

# Φροντιστήριο 4

Υπερδιμερές κλειστών εννοιών (που είδατε σε προηγούμενα φροντιστήρια & διαλέξεις)

- Αντίστροφη εικόνα: Έστω συνάρτηση  $f: \mathcal{O} \rightarrow \mathbb{R}$ . Τότε ορίζεται η αντίστροφη εικόνα του  $A$  (μέσω της  $f$ ) ως το σύνολο των στοιχείων του  $\mathcal{O}$  τα οποία απεικονίζονται, μέσω της  $f$  στο  $A$ .  

$$f^{-1}(A) = \{\omega \in \mathcal{O} : f(\omega) \in A\}$$

## Τυχαίες Μεταβλητές

- **Ορισμός**: Έστω οι μετρήσιμοι χώροι  $(\mathcal{O}, \mathcal{E}_{\mathcal{O}})$  και  $(\mathbb{R}, \mathcal{E}_{\mathbb{R}})$ . Τυχία μεταβλητή θα ονομάζεται οιαδήποτε συνάρτηση  $X: \mathcal{O} \rightarrow \mathbb{R}$  τέτοια ώστε  $\forall A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$ , τότε η αντίστροφη εικόνα του ( $\eta$  προ-εικόνα), μέσω της  $X(\cdot)$ ,  $X^{-1}(A) \in \mathcal{E}_{\mathcal{O}}$ .

- Δηλαδή οτιδήποτε μπορεί να μετρηθεί στο  $\mathbb{R}$  έχει προτύπει ως εικόνα μέσω της  $X$  από κάτι που μπορεί να μετρηθεί στο  $\mathcal{O}$ . Ουσιαστικά, η τυχία μεταβλητή μετασχηματίζει ένα μετρήσιμο χώρο σε έναν άλλο μετρήσιμο χώρο ή μας επιτρέπει να ορίσουμε νέες πιθανότητες.

- Κατανομές από μεταφορά: Οι τυχαίες μεταβλητές μεταφέρουν τις κατανομές πιθανότητας στους πραγματικούς. Αν θέλαμε τα προηγούμενα πιθανότητα σε ένα μετρήσιμο υποσύνολο των πραγματικών, βρισκόμαστε στην αντίστροφη εικόνα αυτού μέσω της τυχίας μεταβλητής  $X$  και αποδίδουμε σε αυτήν πιθανότητα μέσω της κατανομής  $P$  που υπάρχει ήδη στον διαμετρικό χώρο.

- **Ορισμός**: Έστω ο χώρος πιθανότητας  $(\mathcal{O}, \mathcal{E}_{\mathcal{O}}, P)$ , ο μετρήσιμος χώρος  $(\mathbb{R}, \mathcal{E}_{\mathbb{R}})$  και η τυχία μεταβλητή  $X$ . Το ζεύγος  $P, X$  προσδιορίζει μονοσήλιστα κατανομή στο  $\mathbb{R}$ , έστω  $P^*(\cdot)$  που ορίζεται ως εξής:  
 Αν  $A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$  τότε  $P^*(A) = P(X^{-1}(A))$

Άσκηση 1

Έστω χώρος πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{E}_\Omega, \mathbb{P})$ , μετρήσιμος χώρος  $(\mathbb{R}, \mathcal{E}_\mathbb{R})$  και πραγματική συνάρτηση  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  όπου:

$$\Omega = \{a, b, c\}, \quad \mathbb{P}(\{a\}) = p, \quad \mathbb{P}(\{b\}) = q, \quad \text{όπου } p, q \in (0, \frac{1}{2})$$

$$\text{και } X(\omega) = \begin{cases} 1 & , \text{ αν } \omega = a \\ 2 & , \text{ αν } \omega = b \\ 3 & , \text{ αν } \omega = c \end{cases}$$

1. Βρείτε το  $\mathcal{E}_\Omega$ .
2. Αν τα  $a, b, c$  είναι ξένα μεταξύ τους, βρείτε το  $\mathbb{P}(\{c\})$  έτσι ώστε η  $\mathbb{P}$  να είναι μέτρο πιθανότητας (διδω καθώς ορίζεται κατανομή πιθανότητας).
3. Δείξτε ότι η  $X$  είναι τυχαία μεταβλητή.
4. Βρείτε την  $\mathbb{P}^*$  που προκύπτει από μεταφορά της  $\mathbb{P}$  μέσω της  $X$ .
5. Βρείτε το στήριγμα της  $\mathbb{P}^*$ . Τι συμπεράσμα βγάξετε?

Λύση Άσκησης 1

1. Αφού το  $\Omega$  είναι πεπερασμένο τότε κάθε υποσύνολο του θα είναι μετρήσιμο, άρα ως κατάλληλη συνάρτηση μετρήσιμων υποσυνόλων ( $\mathcal{E}_\Omega$ ) μπορεί να θεωρηθεί το δυναμοσύνολο του, το οποίο είναι:

$$\mathcal{E}_\Omega = 2^\Omega = \{\emptyset, \{a\}, \{b\}, \{c\}, \{a, b\}, \{a, c\}, \{b, c\}, \Omega\}$$

2. Από τον ορισμό της συνάρτησης πιθανότητας, για να είναι η  $\mathbb{P}$  συνάρτηση πιθανότητας, θα πρέπει να ισχύει  $\mathbb{P}(\Omega) = 1$ . Επιπλέον, θα πρέπει να ισχύει ότι οι πιθανότητες είναι μη-αρνητικές καθώς η ιδιότητα της προσθετικότητας.

Έχουμε  $\Omega = \{a, b, c\} = \{a\} \cup \{b\} \cup \{c\}$

Επειδή τα στοιχειώδη βωτοδα είναι ίτερα μεζαξύ τους η κλειβάρως κρουαειόμενα έχουτε:

$$\begin{aligned}
 P(\Omega) &= P(\{a\} \cup \{b\} \cup \{c\}) \Rightarrow \text{(αίτην ιδιότητα της προβδευιότητας)} \\
 \Rightarrow P(\Omega) &= P(\{a\}) + P(\{b\}) + P(\{c\}) \Rightarrow \text{(αίτην ιδιότητα της κρουαειότητας)}
 \end{aligned}$$

$$\Rightarrow 1 = p + q + P(\{c\}) \Rightarrow P(\{c\}) = 1 - p - q$$

παρατηρούτε ότι  $P(\{c\}) > 0$  αφού  $p, q \in (0, \frac{1}{2})$ , άρα βρούμε την  $P(\{c\})$  έτσι ώστε  $P$  να είναι μέτρο πιθανότητας

3. Σίκερως με τον ορίομό η  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  θα είναι τυχαία μεζαβάρηζή αν  $\forall A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}, X^{-1}(A) \in \mathcal{E}_{\Omega}$ .

Επομένως, για  $\forall A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$  έχουτε:

$$X^{-1}(A) = \{ \omega \in \Omega : X(\omega) \in A \} = \begin{cases} \emptyset, & \text{αν } 1, 2, 3 \notin A \\ \{a\}, & \text{αν } 1 \in A, 2, 3 \notin A \\ \{b\}, & \text{αν } 2 \in A, 1, 3 \notin A \\ \{c\}, & \text{αν } 3 \in A, 1, 2 \notin A \\ \{a, b\}, & \text{αν } 1, 2 \in A, 3 \notin A \\ \{a, c\}, & \text{αν } 1, 3 \in A, 2 \notin A \\ \{b, c\}, & \text{αν } 2, 3 \in A, 1 \notin A \\ \Omega, & \text{αν } 1, 2, 3 \in A \end{cases}$$

παρατηρούτε ότι  $\forall A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}, X^{-1}(A) \in \mathcal{E}_{\Omega}$ . Επομένως, η  $X$  είναι τυχαία μεζαβάρηζή.

4. Η συνάρτηση από μεταφορά  $P^*$  ορίζεται ως:

$$P^*(A) = P(X^{-1}(A)) \quad , \quad \forall A \in \Sigma_{\mathbb{R}}$$

Επομένως,

$$P^*(A) = \begin{cases} P(\emptyset) = 0 & , \text{ αν } 1, 2, 3 \notin A \\ P(\{a\}) = p & , \text{ αν } 1 \in A, 2, 3 \notin A \\ P(\{b\}) = q & , \text{ αν } 2 \in A, 1, 3 \notin A \\ P(\{c\}) = 1-p-q & , \text{ αν } 3 \in A, 1, 2 \notin A \\ P(\{a, b\}) = p+q & , \text{ αν } 1, 2 \in A, 3 \notin A \\ P(\{a, c\}) = 1-q & , \text{ αν } 1, 3 \in A, 2 \notin A \\ P(\{b, c\}) = 1-p & , \text{ αν } 2, 3 \in A, 1 \notin A \\ P(\Omega) = 1 & , \text{ αν } 1, 2, 3 \in A \end{cases}$$

5. Το δείγμα της κατανομής από μεταφορά είναι το μικρότερο υδραίο υποσύνολο στο οποίο η  $P^*$  αποδίδει μοναδιαία πιθανότητα. Επομένως, όπως βλέπουμε παραπάνω, το μικρότερο τέτοιο σύνολο είναι το  $\{1, 2, 3\}$  το οποίο είναι υδραίο (ως πεπερασμένο υποσύνολο του  $\mathbb{R}$ ). Άρα,  $\text{supp } P^* = \{1, 2, 3\}$  αφού από το προηγούμενο ερώτημα παρατηρούμε ότι

$$P^*(\{1, 2, 3\}) = P(\Omega) = 1$$

Για  $A \subset \{1, 2, 3\}$ , η  $P^*$  δεν αποδίδει μοναδιαία πιθανότητα όπως μπορούμε να παρατηρήσουμε παραπάνω. Επομένως, ένα οποιοδήποτε σύνολο  $A \subset \{1, 2, 3\}$  δεν μπορεί να είναι δείγμα της  $P^*$ . Άρα, το σύνολο  $\{1, 2, 3\}$  είναι το μικρότερο υδραίο υποσύνολο του  $\mathbb{R}$  στο οποίο η  $P^*$  αποδίδει μοναδιαία πιθανότητα. Έτσι,  $\{1, 2, 3\}$  είναι το  $\text{supp}$  της  $P^*$ .

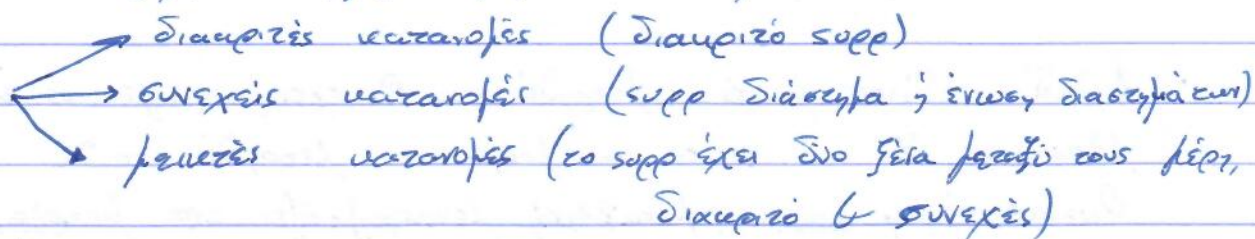
- Στήριγμα (support) κατανομής

Έστω κατανομή πιθανότητας  $P$  στο  $\mathbb{R}$ . Το στήριγμα (supp) αυτής είναι το μικρότερο κλειστό και πεπεσμένο υποσύνολο του  $\mathbb{R}$  στο οποίο η  $P$  αποδίδει μοναδιαία πιθανότητες.

Το στήριγμα διευκολύνει την διαδικασία περιγραφής μιας κατανομής πιθανότητας στο  $\mathbb{R}$  και την απόδοση πιθανοτήτων κερών φέρουσε ότι ισχύει:

αν  $A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$ ,  $\boxed{P(A) = P(A \cap \text{supp})}$  (δείξε διαδέξω για απόδειξη)

Επίσης, χιάζωρα με την κορφή που μπορεί να πάρει το στήριγμα, μας παρέχει κατηγοριοποίηση των κατανομών στο  $\mathbb{R}$ .



Διακεκοπές κατανομές → διακεκοπτό supp ως κορφή:  $\text{supp} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$

Πορίσμα (απόδειξη στις Διαδέξω)

Μια διακεκοπτή κατανομή αποδίδει ακεγήρα θετική πιθανότητα σε κάθε στοιχείο του στήριγματός της,  $\text{supp} = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  άρα

$P(\{x_i\}) > 0, \forall x_i \in \text{supp}$

Μεθοδολογία

Για να περιγράψουμε μια διακεκοπτή κατανομή πιθανότητας στο  $\mathbb{R}$ , θα πρέπει:

- α. να φέρουμε το στήριγμα της (supp)
- β. να φέρουμε τις πιθανότητες που αποδίδει η κάθε κατανομή σε κάθε στοιχείο του στήριγματός της

Άρα, άρα φέρουμε τα  $\alpha, \beta$  κορμής να υποδείξουμε τη πιθανότητα κάθε ενδεχομένου  $A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$ .

Αξιόσημα, αν γνωρίζετε τα  $\alpha$  και  $\beta$  τότε για να αποδείξετε ότι η κατανομή είναι διαμερής και κανείς αριθμός δε αρνεί:

1. Το support της να είναι διαμερικό
2.  $\forall x_i \in \text{supp}, P(x_i) > 0$
3.  $P(\text{supp}) = 1$ .

Παραδείγματα Διαμερικών κατανομών

Έσο φροντιστήριο κερδούσαστε ασφαλισμένο με παραδείγματα σχετικά με την κατανομή Poisson με παράμετρο  $\lambda$ . Για Bernoulli και Διωνυμική (binomial), υπάρχουν πολλά παραδείγματα στις διαλέξεις.

Κατανομή Poisson ως προς παράμετρο  $\lambda \rightarrow \text{Pois}(\lambda)$

- Δίνονται :
- $\text{supp} = N = \{0, 1, 2, 3, \dots\}$
  - $P(X_i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}, i \in N, \lambda > 0$

Τα παραπάνω περιγράφουν μία κανονική κατανομή?

Πρέπει να ελέγξετε τις τρεις αναζητήσεις που έχουμε ως προς η κατανομή να είναι διαμερής και κανείς αριθμός.

1. Το  $\text{supp}$  είναι διαμερικό αφού είναι το σύνολο των φυσικών αριθμών ( $N$ ) που ξέρουμε ότι είναι διαμερικό σύνολο.
2.  $P(X_i) > 0$  αφού  $P(X_i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$  και  $\lambda > 0, i \in N$  δηλ ισχύει

$$3. P(\text{supp}) = P(N) = P(\{0, 1, 2, \dots\}) = P(X_0) + P(X_1) + P(X_2) + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} P(X_i) = \sum_{i=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} =$$

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

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

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

(\*) Ανάλυση McLaurin της  $e^x$ :  
 $e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!}$

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

εφαρμόζετε το ανάπτυγμα McLaurin (όσονως  $x=\lambda$ )

Παραδείγματα Υπολογισμών πιθανοτήτων για την Poisson( $\lambda$ )

Έστω  $A \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$  ως  $P(A)$  ??

π.χ.

- αν  $A = (0, 1) : P((0, 1)) = P((0, 1) \cap \text{supp}) = P((0, 1) \cap \{0, 1, 2, \dots\}) = P(\emptyset) = 0$

- αν  $A = \{0, 1\} : P(\{0, 1\}) = P(\{0, 1\} \cap \text{supp}) = P(\{0, 1\} \cap \mathbb{N}) = P(\{0, 1\} \cap \{0, 1, 2, \dots\}) = P(\{0, 1\}) = P(\{0\} \cup \{1\}) \stackrel{\text{add}}{=} P(\{0\}) + P(\{1\}) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} = e^{-\lambda} + \lambda \cdot e^{-\lambda} = e^{-\lambda} (1 + \lambda)$

- αν  $A = \{x \in \mathbb{R} : x^2 = 1\} = \{-1, 1\}$

άρα  $P(\{x \in \mathbb{R} : x^2 = 1\}) = P(\{-1, 1\}) = P(\{-1, 1\} \cap \text{supp}) = P(\{-1, 1\} \cap \mathbb{N}) = P(\{1\}) = \lambda \cdot e^{-\lambda}$

- αν  $A = \mathbb{Z}$  ή  $A = \mathbb{Q}$  τότε

$P(A) = P(\mathbb{Z}) = P(\mathbb{Z} \cap \mathbb{N}) = P(\mathbb{N}) = P(\text{supp}) = 1$

ακριβώς,  $P(A) = P(\mathbb{Q}) = P(\mathbb{Q} \cap \mathbb{N}) = P(\mathbb{N}) = P(\text{supp}) = 1$

Note: ισχύει  $\mathbb{N} \subseteq \mathbb{Z} \subseteq \mathbb{Q} \subseteq \mathbb{R}$

Παρατηρείτε ότι χρησιμοποιώντας το  $\text{supp}$  και το  $P(\{i\})$  που μας δόθηκε μπορείτε να υπολογίσετε πιθανότητες σε οποιοδήποτε διάστημα των πραγματικών  $\in \mathbb{E}_{\mathbb{R}}$ . Κάποια πιο περίπλοκα παραδείγματα:

- Αν  $A = (-2, -1) \cup (1, 3/2) : P((-2, -1) \cup (1, 3/2)) = P[(-2, -1) \cup (1, 3/2) \cap \text{supp}] = P[(-2, -1) \cup (1, 3/2) \cap \{0, 1, 2, \dots\}] = P(\emptyset) = 0$

Αντιθέτως, η μαθηματική Poisson προσφέρει μεθόδους πιθανότητας όπως το  $\text{Siaczyka}$ .

- Αν  $A = (-2, -1) \cup [1, 3/2)$  να δοίτα η πιθανότητα του  $A$ ,  $P(A)$ ;

$$P((-2, -1) \cup [1, 3/2)) = P\left[\left((-2, -1) \cup [1, 3/2)\right) \cap \overset{\text{supp}}{\{0, 1, 2, \dots\}}\right] = P(\{1\}) = \\ = e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} = \lambda e^{-\lambda}$$

Αν η παράμετρος  $\lambda = \frac{1}{2}$  τότε  $\Rightarrow P(\{1\}) = \frac{1}{2} \cdot e^{-1/2}$

- Ποια είναι η πιθανότητα  $P((-2, -1) \cup [1, 3])$ ??

έχουμε  $A = (-2, -1) \cup [1, 3]$

idea

προσδεσμεύω

$$P(A) = P((-2, -1) \cup [1, 3]) = P\left[\left((-2, -1) \cup [1, 3]\right) \cap \{0, 1, 2, \dots\}\right] = P(\{1, 2, 3\}) \uparrow$$

$$= P(\{1\} \cup \{2\} \cup \{3\}) = P(\{1\}) + P(\{2\}) + P(\{3\}) =$$

$$= e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^2}{2!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^3}{3!} =$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{ώστε: } 3! = 1 \cdot 2 \cdot 3 = 6 \\ 2! = 1 \cdot 2 = 2 \end{array} \right.$$

$$= e^{-\lambda} \lambda + e^{-\lambda} \frac{\lambda^2}{2} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^3}{6} = \lambda \cdot e^{-\lambda} \left(1 + \frac{\lambda}{2} + \frac{\lambda^2}{6}\right)$$

Αν π.χ.  $\lambda = 1$  τότε  $P(A) = P((-2, -1) \cup [1, 3]) = e^{-1} \left(1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{6}\right) = \frac{10}{6} \cdot \frac{1}{e}$

Qs: Πόσες κατανομές Poisson υπάρχουν??

Απάντηση

Μπορούν να υπάρξουν τόσες κατανομές Poisson όσες και οι δυνατές τιμές που μπορεί να πάρει το  $\lambda$  στο διάστημα  $(0, +\infty)$ .

Έτσι, θα προκύψουν διαφορετικά αντίστοιχα στην οικογένεια κατανομών Poisson με παράμετρο  $\lambda$ .

Γενικότερα, στο στατιστικό πρόβλημα αν χωρίσουμε σε ποια οικογένεια ανήκει η ερώτηση κατανομή (π.χ. Poisson) τότε πρέπει να βρούμε την παράμετρο της ( $\lambda$ ). Έτσι, το πρόβλημα εύρεσης της άγνωστης κατανομής αλλάζει σε πρόβλημα εύρεσης της άγνωστης παράμετρου.



Κατανομές πιθανότητας στο  $\mathbb{R}$

Πολλές φορές υπάρχει δυσκολία περιγραφής τόσο των διακριτών κατανομών αλλά κυρίως των συνεχών και κεντρών κατανομών.

Για τον λόγο αυτό, χρειαζόμαστε πιο "ολιξίες" έννοιες, προσιότερα να περιγράψουμε για κατανομή. Η πρώτη έννοια που συναντάμε είναι αυτή της Αθροιστικής συνάρτησης.

Αθροιστική συνάρτηση κατανομής (cumulative distribution function -cdf)

► **Ορισμός:** Έστω κατανομή πιθανότητας  $P$  επί του  $\mathbb{R}$ . Η αθροιστική συνάρτηση της κατανομής (cdf) είναι η  $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  που ορίζεται ως:

$$F(x) := P((-\infty, x]) , \forall x \in \mathbb{R}$$

Εφόσον  $(-\infty, x] \in \mathcal{E}_{\mathbb{R}}$ , τότε η  $P((-\infty, x])$  υπάρχει και είναι αριθμός ορισμένο, που σημαίνει ότι ορίζεται για οποιαδήποτε κατανομή πιθανότητας και την κατανομή αυτή.

π.χ. Ευρωπαϊκή κατανομή στο 0

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

$$\text{Έχουμε ότι } F(x) = P((-\infty, x]) = P((-\infty, x] \cap \{0\}) =$$

$$= \begin{cases} P(\emptyset) & , \text{αν } x < 0 \\ P(\{0\}) & , \text{αν } x \geq 0 \end{cases} = \begin{cases} 0 & , \text{αν } x < 0 \\ 1 & , \text{αν } x \geq 0 \end{cases}$$

Γράφημα cdf.



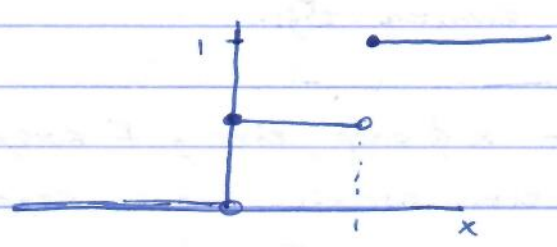
n.x.  $Ber(q)$  ως Bernoulli / ε παρατήρηση  $q$

- $supp(Ber) = \{0,1\}$
- $IP(\{0\}) = 1-q$  ,  $IP(\{1\}) = q$

$$F(x) = IP((-\infty, x]) = IP((-\infty, x] \cap supp) = IP((-\infty, x] \cap \{0,1\}) =$$

$$= \begin{cases} IP(\emptyset) & , x < 0 \\ IP(\{0\}) & , 0 \leq x < 1 \\ IP(\{0,1\}) & , x \geq 1 \end{cases} = \begin{cases} 0 & , x < 0 \\ 1-q & , 0 \leq x < 1 \\ 1 & , x \geq 1 \end{cases}$$

Παράγφ cdf



Ιδιότητες

- $f_{xy}$  φθίνουσα
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$  ,  $\forall x < 0$
- $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$  ,  $\forall x \geq 1$

Παρατηρούμε ότι και εστ δύο προηγούμενα παραδείγματα, οι cdf είναι αύξουσες, αβωεχείς σε ολκήια, αλλά είναι παντώ ωνεχείς από δεφια.

Πρώτφια Χαρακτηριστφου

Αν  $\eta$   $IP$  παρακολφ, κιδανόζητας στο  $\mathbb{R}$  και  $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $\eta$  εθροιστική εγς  $IP$ , τότε  $\eta$   $F$  ικανοποιεί τις εφής ιδιότητες:

1.  $H$   $F$  είναι αύξουσα (δεδ  $x_1 < x_2 \Rightarrow F(x_1) \leq F(x_2)$ )
2.  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$  ,  $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$
3.  $H$   $F$  είναι από δεφια ωνεχής (δεδ  $\forall x \in \mathbb{R}$ ,  $\lim_{y \rightarrow x^+} F(y) = F(x)$ )

• Αντιθέτφρα, αν κάνοια  $F: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  ικανοποιεί τις ιδιότητες 1,2,3 τότε είναι  $\eta$  αθροιστική ωνάρηση (cdf) κωνάδινής ικανοκής κιδανόζητας  $P$  στο  $\mathbb{R}$ .

- Σε κάθε μετρώσιμη μετρική διάμετρο  $P$  αντιστοιχεί μοναδική χαρακτηριστική συνάρτηση  $F$  και σε κάθε συνάρτηση  $F$  που ικανοποιεί τις ιδιότητες 1, 2, 3 αντιστοιχεί μοναδική μετρώσιμη  $P$ .  
Αυτή φαίνεται ότι η  $F$  αναπαριστά "μέτρα" της  $P$ . Οπότε,
  - ⊗ μέσω της  $F$  μπορούμε να βρούμε τις μετρώσιμες που αποδίδει η  $P$
  - ⊕ οι ιδιότητες της  $P$  θα πρέπει να αντανακλώνται σε σχετικές ιδιότητες της  $F$ .

Κάποια χρήσιμα περιπτώσεις που προκύπτουν και αποδεικνύονται στις διαλέξεις είναι τα εξής:

- Πρόταση: Αν  $x_0 \in X \notin \text{supp}$ , τότε η  $F$  συνεχής στο  $x_0$ .  
 Δηλαδή, η  $F$  είναι συνεχής εντός στήριγματος.  
 Αυτό προκύπτει αφού αποδεικνύεται ότι η  $F$  συνεχής στο  $x_0$  ανν  $P(\{x_0\}) = 0$ . Οπότε, ισοδύναμα, η  $F$  συνεχής στο  $x_0$  ανν  $P(\{x_0\}) = 0$ .  
 Ομοίως, στις διαμετρήσιμες μετρώσιμες, σε κάθε στοιχείο  $x$  του  $\text{supp}$  αποδίδεται αυστηρά θετική μετρώσιμη. Άρα, η  $F$  είναι ασυνεχής στα σύνορα  $x$  όπως παρατηρήσατε και νωρίτερα. Γρήγορα, παρατήρηστε στο επόμενο πρόταση.
- Πρόταση: Αν η  $P$  διαμετρήσιμη μετρώσιμη, η  $F$  θα είναι ασυνεχής σε κάθε στοιχείο του στήριγματος ( $\text{supp}$ ) της μετρώσιμης.
- Μπορεί να αποδειχθεί ακόμη:
  - η  $F$  σταθερή εντός στήριγματος ( $\text{supp}$ )
  - η  $F$  γνησίως αύξουσα εντός του στήριγματος