

## Διαγέγρας 22-23

- Παραδείγματα και Ιστορικοί  
Ζουμπρώνης
- Οι κατανομές ως διαδικασίες Ζουμπρώνης
- Ροτιές

# ΥΠΕΡΔΙΟΡΘΩΝ: ΠΕΡΙΟΡΙΣΜΕΝΟΣ ΟΡΙΣΜΟΣ ΔΙΟΥΚΗΡΩΣΗΣ

**Ορισμός**. Έστω  $\mathbb{P}$  είναι μια πιθανότητα στο  $\mathbb{R}$ , κ' ή  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  τυχαία μεταβλητή. Τότε το ολοκλήρωμα της  $g$  ως προς την  $\mathbb{P}$  (ή η αναμενόμενη τιμή της  $g$  ως προς την  $\mathbb{P}$ ) ορίζεται ως εξής:

$$\mathbb{E}(g) = \int_{-\infty}^{+\infty} g d\mathbb{P} := \begin{cases} \sum_{i \in \text{supp}} g(i) \mathbb{P}(e_i), & \mathbb{P} \text{ διακριτή} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz, & \text{ή } f \text{ είναι η} \\ & \text{συνάρτηση πυκνότητας} \\ & \text{της } \mathbb{P}. \end{cases}$$

## Παραδείγματα υπολογισμών: (as found out during the 5)

1.  $\mathbb{P} = \text{Poiss}(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$  (κατανομή Poisson με παράμετρο  $\lambda$ )

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

-  $\mathbb{P}(e_i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}$ ,  $i \in \mathbb{N}$  είναι δυνατόν να υποδειχθεί ότι υπάρχουν  $g$  για τις οποίες το  $\mathbb{E}(g)$  δεν υπάρχει.

Έστω  $g(e) = e^2$ . Για την συγκεκριμένη κατανομή έχουμε

$$\mathbb{E}(g) = \sum_{i \in \mathbb{N}} g(i) \mathbb{P}(e_i) = \sum_{i=0}^{\infty} e^i \left( e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!} \right) =$$

↳ υγιές αποτέλεσμα

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

πρέπει να το υπολογίσουμε

Υπενθύμιση:  $\forall x \in \mathbb{R}, e^x = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!}$  (ανάπτυξη McLaurin της αριθμητικής συνάρτησης)  $\checkmark x=e1$

Σταυτίς λοιπόν του ανακρίψατος, για  $x=e1$  έχουμε ότι

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{(e1)^i}{i!} = \exp(e1), \text{ οπότε}$$

$$\mathbb{E}(g) = e^{-1} \exp(e1) = \exp(-1 + e1) = \exp(1(e-1)).$$

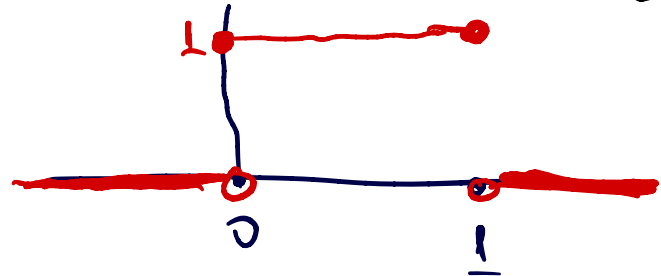
Άρα η  $g$  ερμηνεύεται ως προς την Pois  $\mathcal{P}$ . [εδώ τελεωθε η κριση της g.]

5.  $P = \text{Unif}[0,1]$  (Τυπική ομοιομορφία)

-  $\text{Supp} = [0,1]$

- υπάρχει η συνάρτηση πυκνότητας

$$f(x) = \begin{cases} 0, & x \notin [0,1] \\ 1, & x \in [0,1] \end{cases}$$



\* Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι αν η  $g$  συνεχίσει το  $\mathbb{E}(g)$  υπάρχει.

Έστω  $g(z) = e^z$ . Έχουμε ότι

$$\mathbb{E}(g) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^0 e^z \cdot 0 dz + \int_0^1 e^z \cdot 1 dz + \int_1^{+\infty} e^z \cdot 0 dz$$

$$= \int_{-\infty}^0 0 dz + \int_0^1 e^z dz + \int_1^{+\infty} 0 dz = \int_0^1 e^z dz = e^z \Big|_0^1 = e^1 - e^0 = e - 1$$

$\underline{\text{val}} \mathbb{E}(g), g=e^z$   
ως προς την  $\text{Unif}[a,b]$

Επιβεβαιώνεται ερμηνεύοντας της σταθερής συνάρτησης στο 0  $\rightarrow$  βγαίνει  $\neq 0$ .

Ζωντανός όπως αναφέραμε η  $g = e^z$  είναι εφαρτημένη ως προς την  $Unif[0, \infty)$ .

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

-  $\text{supp} = [0, +\infty)$

- Έχει ευάρηση συνυπόθεσης την

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

Έχω μια σταθ  $g(z) = e^z$ , και έχουμε

$$\begin{aligned} E(g) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^0 e^z \cdot 0 dz + \int_0^{+\infty} e^z \lambda e^{-\lambda z} dz \\ &= \int_{-\infty}^0 0 dz + \lambda \int_0^{+\infty} e^{(1-\lambda)z} dz = \lambda \int_0^{+\infty} e^{(1-\lambda)z} dz \quad (*) \end{aligned}$$

Ορισμένο ορισμένα

της σταθερής ευάρησης

στο  $\lambda > 1 \rightarrow$  ιβούται  $\lambda > 1$

Για  $\lambda > 1$  έχουμε τα εξής:

1. Για  $\lambda = 1$  έχουμε  $\lambda \int_0^{+\infty} e^{(1-\lambda)z} dz = \lambda \int_0^{+\infty} dz =$   
 $= \lambda z \Big|_0^{+\infty} = \lambda (\lim_{z \rightarrow +\infty} z - 0) = +\infty$



Οπότε η  $e^z$  δεν είναι γραμμική ως προς την  $\text{Exp}(1)$ .

b. Για  $\lambda \neq 1$  έχουμε  $\int_0^{+\infty} e^{(\lambda-1)z} dz \stackrel{(**)}{=} \int_0^{+\infty} e^u \frac{du}{\lambda-1} = \frac{1}{\lambda-1} \int_0^{+\infty} e^u du$

$u = (\lambda-1)z$   
 $du = (\lambda-1)dz \Rightarrow \frac{du}{\lambda-1} = dz$

i. όταν  $\lambda-1 > 0 \Leftrightarrow \lambda < 1$  βάζει τις παρατηρήσεις αντιστοίχως

$$(**) = \frac{1}{\lambda-1} \left( e^u \Big|_0^{+\infty} \right) = \frac{1}{\lambda-1} \left( \lim_{u \rightarrow +\infty} e^u - e^0 \right) =$$

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

Άρα κ' όταν το  $\lambda < 1$  η  $g = e^z$  δεν είναι γραμμική ως προς την  $\text{Exp}(\lambda)$ .

ii. όταν  $\lambda-1 < 0 \Leftrightarrow \lambda > 1$

$$(**) = \int_0^{-\infty} e^u \frac{du}{\lambda-1} = \frac{1}{\lambda-1} \int_0^{-\infty} e^u du$$

$\rightarrow z \rightarrow +\infty \Rightarrow (\lambda-1)z \rightarrow -\infty$  αφού  $\lambda-1 < 0$

$$= \frac{1}{\lambda-1} \left( e^u \Big|_0^{-\infty} \right) =$$

$$= \frac{1}{2-1} \left( e^0 - \lim_{a \rightarrow -\infty} e^a \right) = \frac{1}{2-1} (1-0) =$$

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

Συνεπώς η  $g=e^z$  είναι ομομορφώση ως προς την  $\text{Exp}(1)$ , όταν  $z > 1$ .

↓  
δηλαδή μόνο αν

αναμεταφραζόμενος έχουμε ότι για την  $g=e^z$  κ'  $P=\text{Exp}(1)$

$$\mathbb{E}(g) = \begin{cases} +\infty, & 1 \leq 1 \\ \frac{1}{1-1}, & 2 > 1 \end{cases}$$

← Σημείωση: Η ύπαρξη της  $\mathbb{E}(g)$

Τα παραπάνω είναι εμφανείς στην ακόλουθη σχέση:

η  $\mathbb{E}(g)$  εξαρτάται τόσο από την  $g$  όσο κ' από την  $P$ .

Τέλος Διαλέξης 22

7.  $P = N(0,1)$  (Τυπική κανονική κατανομή)

- $\text{supp} = \mathbb{R}$
- Έχει συνάρτηση πυκνότητας

$$\text{την } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$$

↓  
 $p(x)$

Έστω και πάλι  $g(z) = e^z$ , και υποθέτουμε να υπολογί-  
σουμε την

$$\begin{aligned} \overline{L}(g) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^{+\infty} e^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{z - z^2/2} dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(z^2 - 2z)\right) dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(z^2 - 2z + 1)\right) dz = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(z^2 - 2z + 1) + \frac{1}{2}\right) dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(z^2 - 2z + 1)\right) \exp\left(\frac{1}{2}\right) dz = \frac{\exp(1/2)}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(z-1)^2\right) dz \\ &= \exp(1/2) \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(z-1)^2\right) dz = 1 \end{aligned}$$

← συμπληρώσαμε το τετράγωνο

→ είναι η συνάρτηση πυκνότητας της  $N(1, 1)$

Παρατήρηση: η συνάρτηση πυκνότητας της  $N(\mu, \nu)$  είναι

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\nu}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(z-\mu)^2}{\nu}\right) \text{ οπότε για την } N(1, 1)$$

έχουμε ότι η συνάρτηση πυκνότητας είναι  $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(z-1)^2\right)$

Οπότε το  $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(z-1)^2\right) dz$  είναι το ολοκλήρωμα

σε όλο το  $\mathbb{R}$  συνάρτησης πυκνότητας, οπότε αααα ίσως να  $\in \mathbb{1}$ .

Συνεπώς  $\mathbb{1}(g) = \exp(1/2)$ .

Η συνάρτηση πυκνότητας είναι γραμμικοποιήσιμη ως προς την  $N(0,1)$ .

**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.

**Τεχνικός:** 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 μόνο 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 αυτή τη στατιστική  
 συναρτήσεις της μορφής  $y(z) = z^k$ , για  $k=0,1,2,\dots$ ;

## Τέλος Διαλέξης 2B

Παράρτημα 1- Στην διάλεξη 2B είδαμε επίσης και το:

3. Διωνομική κατανομή με παραμέτρους  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $q \in (0,1)$

[Bin(n,q)]

\* Παρατήρηση  
 Διωνομικό άνωτ.  
 $a, b \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}$   
 $(a+b)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^i b^{n-i}$

- Supp =  $\{0, 1, 2, \dots, n\}$

-  $P(i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}$ ,  $i \in \text{supp}$

$\frac{n!}{i!(n-i)!}$

Μάτε βεβαιώστε  
 q είναι ερμηνεύσιμη  
 ως σίγος της  
 Bin(n,q)

→ Το supp σταθεροποιείται  $\Rightarrow E(g) \in \mathbb{R}$  για  
 κάθε g

π.χ.  $g(x) = e^x$

$$E(g) = \sum_{i \in \{0,1,2,\dots,n\}} e^i \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i} = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (eq)^i (1-q)^{n-i}$$

↓  
 Διασπίνι νατ.  
 $\stackrel{\text{Α.Ν}}{=} (eq + 1 - q)^n = (q(e-1) + 1)^n$   
 $[n-1, \text{Ber}(q), q(e-1) + 1]$

Παράδειγμα 2- στην διαίσθη 23 είδαμε πως το:  
Παράδειγμα ολοκλήρωσης

$$P = \text{Unit}[0,1]$$

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

$$- f(z) = \begin{cases} 0, & z \notin [0,1] \\ 1, & z \in [0,1] \end{cases}$$

$$g(z) = \ln z$$

$\hookrightarrow$  δεν απαιτείται αριθμός στον οριζόντιο που έχουμε  
δώσει για την ολοκλήρωση επειδή δεν οριφέ-  
ται σε όλο το  $\mathbb{R}$ .

Μπορούμε όμως να προσπαθήσουμε να την  
ολοκληρώσουμε "βύθωνα" με τον οριζόντιο,  
επειδή το βήμα της  $\text{Unit}[0,1]$  "αυτοφέρεται",  
τα  $z < 0$  για τα οποία η λογαριθμική συνάρτηση  
δεν ορίζεται.

Έχουμε όμως ότι  $0 \in \text{supp}$  κ'  $\ln 0 = -\infty \notin \mathbb{R}$ .  
Απαιτούμενός μας διαόβημα στην υλοποίηση  
αυτού του ολοκληρώματος; Άρα  $P(z < 0) = 0$   
για την  $\text{Unit}[0,1]$ . Μήπως αυτό είναι επαρκές  
στρατηγέως το ολοκλήρωμα του  $\ln z$  γίνεται  
να είναι συγκολλητικός; Ας το δούμε:

Σχηματίζουμε λοιπόν το ολοκλήρωμα περιορισμένο στο  
 $[0, +\infty)$  αφού στο  $(-\infty, 0)$  η  $\ln z$  δεν είναι κομμάτι  
οριζώνη άρα και  $P(-\infty, 0) = 0$  για την  $\text{Unit}[0,1]$



$$E(g) = \int_0^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_0^L \ln(z) \cdot 1 dz + \int_L^{+\infty} \ln(z) \cdot 0 dz$$

$$= \int_0^L \ln(z) dz + \int_L^{+\infty} 0 dz = \int_0^L \ln(z) dz$$

Η συνάρτηση  
 $\psi \in \mathcal{O}$  ως  
 επιλεγμένο σημείο  
 της σταθερής συνάρτησης  
 στο 0

$[ * z' = L ]$   
 Παράδειγμα  
 ολοκλήρωσης

$$= \int_0^L z' \ln(z) dz$$

$$[ \int h'g = hg - \int hg' ]$$

$$\begin{aligned}
 h(z) &= z \\
 g(z) &= \ln(z) \\
 g'(z) &= \ln'(z) = \frac{1}{z}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= z \ln(z) \Big|_0^L - \int_0^L z \cdot \frac{1}{z} dz \\
 &= z \ln(z) \Big|_0^L - \int_0^L 1 dz
 \end{aligned}$$

$$= L \cdot \ln(L) - 0 - z \Big|_0^L = -(L-0) = -L,$$

καθώς  $z \rightarrow 0$

Το  $z \cdot \ln z$  συγκολληθεί  
 απροβλεπτικά όταν το  
 $z$  βυθίζεται ταχύτερα στο 0  
 από ότι το  $\ln z$  στο  $-\infty$ . Επομένως ο πρώτος όρος κυριαρχεί

Μπορούμε να συζητήσουμε κ' "επιδημιολογικές" σε  
μάθημα μαθητή του  $\mathbb{R}$ , βεβαιότητας, εφόσον οι  
μαθητές ως προς τις οποίες συζητούσαμε θεωρούν  
αυτά τα μαθηματικά ανεξίτηλα, καθώς τότε είναι  
βεβαιότερο αυτά να μην εστιάσουν τις τιμές των  
συζητήσεων //.