π.χ. $A = (0,1), P((0,1)) \stackrel{0,1 \notin A}{=} 0$

$A = [0,1], P([0,1]) \stackrel{0 \in A, 1 \in A}{=} 1$

$A = [0,1), P([0,1)) \stackrel{0,1 \in A}{=} 1$

$A = \mathbb{Z}, P(\mathbb{Z}) \stackrel{0,1 \in \mathbb{Z}}{=} 1$

$A = \bar{[0,1)}, P(\bar{[0,1)}) \stackrel{0 \in A, 1 \notin A}{=} 1-q$

είναι
 των ακεραίων

$$A = \{x \in \mathbb{R} : x^2 = 1\} = \{-1, 1\}, \quad P(\{x \in \mathbb{R} : x^2 = 1\}) \stackrel{0 \notin A, 1 \in A}{=} q_1$$

u.d.u.

- Αν $q_1, q_2 \in (0, 1), q_1 \neq q_2$, $\text{Ber}(q_1) \neq \text{Ber}(q_2)$

Επειδή για την $\text{Ber}(q_1)$ έχουμε $P(\{0\}) = q_1$
 για την $\text{Ber}(q_2)$ $\Rightarrow P(\{0\}) = q_2$

Δηλ. κάθε διαφορετική τιμή του q προσδιορίζει μονοσή-
 μονα για διαφορετική κατανομή Βερνούλλι. Δηλ. έχουμε
 τόσες κατανομές Βερνούλλι όσες και οι τιμές που μπορεί
 να πάρει το q . Δηλ. έχουμε τόσες κατανομές Βερνούλλι όσα
 κ' τα στοιχεία $(0, 1)$.

Συνεπώς σε αυτό το σταθμάριγμα έχουμε περιγράψει
 για ελάχιστη σιμογένεια από κατανομές που "περιγράφονται"
 από τον σταθμάριγο q .

- Τι θα συνέβαινε αν επιτρέπαμε $q=0$ ή/και $q=1$; (Άσκηση)

3. Διωνυμική κατανομή με σταθμάριγο $n \in \mathbb{N}^*$, $q \in (0, 1)$
 (Binomial distribution) - $\text{Bin}(n, q)$

- $\text{Supp} = \{0, 1, 2, \dots, n\} \rightarrow n+1$ στοιχεία

Υπενθύμιση: $! : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$

$$\text{αν } i \in \mathbb{N} \quad i! = \begin{cases} 1, & i=0 \\ 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot i, & i>0 \end{cases}$$

$$\binom{n}{i} := \frac{n!}{i!(n-i)!}$$

↳ πηλός συνδυασμών
 n ως προς i , $i, n \in \mathbb{N}$, $i \leq n$

$$- i \in \{0, 1, 2, \dots, n\}, P(\xi = i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}$$

π.χ. $P(\xi = 0) = \binom{n}{0} q^0 (1-q)^{n-0} = \frac{n!}{0!(n-0)!} (1-q)^n = \frac{n!}{n!} (1-q)^n = (1-q)^n$

π.χ. $P(\xi = n) = \binom{n}{n} q^n (1-q)^{n-n} = \frac{n!}{n!(n-n)!} q^n (1-q)^0 = q^n$

Το προηγούμενο τετραπέδιο μοιάζει ορισμένα διακριτή κατανομή;

i. Το supp είναι πεπερασμένο άρα διακριτό. ii.

επειδή $q \neq 0, q \neq 1$, $\binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} > 0 \quad \forall i=0, 1, \dots, n$

Συνεπώς $\forall i=0, 1, \dots, n \quad P(\xi = i) > 0$.

iii. $P(\text{supp}) = P(\xi = 0, 1, 2, \dots, n) = P(\xi = 0) + P(\xi = 1) + P(\xi = 2) + \dots + P(\xi = n) =$

$$= \sum_{i=0}^n P(\xi = i) = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} = 1$$

↳ πως θα το υπολογίσουμε;

(Διωνυμικό ανάπτυγμα - Binomial Expansion)

↓ θα μας χρειαστεί!

$$\forall a, b \in \mathbb{R}, \forall n \in \mathbb{N}, (a+b)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^i b^{n-i}$$