

Φορτιστήριο 10

Κατανομές πιθανότητας ως διαδοσικές ολοκληρώσεις

Όπως αναφέρθηκε στις διαλέξεις, αν  $\eta$   $\mathbb{P}$  κατανομή πιθανότητας στο  $\mathbb{R}$  και  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  κατάλληλη συνάρτηση, το ολοκλήρωμα  $\int_{-\infty}^{+\infty} g d\mathbb{P}$  μπορεί να οριστεί για οποιαδήποτε κατανομή πιθανότητας  $\mathbb{P}$  εφόσον η  $g$  έχει την ιδιότητα της τυχαίας μεταβλητής.

Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι κάθε συνεχής και παραγωγίσιμη συνάρτηση ορίζεται στο  $\mathbb{R}$  είναι τυχαία μεταβλητή.

Όποια συνάρτηση  $g$  συναντήσατε θα έχει επιδεχτεί ώστε να είναι τυχαία μεταβλητή (επομένως, δεν μας ενδιαφέρει στο πλαίσιο του μαθήματος να δοίτε αυστηρά ποιος συνάρτησεις είναι τυχαίες μεταβλητές και δεν θα ασχοληθούμε με το να το επιβεβαιώνουμε).

► Ορισμός: Αναμενόμενη τιμή τυχαίας μεταβλητής

Έστω ο χώρος πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{E}_\Omega, \mathbb{P})$ , η τυχαία μεταβλητή  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ , η κατανομή της τυχαίας μεταβλητής  $\mathbb{P}_X$  (δηλαδή,  $X \# \mathbb{P}$ ) και η μετρήσιμη συνάρτηση  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ . Η  $g(X)$  είναι τυχαία μεταβλητή ως προς τον χώρο πιθανότητας  $(\Omega, \mathcal{E}_\Omega, \mathbb{P})$ .

- Στην περίπτωση που η  $X$  είναι διακριτή τυχαία μεταβλητή με δυνατές τιμές  $x_i$  και συνάρτηση (μάζας) πιθανότητας  $\mathbb{P}(X=x_i)$ , η αναμενόμενη (ή μέση) τιμή της  $g(X)$ , δεδομένου ότι υπάρχει στο  $\mathbb{R}$ , δίνεται από:

$$E(g(X)) = \sum_{i \in \text{supp } X} g(x_i) \cdot \mathbb{P}_X(X=x_i), \text{ όπου } \mathbb{P}_X: \text{ διακριτή κατανομή}$$

- Στην περίπτωση που η  $X$  είναι συνεχής τυχαία μεταβλητή, η αναμενόμενη τιμή της  $g(X)$ , δεδομένου ότι υπάρχει, χρησιμοποιώντας τη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας (pdf)  $f_X$  δίνεται από:

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx, \text{ όπου } f_X: \text{ συνάρτηση πυκνότητας στο } \mathbb{R}_X$$

- Συνολικά, ο ορισμός της αναμενόμενης τιμής, όπως δίνεται στις Διαλέξεις (με κλιμακωμένο ευκλαδικό) είναι ο ακόλουθος:
- Αν  $\eta$  IP μετανόμης πιθανότητας στο  $\mathbb{R}$  και  $\eta$   $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  τυχαία μεταβλητή, τότε  $\eta$  αναμενόμενη τιμή της  $g$  ως προς την IP δίνεται από:

$$E(g) = \begin{cases} \sum_{i \in \text{supp}} g(i) IP(\xi_i) & , \text{όταν } IP: \text{δισκριτή μετανόμης} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz & , \text{όπου } \eta f(z) \text{ είναι } \eta \text{ συνάρτηση} \\ & \text{πυκνότητας πιθανότητας (pdf) της IP} \end{cases}$$

Παρατηρήσεις

- i) Είναι δυνατόν  $\eta$   $E(g)$  να μην υπάρχει για κάποιες  $g$  και IP εξαιτίας κλειρισμών, απροσδιοριστίων κ.ο.κ. Θα λέμε ότι  $\eta$   $E(g)$  υπάρχει αν και μόνο αν  $E(g) \in \mathbb{R}$ . Στην περίπτωση όπου  $\eta$   $E(g)$  υπάρχει,  $\eta$   $g$  ονομάζεται ολοκληρώσιμη (integrable) ως προς την IP.
- ii) Η  $E(g)$  εξαρτάται τόσο από την  $g(x)$  όσο και στην IP.
- iii) Όταν  $\eta$  IP είναι δισκριτή με πεπερασμένο supp, τότε  $\eta$   $E(g)$  υπάρχει για κάθε  $g$  τυχαία μεταβλητή.

Είναι δυνατόν να αποδειχθεί ότι το να γνωρίζουμε την  $E(g)$  για δεδομένη IP και κάθε δυνατή  $g$ , ισοδυναμεί με το να γνωρίζουμε την μετανόμης πιθανότητας IP και συνεπώς,  $\eta$  IP μπορεί να νοηθεί ως διαδικασία ολοκληρώσιμων συναρτήσεων και μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αυτά τα ολοκληρώσιμα προκειμένου να υπολογίσουμε τις πιθανότητες που αποδίδει  $\eta$  IP.

Ουσιαστικά,  $\eta$   $E(g)$  κάθε σχετικής συνάρτησης  $g$  μας δίνει "πληροφορία" για ιδιότητες της μετανόμης IP.

Ευελπώς, το να απολαμβάνουμε την IP ως διαδικασία ολοκληρώσιμων μεταλλήτων συναρτήσεων ισοδυναμεί με μία κούφα κατανομή της IP.



Παραδείγματα

① Κατανομή Bernoulli με παράμετρο  $q$

Έστω ότι  $q \in (0,1)$ ,  $P = \text{Ber}(q)$  και  $g$  πεπεσμένη πραγματική συνάρτηση  $g$ .

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

$$P(\xi=0) = 1-q$$

$$P(\xi=1) = q$$

Επειδή το  $\text{supp}$  είναι πεπεσμένο, η  $E(g) \in \mathbb{R}$  για κάθε δυνατή πεπεσμένη συνάρτηση  $g$ .

Η αναμενόμενη τιμή της  $g$  ως προς  $\text{Ber}(q)$  δίνεται από:

$$E(g) = \sum_{i \in \{0,1\}} g(i) P(\xi=i) = g(0) \cdot P(\xi=0) + g(1) \cdot P(\xi=1) = g(0) \cdot (1-q) + g(1) \cdot q$$

Σε αυτό το παράδειγμα παρατηρούμε ότι κάθε συνάρτηση  $g$  είναι ολοκληρώσιμη ως προς την  $\text{Ber}(q)$ .

Υπολογίζουμε την  $E(g)$  για την συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$ , όπου η παράμετρος  $t \in \mathbb{R}$ . Τότε, η αναμενόμενη τιμή  $E(g)$  υπολογίζεται ως εξής:

$$E(g) = g(0) \cdot (1-q) + g(1) \cdot q = e^{t \cdot 0} (1-q) + e^{t \cdot 1} \cdot q = e^0 (1-q) + e^t \cdot q = 1-q + q \cdot e^t = 1 + q(e^t - 1)$$

② Διωνυμική κατανομή με παράμετρος  $n \in \mathbb{N}^+$  και  $q \in (0,1)$

Έστω  $q \in (0,1)$ ,  $n \in \mathbb{N}^+$ ,  $P = \text{Bin}(n, q)$

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

$$P(\xi=i) = \binom{n}{i} q^i (1-q)^{n-i}, \quad i \in \text{supp} \quad \text{η } E(g) \in \mathbb{R} \text{ για κάθε δυνατή } g$$

Ας υπολογίσουμε την  $E(g)$  για την συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$ .

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

$$= \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} e^{ti} \cdot q^i (1-q)^{n-i} = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (e^t \cdot q)^i (1-q)^{n-i} \quad \text{⊛}$$

$$\stackrel{+}{=} (e^{t \cdot q} + 1 - q)^n = (1 + q(e^t - 1))^n$$

↳ \*

Χρησιμοποιούμε το Διωνυμικό ανάπτυγμα:  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}, n \in \mathbb{N}$

$$(\alpha + \beta)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \alpha^i \beta^{n-i}, \text{ όπου βεβν περίπτωση}$$

μετα  $\alpha = e^{t \cdot q}$

$\beta = 1 - q$

άρα 
$$\sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (e^{t \cdot q})^i (1 - q)^{n-i} = (e^{t \cdot q} + 1 - q)^n$$

Παρατηρούμε ότι όταν  $n=1, q \in (0,1)$  για την συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$  ως προς την  $\text{Bin}(1, q)$  είναι:

$$E(g) = 1 + q(e^t - 1)$$

που είναι ίδια με την αναμενόμενη τιμή  $E(g)$  που υπολογίσαμε στο προηγούμενο παράδειγμα για την κατανομή  $\text{Bernoulli}(q)$  για την  $g(z) = e^{tz}$ , όπως άλλωστε κερφενόσαν κερφ ζηρωίβουτε ότι η κατανομή  $\text{Bernoulli}$  με παράμετρο  $q$  είναι ειδική περίπτωση της Διωνυμικής κατανομής για  $n=1$ , δηλαδή  $\text{Bin}(1, q) = \text{Ber}(q)$ .

### 3. Ομοιόμορφη κατανομή

Έστω ότι  $a < b, n \in \mathbb{N}^*$ ,  $\mathbb{P} = \text{Unif}_{[a,b]}$  και  $g(z) = e^{tz}$  /επιτόβιτη αναχρατική συνάρτηση.

Για την ομοιόμορφη κατανομή έχουμε ότι:

- $\text{supp} = [a, b]$
- συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας:

$$f(z) = \begin{cases} 0 & , z < a \\ \frac{1}{b-a} & , a \leq z \leq b \\ 0 & , b < z \end{cases}$$



Υπολογίστε την  $E(g)$  για  $g(z) = e^{tz}$ . Ενόψει,

$$\begin{aligned} E(g) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^{\alpha} g(z) f(z) dz + \int_{\alpha}^b g(z) f(z) dz + \int_b^{+\infty} g(z) f(z) dz = \\ &= \int_{-\infty}^{\alpha} e^{tz} \cdot 0 dz + \int_{\alpha}^b e^{tz} \left( \frac{1}{b-a} \right) dz + \int_b^{+\infty} e^{tz} \cdot 0 dz = \\ &= \int_{\alpha}^b e^{tz} \left( \frac{1}{b-a} \right) dz = \frac{1}{b-a} \int_{\alpha}^b e^{tz} dz = \frac{1}{b-a} \left[ \frac{e^{tz}}{t} \right]_{\alpha}^b = \\ &= \frac{1}{b-a} \left( \frac{e^{tb}}{t} - \frac{e^{t\alpha}}{t} \right) = \frac{1}{b-a} \left( \frac{e^{tb} - e^{t\alpha}}{t} \right) = \frac{e^{tb} - e^{t\alpha}}{t(b-a)} \end{aligned}$$

Παρατηρούμε ότι η παραπάνω εξαγωγή είναι έγκυρη καθώς και στην περίπτωση όπου  $t=0$ , μέσω του κανόνα L'Hopital.

Στην συγκεκριμένη περίπτωση έχουμε:

$$E(g) = \frac{e^{tb} - e^{t\alpha}}{t(b-a)} \stackrel{\text{L'Hopital}}{\lim_{t \rightarrow 0}} \left( \frac{be^{tb} - \alpha e^{t\alpha}}{b-a} \right) = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

#### 4. Συνήχη ολοκλήρωση μεσαυτής

Μελετάμε μια ειδική περίπτωση της ολοκλήρωσης μεσαυτής, την συνήχη ολοκλήρωση μεσαυτής όπου:  $\text{supp} = [0, 1]$

$$f(z) = \begin{cases} 0 & , z < 0 \\ 1 & , 0 \leq z \leq 1 \\ 0 & , z > 1 \end{cases}$$

Υπολογίστε την  $E(g)$  για  $g(z) = e^{tz}$ . Έχουμε ότι:

$$\begin{aligned} E(g) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^0 g(z) f(z) dz + \int_0^1 g(z) f(z) dz + \int_1^{+\infty} g(z) f(z) dz = \\ &= \int_{-\infty}^0 e^{tz} \cdot 0 dz + \int_0^1 e^{tz} \cdot 1 dz + \int_1^{+\infty} e^{tz} \cdot 0 dz = \int_0^1 e^{tz} dz = \left[ \frac{e^{tz}}{t} \right]_0^1 = \\ &= \left( \frac{e^{t \cdot 1}}{t} - \frac{e^{t \cdot 0}}{t} \right) = \frac{e^t - e^0}{t} = \frac{e^t - 1}{t} \end{aligned}$$

Παρατηρούμε ότι η  $E(g)$  για  $g(z) = e^{tz}$  στην συνήχη ολοκλήρωση μεσαυτής είναι ίδια με την  $E(g)$  της ολοκλήρωσης μεσαυτής ( $\text{Unit}_{[a,b]}$ ) για  $\alpha=0$  και  $b=1$ .

5. Ευθεία Κατανομή με παράμετρο  $\lambda > 0$

Έστω τυχαία μεταβλητή  $Z \sim \text{exp}(\lambda)$  με  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  πραγματική συνάρτηση, όπου  $g(z) = a^z$ , όπου  $0 < a < e$  ( $e \approx 2.71828$ ). Να βρεθεί η αναμενόμενη τιμή της  $g$  ως προς την κατανομή της  $Z$ . Δίνεται η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας (pdf) της ευθείας κατανομής. Για λόγους ανιδιοεξουσίας θεωρούμε ότι  $\lambda = 1$ . Άρα, η ευθεία κατανομή περιγράφεται από: -  $\text{supp} = \mathbb{R}_+ = [0, +\infty)$

$$f(z; \lambda) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \lambda e^{-\lambda z}, & z \geq 0 \end{cases} \stackrel{\lambda=1}{=} \begin{cases} 0, & z < 0 \\ e^{-z}, & z \geq 0 \end{cases}$$

Επομένως, είνω συμμετρική περίπτωση, θα υπολογίσουμε την  $E(g)$  για την συνάρτηση  $g(z) = a^z$  ως προς την ευθεία κατανομή με  $\lambda = 1$ ,  $(\text{exp}(1))$ .

$$E(g) = E(a^z) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^0 g(z) f(z) dz + \int_0^{+\infty} g(z) f(z) dz =$$

$$= \int_{-\infty}^0 a^z \cdot 0 dz + \int_0^{+\infty} a^z \cdot e^{-z} dz = \int_0^{+\infty} a^z e^{-z} dz = - \int_0^{+\infty} a^z (-e^{-z}) dz =$$

$$= - \int_0^{+\infty} a^z (e^{-z})' dz \quad (*)$$

$$= - \left[ a^z e^{-z} \right]_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} e^{-z} \cdot (a^z)' dz \quad (**)$$

$$= - \left[ a^z e^{-z} \right]_0^{+\infty} + \int_0^{+\infty} e^{-z} \cdot a^z \ln a dz =$$

$$= - \left[ \left( \frac{a}{e} \right)^z \right]_0^{+\infty} + \ln a \int_0^{+\infty} e^{-z} a^z dz =$$

$$= - \left\{ \lim_{z \rightarrow +\infty} \left( \frac{a}{e} \right)^z - a^0 e^0 \right\} + \ln a \int_0^{+\infty} e^{-z} a^z dz =$$

$$\stackrel{***}{=} - \{0 - 1\} + \ln a E(a^z) \Rightarrow E(a^z) = 1 + \ln a \cdot E(a^z) \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \boxed{E(a^z) = \frac{1}{1 - \ln a}}$$

η αναμενόμενη τιμή της  $g$  ως προς την ευθεία κατανομή με  $\lambda = 1$  της τυχαίας μεταβλητής  $Z$ .

(\*) Εφαρμόζουμε παραγοντική ολοκλήρωση:

$$\text{Γενικά, } \int_a^b g h' = h g \Big|_a^b - \int_a^b h \cdot g'$$

Εάν συμμετρική άδεια έχει:

$$h(z) = e^{-z}$$

$$g(z) = a^z$$

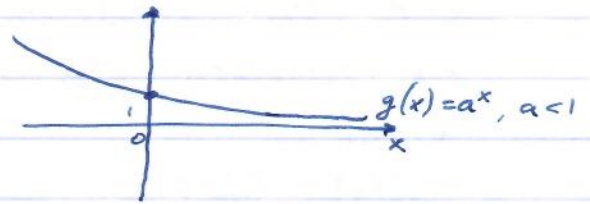
$$(**) \text{ Υπερβολική: } (a^z)' = \frac{d}{dz} (a^z) = a^z \ln a$$



\*\*\* όπου  $\lim_{z \rightarrow +\infty} \left(\frac{a}{e}\right)^z = 0$ , γιατί από την εμφάνισή έχωμε ότι

$0 < a < e \Rightarrow 0 < \frac{a}{e} < 1$  και γενικά, ισχύει ότι σε συναρτήσεις της μορφής  $g(x) = a^x$  με  $a < 1$ , έχωμε ότι  $\lim_{x \rightarrow +\infty} a^x = 0$

Αυτό φαίνεται και από το σχήμα της  $g(x) = a^x$  με  $0 < a < 1$ .



Επομένως, για  $x = z$  και  $a = \frac{\kappa}{e}$ , παίρνουμε ότι  $\lim_{z \rightarrow +\infty} \left(\frac{a}{e}\right)^z = 0$ , αφού  $\frac{a}{e} < 1$

Επιπλέον, έχωμε ότι  $\int_0^{+\infty} a^z e^{-z} dz = \Gamma(a)$  από τον ορισμό της αναμενόμενης τιμής  $\Gamma(g)$ , δεδομένου ότι  $g(z) = a^z$  και η συνάρτηση πυκνότητας  $f(z) = e^{-z}$ ,  $z \geq 0$  (έχοντας υποθέσει  $\lambda = 1$ ).

Στο παραπάνω παράδειγμα υπολογίσαμε την αναμενόμενη τιμή  $\Gamma(g)$  ακολουθώντας την συνάρτηση  $g(z) = a^z$  ως προς την εμφάνιση κατανομή  $\exp(\lambda)$  με  $\lambda = 1$ .

Αυτή η περίπτωση είναι μια γενική περίπτωση του παραδείγματος της εμφάνισης κατανομής που αναφέραμε στις διαλέξεις, αν υποθέσουμε ότι η παράμετρος  $\lambda = 1$ . Στις διαλέξεις χρησιμοποιήσαμε την συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$  και υπολογίσαμε την  $\Gamma(g)$ , όταν υπάρχει, δηλαδή στην περίπτωση  $t < \lambda$ . Επομένως, δείξτε ότι η συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$  είναι ακολουθώσιμη ως προς οποιαδήποτε εμφάνιση κατανομής που αντιστοιχεί σε  $\lambda > t$  και η αναμενόμενη τιμή της είναι

$$\Gamma(g) = \frac{\lambda}{\lambda - t}, \text{ αν } t < \lambda.$$

Συνεπώς, η αναμενόμενη τιμή της συνάρτησης  $g(z) = e^{tz}$  ως προς την εμφάνιση κατανομής με παράμετρο  $\lambda = 1$ , όταν  $t < \lambda$  δίνεται από:

$$\begin{aligned} \epsilon(g) &= \int_{-\infty}^{+\infty} g(z) f(z) dz = \int_{-\infty}^0 e^{tz} \cdot 0 dz + \int_0^{+\infty} e^{tz} \cdot e^{-z} dz = \\ &= \int_0^{+\infty} e^{(t-1)z} dz \stackrel{t < 1}{=} \frac{1}{1-t}, \quad t < 1 \end{aligned}$$

Επομένως, η συνάρτηση  $g(z) = e^{tz}$  είναι μία ειδική περίπτωση της συνάρτησης που χρησιμοποιήσαμε στο παράδειγμα μας, της  $g(z) = \alpha^z$ , για  $\alpha = e^t$ . Όπως είδαμε στο παράδειγμα μας, η αναμενόμενη τιμή  $\epsilon(g)$  της συνάρτησης  $g(z) = \alpha^z$  ως προς την εθτική κατανομή με  $d=1$ , δίνεται από:

$$\epsilon(g) = \epsilon(\alpha^z) = \frac{1}{1 - \ln \alpha}$$

Συνεπώς, για  $\alpha = e^t$ , η αναμενόμενη τιμή  $\epsilon(g)$  της  $g(z) = e^{tz}$  είναι:

$$\epsilon(g) = \epsilon(e^{tz}) = \frac{1}{1 - \ln e^t} = \frac{1}{1-t}, \quad \text{για } t < 1$$