

Θεωρία Πιθανοτήτων και Στατιστική

Διδάσκων: Επαμεινώνδας Διαμαντόπουλος
Επικοινωνία: epdiaman@ee.duth.gr

Ασκήσεις στον τύπο του Bayes

(συνέχεια 2^{ου} μαθήματος)

Ασκήσεις στον τύπο του Bayes

1. Έχουμε 3 νομίσματα, δύο αμερόληπτα, με πιθανότητα 0,5 για Κορώνα ή Γράμματα ενώ το τρίτο δεν είναι αμερόληπτο δείχνοντας Κορώνα με πιθανότητα 0,75.

Κάποιος επιλέγει τυχαία ένα από τα νομίσματα, το πετάει 3 φορές και έρχεται 3 φορές Κορώνα. Ποια είναι η πιθανότητα να είναι αυτό το μη αμερόληπτο νόμισμα;

$$A = \left\{ \begin{array}{l} \text{σωστό νόμισμα} \\ \text{επιλογή μη αμερόληπτο} \end{array} \right\}, \quad P(A) = \frac{1}{3}$$

$$\underline{\Omega} = \{ \underline{KKK}, \underline{KKG}, \underline{K GK}, \underline{ΓKK}, \underline{KGG}, \underline{ΓKG}, \underline{ΓΓK}, \underline{ΓGG} \},$$

$$P(\underline{KKK} | A) = 0,75^3, \quad P(\underline{KKK} | A') = 0,5^3$$

$$P(A|KKK) = \frac{P(KKK|A) \cdot P(A)}{P(KKK)} = \frac{0,75^3 \cdot \frac{1}{3}}{0,224} = 0,628.$$

$$\begin{aligned} P(KKK) &= P(KKK|A) \cdot P(A) + P(KKK|A') \cdot P(A') = \\ &= 0,75^3 \cdot \frac{1}{3} + 0,5^3 \cdot \frac{2}{3} = 0,224 \end{aligned}$$

Ασκήσεις στον τύπο του Bayes

2. Μία ασφαλιστική εταιρεία κατατάσσει τους ανθρώπους σε μία από τις τρεις κατηγορίες: καλοί πληρωτές, μεσαίοι πληρωτές και κακοί πληρωτές. Οι καταγραφές τους δηλώνουν ότι τα άτομα καλών, μεσαίων και κακών πληρωμών έχουν πιθανότητες να εμπλακούν σε τροχαίο ατύχημα μέσα σ' ένα χρόνο 0,05, 0,15 και 0,30 αντίστοιχα.

(α) Αν 20% του πληθυσμού είναι καλοί πληρωτές, 50% είναι μεσαίοι πληρωτές και 30% είναι κακοί πληρωτές, τι ποσοστό ανθρώπων έχουν ατύχημα μέσα σ' ένα σταθερό χρόνο;

(β) Αν ένας κάτοχος ασφαλιστικού συμβολαίου δεν είχε ατύχημα μέσα σ' ένα χρόνο, ποια είναι η πιθανότητα ότι είναι καλός πληρωτής;

$$K = \{\text{καλός}\}, M = \{\text{μεσαίος}\}, \Pi = \{\text{κακός}\}, P(K) = 0,2, P(M) = 0,5, P(\Pi) = 0,3.$$
$$A = \{\text{ατύχημα}\}. P(A|K) = 0,05, P(A|M) = 0,15, P(A|\Pi) = 0,3.$$

$$(a) P(A) = P(A|K) \cdot P(K) + P(A|M) \cdot P(M) + P(A|\Pi) \cdot P(\Pi) = 0,01 + 0,075 + 0,09 = 0,175.$$

$$(B) P(K|A') = \frac{P(A'|K) \cdot P(K)}{P(A')} = \frac{[1 - P(A|K)] \cdot P(K)}{1 - P(A)} = \frac{0,95 \cdot 0,2}{0,825} = 0,23.$$

Περιεχόμενα 3^{ου} μαθήματος

- Τυχαίες μεταβλητές.
- Συνάρτηση πιθανότητας (μάζας ή πυκνότητας)
- Συνάρτηση κατανομής.
- Γεωμετρικά χαρακτηριστικά μίας κατανομής.
- Ροπογεννήτρια συνάρτηση
- Πιθανογεννήτρια συνάρτηση.

...και αν προλάβουμε:

- Ισόνομες τυχαίες μεταβλητές.
- Κοινή συνάρτηση πιθανότητας.
- Περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας.

Γνωστικοί στόχοι 3^{ου} μαθήματος

Στο τέλος αυτού του μαθήματος, ο φοιτητής πρέπει να είναι σε θέση, για μία τυχαία μεταβλητή X , να υπολογίζει τις:

- Συνάρτηση πιθανότητας.
- Συνάρτηση κατανομής.
- Αναμενόμενη τιμή, Διάμεση Τιμή, Επικρατούσα Τιμή.
- Διακύμανση, Τυπική απόκλιση.
- Συντελεστής ασυμμετρίας.
- Συντελεστής κυρτότητας.
- Ροπές, κεντρικές ροπές και Ροπογεννήτρια συνάρτηση.
- Πιθανογεννήτρια συνάρτηση.

- Τυχαίες μεταβλητές
- Συνάρτηση Πιθανότητας
- Συνάρτηση Κατανομής

Τυχαίες μεταβλητές

Ορισμός

Τυχαία μεταβλητή ονομάζεται μια αριθμητική μεταβλητή που η τιμή της προσδιορίζεται από την εξέλιξη ενός τυχαίου πειράματος.

Οι τυχαίες μεταβλητές διαχωρίζονται σε δύο κατηγορίες, **ποιοτικές** και **αριθμητικές** ή **ποσοτικές**, από τις οποίες οι αριθμητικές διακρίνονται περαιτέρω σε **διακριτές** και **συνεχείς**.

(α) Ποιοτικές (nominal) (Φύλο, τόπος κατοικίας, οικογενειακή κατάσταση κλπ)

(β) Αριθμητικές (numeric)

(β₁) Διακριτές (ordinal) (πλήθος παιδιών, πλήθος συμβάντων, κλπ)

(β₂) Συνεχείς (scale) (χρόνος, μήκος, όλες οι ψυχομετρικές μετρήσεις, κλπ)

Μια τυχαία μεταβλητή προσδιορίζεται από το σύνολο των δυνατών τιμών που μπορεί να πάρει και την πιθανότητα να πάρει κάθε μία (για διακριτές τυχαίες μεταβλητές) ή τη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας (για συνεχείς τυχαίες μεταβλητές).

Τυχαίες μεταβλητές

Στη συνέχεια θα ασχοληθούμε με τυχαίες μεταβλητές που λαμβάνουν αριθμητικές τιμές.

Ορισμός (ισοδύναμος)

Έστω Ω ο δειγματοχώρος ενός πειράματος. Ως τυχαία μεταβλητή ορίζεται κάθε συνάρτηση της μορφής

$$X : \Omega \rightarrow A \subseteq \mathbb{R}.$$

↑ ↗

Ορισμός

Δύο τυχαίες μεταβλητές λέγονται **ίσες** όταν είναι ίσες ως συναρτήσεις $\Omega \rightarrow \mathbb{R}$.

Σημείωση

Μετά από κατάλληλη κωδικοποίηση, κάθε τυχαία μεταβλητή μπορεί να θεωρηθεί αριθμητική. Για παράδειγμα, αν το πείραμα είναι η τυχαία επιλογή ενός φοιτητή η παρατήρηση του φύλου του, τότε ο δειγματοχώρος είναι $\Omega = \{\text{Αγόρι}, \text{Κορίτσι}\}$, και μπορεί να οριστεί η τυχαία μεταβλητή X τέτοια ώστε $X(\{\text{Αγόρι}\}) = 1$ και $X(\{\text{Κορίτσι}\}) = 0$. Στην περίπτωση αυτή ωστόσο, κάποια γεωμετρικά χαρακτηριστικά της κατανομής δεν θα έχουν σαφές νόημα.

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

και

Συνάρτηση Κατανομής

(Διακριτή Τ.Μ.)

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Ορισμός

Ως συνάρτηση μάζας πιθανότητας (σ.μ.π.) (probability mass function p.m.f.)

$f: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ μίας διακριτής τυχαίας μεταβλητής, ορίζεται να είναι η συνάρτηση

$$f_x(x) = P(X = x)$$

Ιδιότητες συνάρτησης μάζας πιθανότητας διακριτής τ.μ.

1. $0 \leq f_x(x) \leq 1, x \in (-\infty, +\infty)$.

2. $\sum_x f_x(x) = 1$.

Σημειώσεις

1. Η συνάρτηση μάζας πιθανότητας συμβολίζεται και $p_x(x)$ ή ακόμα και $p(x)$ ή $f(x)$, χωρίς δείκτη X .

2. Η ονομασία “συνάρτηση μάζας πιθανότητας” χρησιμοποιείται αποκλειστικά στις διακριτές τ.μ. Η αντίστοιχη συνάρτηση στις συνεχείς τ.μ. ονομάζεται συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας.

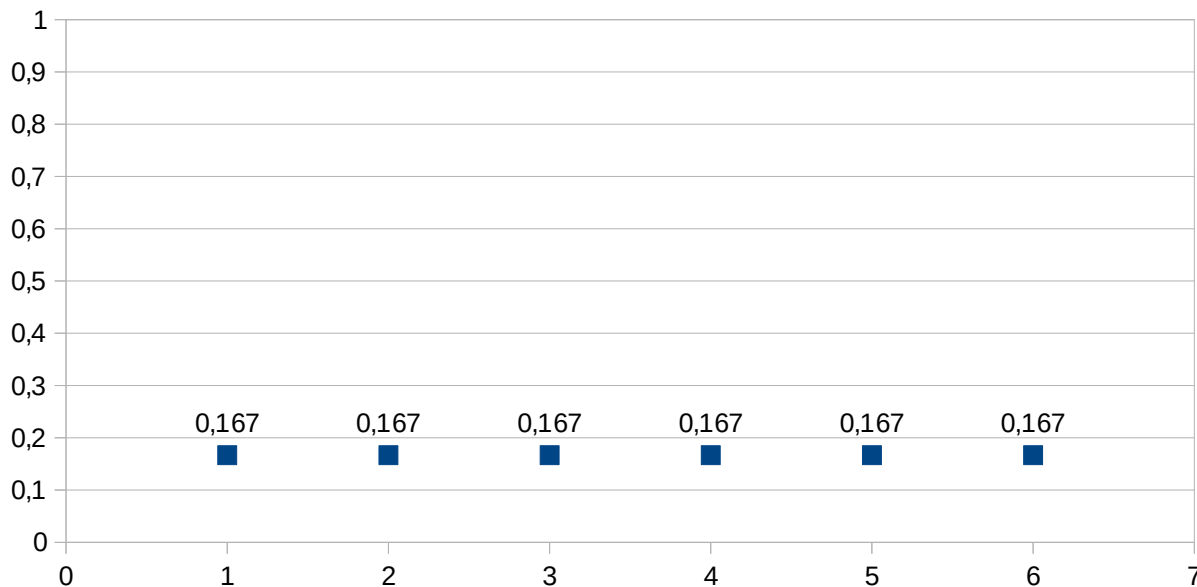
3. Στη συνέχεια, θα αναφερόμαστε στη συνάρτηση μάζας πιθανότητας απλά σαν “συνάρτηση πιθανότητας”.

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Παράδειγμα

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$ τότε $f_X(x) = 1/6, x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$.

$$f(x) = 1/6, x = 1, 2, 3, 4, 5, 6.$$



$\sum_{n=0}^{\infty} \lambda^n = \frac{1}{1-\lambda}$, $|\lambda| < 1$ ← γεωμετρική σειρά.

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Άσκηση 1

(α) Να αποδειχθεί ότι η συνάρτηση $f(x) = \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^x$, $x = 0, 1, 2, \dots$ είναι συνάρτηση μάζας πιθανότητας.

(β) Αν X τ. μ. με τιμές φυσικούς αριθμούς και συνάρτηση μάζας πιθανότητας την f , να βρεθεί η πιθανότητα του ενδεχόμενου $A = \{0 \leq X \leq 3\}$.

Λύση
(α) $f(x) = P(X=x)$, $0 \leq f(x) \leq 1$ προφανώς.

$$\sum_{x \in \mathbb{N}} f(x) = \sum_{x=0}^{\infty} \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^x = \frac{1}{4} \frac{1}{1 - \frac{3}{4}} = 1 \Rightarrow \text{είναι σ. μ. π.}$$

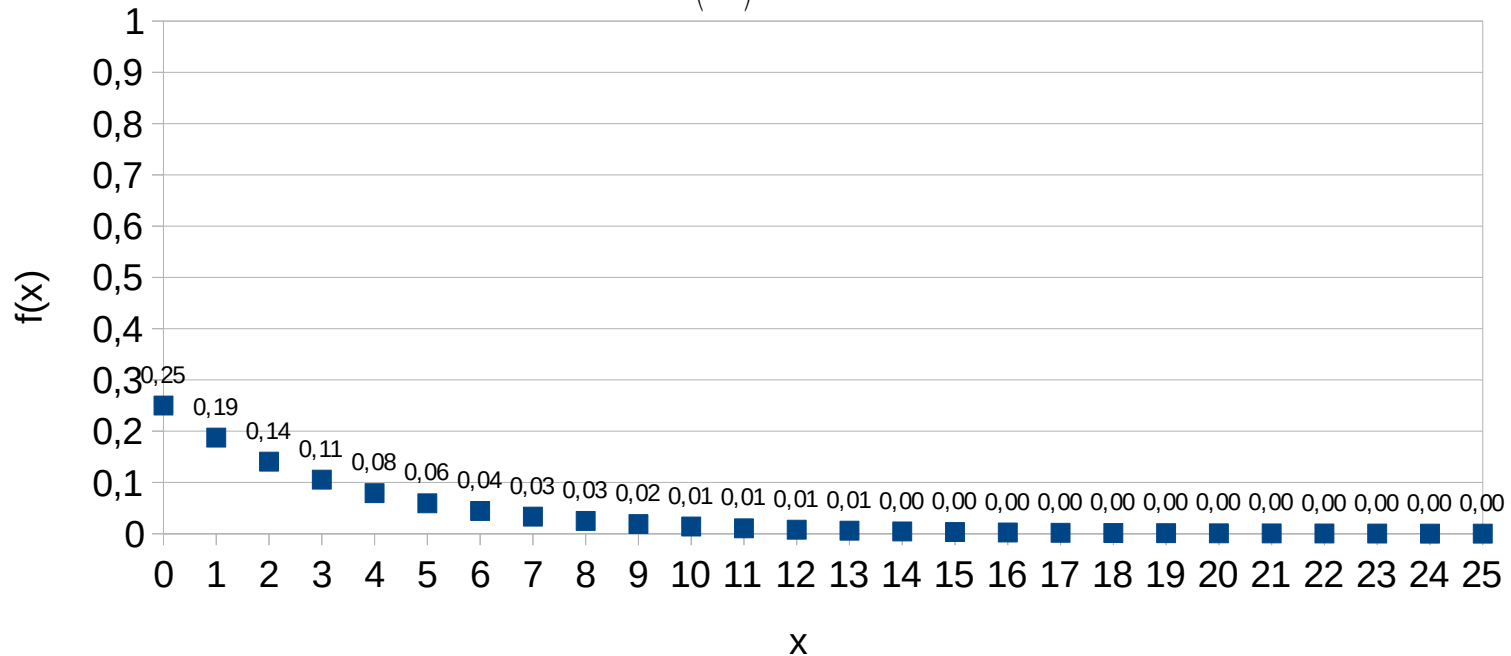
$$(β) P(0 \leq X \leq 3) = P(X=0) + P(X=1) + P(X=2) + P(X=3) = \frac{1}{4} \left[\left(\frac{3}{4}\right)^0 + \left(\frac{3}{4}\right)^1 + \left(\frac{3}{4}\right)^2 + \left(\frac{3}{4}\right)^3 \right] = \dots$$

$$\text{Eival: } 1 + \lambda + \lambda^2 + \dots + \lambda^n = \frac{\lambda^{n+1} - 1}{\lambda - 1}$$

$$\text{Apra, } P(0 \leq X \leq 3) = \frac{1}{4} \cdot \frac{\left(\frac{3}{4}\right)^4 - 1}{\frac{3}{4} - 1} = 1 - \frac{81}{256} = \frac{175}{256}$$

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

$$f(x) = \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4} \right)^x, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$



Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Άσκηση 2

Να βρεθεί η σταθερά $c \in \mathbb{R}$, ώστε η συνάρτηση $f(x) = c \cdot x^2$, $x = 1, 2, 3$ να είναι συνάρτηση μάζας πιθανότητας.

Λύση

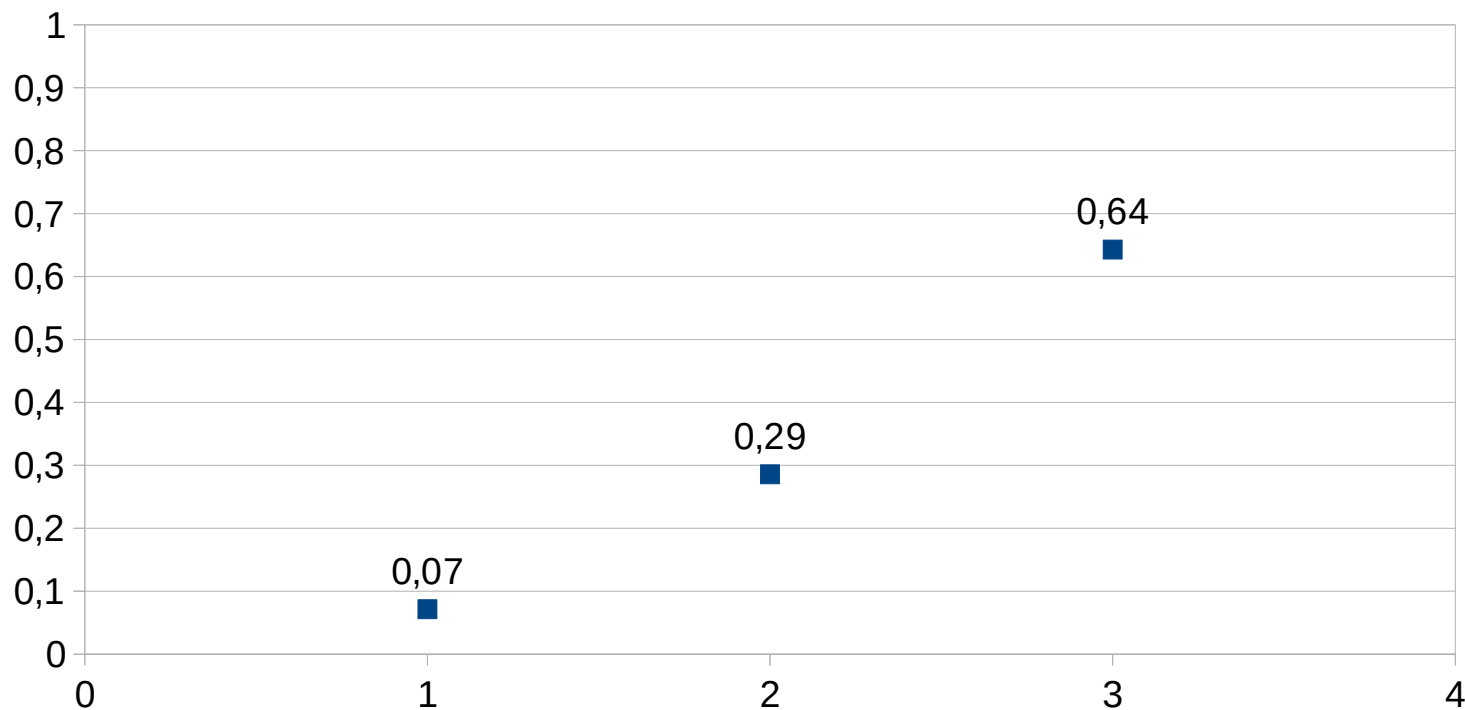
$$f(x) = c \cdot x^2, \quad x = 1, 2, 3.$$

$$\text{Πρέπει } f(1) + f(2) + f(3) = 1 \Leftrightarrow c + 4c + 9c = 1 \Leftrightarrow c = \frac{1}{14}$$

$$f(x) = \frac{x^2}{14}, \quad x = 1, 2, 3.$$

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

$$f(n) = x^2/14, x = 1, 2, 3.$$



Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Άσκηση 3

Γνωρίζουμε ότι το 80% των κατοίκων της Ξάνθης υποστηρίζουν την τοπική ομάδα. Επιλέγουμε τυχαία 3 κατοίκους και έστω

$X = \{\text{το πλήθος των κατοίκων μεταξύ των τριών που υποστηρίζουν την ομάδα}\}.$

Να βρεθεί η συνάρτηση μάζας πιθανότητας της τ.μ. X .

Υπόδειξη: Πρώτα βρείτε το δειγματοχώρο και τις πιθανότητες για κάθε ένα απλό ενδεχόμενο.

Λύση

$$X = \underline{0, 1, 2, 3}$$

$$\frac{0,8}{\kappa_1} \frac{0,8}{\kappa_2} \frac{0,8}{\kappa_3}, \frac{0,8}{\kappa_1} \frac{0,8}{\kappa_2} \frac{0,2}{\kappa_3}, \frac{0,2}{\kappa_1} \frac{0,8}{\kappa_2} \frac{0,8}{\kappa_3}$$

$$f(0) = P(X=0) = 0,8^3 = 0,512$$

$$f(2) = P(X=2) = 3 \cdot 0,8^2 \cdot 0,2 = 0,384$$

$$f(1) = P(X=1) = 3 \cdot 0,8 \cdot 0,2^2 = 0,096$$

$$f(3) = P(X=3) = 0,2^3 = 0,008$$

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Άσκηση 4

Η διακριτή τυχαία μεταβλητή X έχει συνάρτηση μάζας πιθανότητας $f_x(x) = 2^{-x}$, $x = 1, 2, \dots$

(α) Να βρείτε αν είναι περισσότερο πιθανό για την X να λαμβάνει άρτιες ή περιττές τιμές.

(β) Να υπολογιστούν οι πιθανότητες (α) $P(X > 5)$, (β) $P(\eta X \text{ διαιρείται με το } 3)$

Λύση

$$P(X=x) = 2^{-x}, \quad x = 1, 2, \dots$$

$$P(X=2, 4, \dots) = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{-2k} = \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{4}\right)^k = -1 + \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{4}\right)^k$$

$$= -1 + \frac{1}{1 - \frac{1}{4}} = \frac{1}{3}. \quad \text{Άρα } P(X=1, 3, 5, \dots) = \frac{2}{3} \quad \Bigg]$$

$$\begin{aligned} (B) \quad P(X > 5) &= \sum_{x=6}^{\infty} P(X=x) = \sum_{x=6}^{\infty} 2^{-x} = \sum_{k=0}^{\infty} 2^{-(k+6)} = \\ &= \frac{1}{2^6} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{2}\right)^k = \frac{1}{2^6} \cdot \frac{1}{1-\frac{1}{2}} = \frac{1}{2^5} = \frac{1}{32}. \end{aligned}$$

$$P(3|X) = \sum_{k=1}^{\infty} 2^{-(3k)} = -1 + \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{1}{8}\right)^k = -1 + \frac{1}{1-\frac{1}{8}} = \frac{1}{7}.$$

Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Παρατήρηση

Δύο τυχαίες μεταβλητές που ορίζονται στον ίδιο δειγματοχώρο Ω , μπορεί να έχουν ίδια συνάρτηση πιθανότητας χωρίς να είναι ίσες ως συναρτήσεις του Ω στο \mathbb{R} .

Για παράδειγμα, αν $X = \{-1, 1\}$ με $f_X(-1) = f_X(1) = 0,5$ και $Y = -X$, τότε

(α) οι X, Y είναι διαφορετικές ως συναρτήσεις ($X \neq Y$).

(β) έχουν ίδια συνάρτηση πιθανότητας καθώς $f_Y(-1) = P(Y = -1) = P(X = 1) = 0,5$ και $f_Y(1) = P(Y = 1) = P(X = -1) = 0,5$

Συνάρτηση Κατανομής

(Διακριτή Τ.Μ.)

Συνάρτηση Κατανομής

Ορισμός

Ως **(αθροιστική) συνάρτηση κατανομής** (cumulative distribution function) $F: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$, ορίζεται να είναι η συνάρτηση

$$F_x(x) = P(X \leq x), \quad x \in \mathbb{R}$$

Η συνάρτηση κατανομής δίνει τη δυνατότητα υπολογισμού της πιθανότητας η τ.μ. X να ανήκει στο $(\alpha, \beta]$:

$$P(\alpha < X \leq \beta) = F_x(\beta) - F_x(\alpha)$$

Σημείωση: $F_x(x) = P(X \in (-\infty, x])$.

Ιδιότητες συνάρτησης κατανομής

1. $0 \leq F_x(x) \leq 1, x \in (-\infty, +\infty)$.
2. $F_x \uparrow (-\infty, +\infty)$ ή ισοδύναμα $x < y \rightarrow F_x(x) \leq F_x(y)$.
3. $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_x(x) = 0, \lim_{x \rightarrow +\infty} F_x(x) = 1, x \in (-\infty, +\infty)$.

Συνάρτηση Κατανομής διακριτής Τ.Μ.

Αν X μία διακριτή τυχαία μεταβλητή, τότε

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} P(X = x_i) = \sum_{x_i \leq x} f_X(x_i)$$

και

$$P(\alpha < X \leq \beta) = F_X(\beta) - F_X(\alpha) = \sum_{\alpha < x_i \leq \beta} P(X = x_i) = \sum_{\alpha < x_i \leq \beta} f_X(x_i)$$

Συνάρτηση Κατανομής διακριτής Τ.Μ.

Παράδειγμα

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$

τότε $f_X(x) = 1/6, x = 1, \dots, 6$

και

$$F_X(x) = 0, x < 1,$$

$$F_X(x) = 1/6, 1 \leq x < 2,$$

$$F_X(x) = 2/6, 2 \leq x < 3,$$

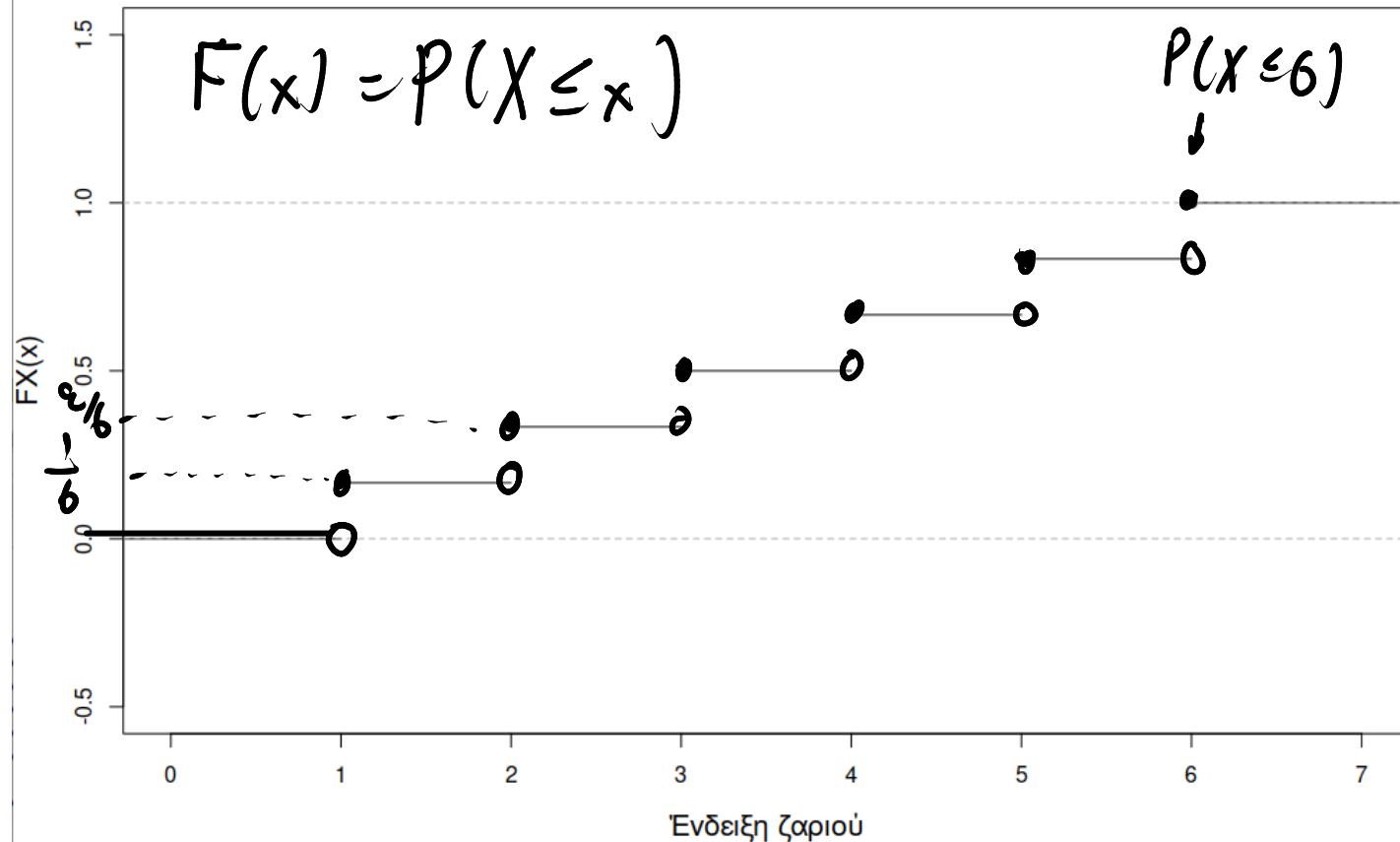
$$F_X(x) = 3/6, 3 \leq x < 4,$$

$$F_X(x) = 4/6, 4 \leq x < 5,$$

$$F_X(x) = 5/6, 5 \leq x < 6,$$

$$F_X(x) = 1, x > 6,$$

Συνάρτηση Κατανομής της X : ένδειξη ενός ζαριού



Συνάρτηση Κατανομής διακριτής Τ.Μ.

Άσκηση

Ρίχνουμε ένα κέρμα τρεις φορές και ορίζουμε $X = \{\text{το πλήθος από Κ}\}$. Να βρεθεί η συνάρτηση κατανομής της X .

Λύση

$$X = 0, 1, 2, 3$$

$$\begin{array}{ccc} 0,5 & 0,5 & 0,5 \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \uparrow & \uparrow & \uparrow \\ \kappa & \nu & \nu \end{array}$$

$$P(X=0) = 0,5^3 = 0,125$$

$$P(X=1) = 3 \cdot 0,5^3 = 0,375$$

$$P(X=2) = 3 \cdot 0,5^3 = 0,375$$

$$P(X=3) = 0,5^3 = 0,125$$

$$F: \mathbb{R} \rightarrow [0,1], F(x) = P(X \leq x)$$

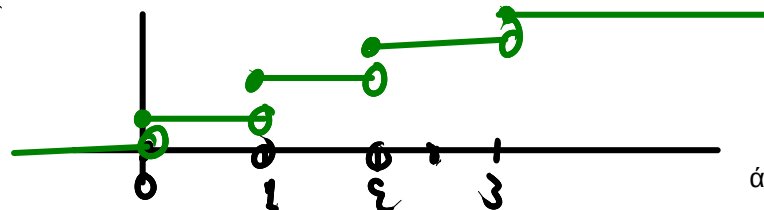
$$\cdot x < 0; F(x) = 0$$

$$\cdot 0 \leq x < 1, F(x) = 0,125$$

$$\cdot 1 \leq x < 2, F(x) = 0,5$$

$$2 \leq x < 3; F(x) = 0,875$$

$$x \geq 3, F(x) = 1.$$



Συνάρτηση Πυκνότητας Πιθανότητας

και

Συνάρτηση Κατανομής

(Συνεχής T.M.)

Η αναγκαιότητα ορισμού της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας για μία συνεχή Τ.Μ. X

Έστω X μία συνεχής τυχαία μεταβλητή (ύψος, βάρος, μήκος κλπ), δηλαδή μία μεταβλητή που λαμβάνει τιμές σε ένα διάστημα $(\alpha, \beta) \subseteq \mathbb{R}$.

Η **συνάρτηση κατανομής** της τ.μ. X είναι η

$$F_X(x) = P(X \leq x), x \in \mathbb{R}.$$

Σε αντίθεση με την διακριτή περίπτωση αν η τ.μ. X είναι συνεχής τότε δεν έχει νόημα να γράψουμε $F_X(x) = \sum_{k \leq x} P(X = k)$, καθώς η άθροιση θα έπρεπε να γίνει σε μη αριθμήσιμο σύνολο δεικτών.

Επιπλέον, το παραπάνω άθροισμα δεν έχει νόημα καθώς στην περίπτωση μίας συνεχούς τ.μ. είναι $P(X = k) = 0$, για κάθε $k \in \mathbb{R}$.

Συνεπώς, η συνάρτηση κατανομής πρέπει να εκφραστεί με άλλο τρόπο.

Η αναγκαιότητα ορισμού της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας για μία συνεχή T.M. X

Ξεκινώντας από τον de Moivre το 1733 και τον Simpson το 1757, καθιερώθηκε ο υπολογισμός της πιθανότητας

$$F_X(x) = P(X \leq x),$$

ως ένα ολοκλήρωμα

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(x) dx.$$

Η συνάρτηση f_X παίζει το ρόλο της συνάρτησης μάζας πιθανότητας για μία συνεχή τυχαία μεταβλητή. Στην περίπτωση αυτή ονομάζεται **συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας**.
p.d.f. σ.π.π.

Φανερά, ο προσδιορισμός της συνάρτησης πυκνότητας πιθανότητας, περιγράφει πλήρως την κατανομή πιθανότητας μίας συνεχούς τυχαίας μεταβλητής.

Συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

Ορισμός

Συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας ονομάζεται κάθε συνάρτηση $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ που ικανοποιεί τις ιδιότητες

α) $f(x) \geq 0$ σχεδόν παντού.

β) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1.$

Κάθε συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας ορίζει μία συνάρτηση κατανομής για μία συνεχή τυχαία μεταβλητή X , ως

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt.$$

Αντίστροφα, αν $F_X: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ είναι μία *συνεχώς διαφορίσιμη* συνάρτηση κατανομής πιθανότητας για την τυχαία μεταβλητή X , τότε η συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας f_X , ορίζεται ως

$$f(x) = F_X'(x) = \frac{dF_X(x)}{dx}$$

Ασκήσεις στη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

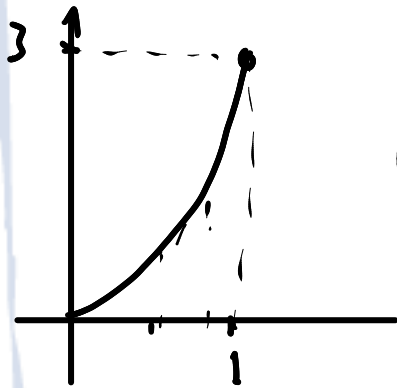
1. Δίνεται η συνάρτηση $f(x) = 3x^2$, $x \in [0, 1]$ και $f(x) = 0$, $x \in \mathbb{R} - [0, 1]$.

(α) Να δείξετε ότι η f είναι συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας για μία συνεχή τ.μ. X .

(β) Να βρείτε τη συνάρτηση κατανομής F_x που αντιστοιχεί στη συνάρτηση πυκνότητας f .

(γ) Να αναπαραστήσετε γραφικά και να υπολογίσετε αλγεβρικά τις πιθανότητες $P(X < 0)$, $P(X < 1/2)$, $P(X \leq 1/2)$, $P(X \geq 1/2)$, $P(X > 3)$.

$$f(x) = 3x^2, \quad x \in [0, 1]$$



(α) $0 \leq f(x)$

προφανώς.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \int_0^1 3x^2 dx = 3 \left. \frac{x^3}{3} \right|_0^1 = 1.$$

(β) $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$

$$\Rightarrow F(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ x^3, & 0 \leq x \leq 1 \\ 1, & x > 1. \end{cases}$$

$x < 0 \rightarrow 0$
 $0 \leq x \leq 1 \rightarrow \int_0^x 3t^2 dt = x^3$
 $x > 1 \rightarrow \int_0^1 3t^2 dt = 1$

$$(8) P(X < 0) = F(0) = 0$$

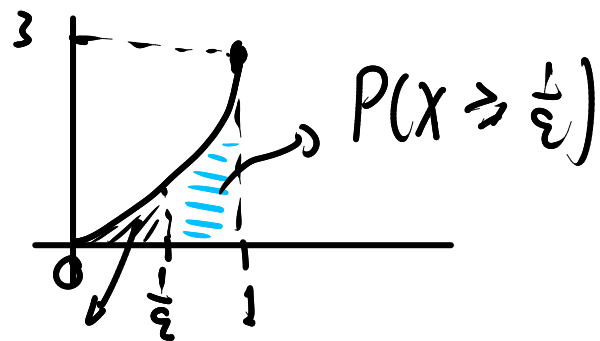
$$P(X < \frac{1}{2}) = F(\frac{1}{2}) = (\frac{1}{2})^3 = \frac{1}{8}$$

$$P(X \leq \frac{1}{2}) = P(X < \frac{1}{2}) = \frac{1}{8}$$

$$P(X \geq \frac{1}{2}) = 1 - F(\frac{1}{2}) = \frac{7}{8}$$

$$P(X > 3) = \int_3^{\infty} f(t) dt = 0$$

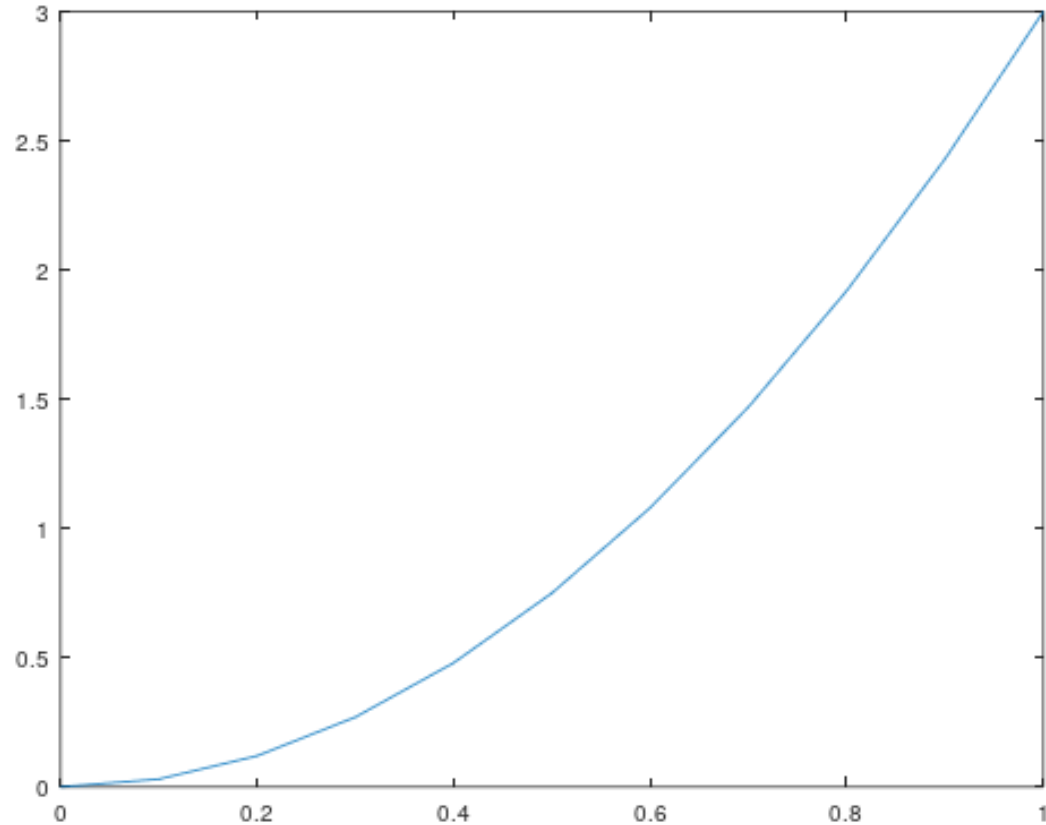
$$P(X > 3) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - F(3) = 1 - 1 = 0$$



$$P(X < \frac{1}{2}) = P(0 < X < \frac{1}{2})$$

Ασκήσεις στη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

$$f(x) = 3x^2, x \in [0, 1]$$



Ασκήσεις στη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

2. Δίνεται η συνάρτηση $f(x) = x^3/4$, $x \in [0, c]$ και $f(x) = 0$, $x \in \mathbb{R} - [0, c]$. Να βρείτε την τιμή του c για την οποία η f γίνεται συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας για μία συνεχή τ.μ. X .

$$f(x) = \frac{x^3}{4}, x \in [0, c], c = ? \text{ ώστε } f = \text{σ.π.π.}$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \Leftrightarrow \int_0^c \frac{x^3}{4} dx = 1 \Leftrightarrow \frac{1}{4} \frac{x^4}{4} \Big|_0^c = 1 \Leftrightarrow c^4 = 16$$
$$\Leftrightarrow c = \pm 2 \xrightarrow{c > 0} c = 2.$$

Ασκήσεις στη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

3. Δίνεται η συνάρτηση $f(x) = x + 1$, $x \in (-1, 0]$ και $f(x) = 1 - x$, $x \in [0, 1)$.

(α) Να δείξετε ότι η f είναι συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας μίας συνεχούς τ.μ. X .

(β) Να βρείτε την αντίστοιχη συνάρτηση κατανομής.

(γ) Να βρείτε τη συνάρτηση κατανομής της τ.μ. $Y = 2X + 1$.

$F(x) = P(X \leq x)$

Ασκήσεις στη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας

4. Δίνεται η συνάρτηση $F(x) = (x+1)^2/4$, $x \in (-1, 1)$.

(α) Να δείξετε ότι η F είναι συνάρτηση κατανομής για κάποια συνεχή τυχαία μεταβλητή X .

(β) Να βρείτε την αντίστοιχη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας.

$$F(x) = \frac{(x+1)^2}{4}, \quad x \in (-1, 1) \text{ και } F(x) = 0, x \leq -1, F(x) = 1, x \geq 1$$

(i) $0 \leq F(x) \leq 1$. $-1 < x < 1 \Rightarrow 0 < x+1 < 2 \Rightarrow 0 < \frac{(x+1)^2}{4} < 1$ ✓

(ii) $F \uparrow$ $F'(x) = \frac{x+1}{2} > 0, x \in (-1, 1) \Rightarrow F \uparrow$

(iii) $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$. Για $x > 1, F(x) = 1 \Rightarrow \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$.

$f(x) = \frac{x+1}{2},$ $-1 < x < 1.$ $f(x) = 0, \text{ αλλιώς.}$ <small>άλυτή</small>

Γεωμετρικά Χαρακτηριστικά Κατανομής

Αναμενόμενη (ή Μέση) Τιμή Τ.Μ.

Ορισμός

Η **αναμενόμενη τιμή** (expected value) μιας διακριτής τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται ως:

$$E(X) = \sum_{x_i} x_i f_X(x_i)$$

Αντίστοιχα, η αναμενόμενη τιμή για μία συνεχή ΤΜ, Y ορίζεται ως:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx .$$

Αναμενόμενη (ή Μέση) Τιμή Τ.Μ.

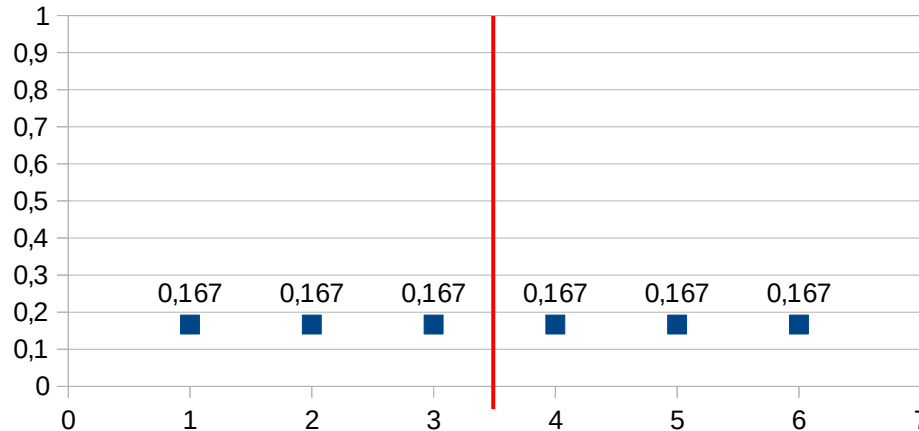
Παράδειγμα 1

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$ τότε

$x_1 = 1, x_2 = 2, x_3 = 3, x_4 = 4, x_5 = 5, x_6 = 6$, και $f_X(x_i) = 1/6, i = 1, 2, \dots, 6$, άρα

$$E(X) = 1 \cdot 1/6 + 2 \cdot 1/6 + 3 \cdot 1/6 + 4 \cdot 1/6 + 5 \cdot 1/6 + 6 \cdot 1/6 = 21/6 = 3,5.$$

$f(x) = 1/6, x = 1, 2, 3, 4, 5, 6.$

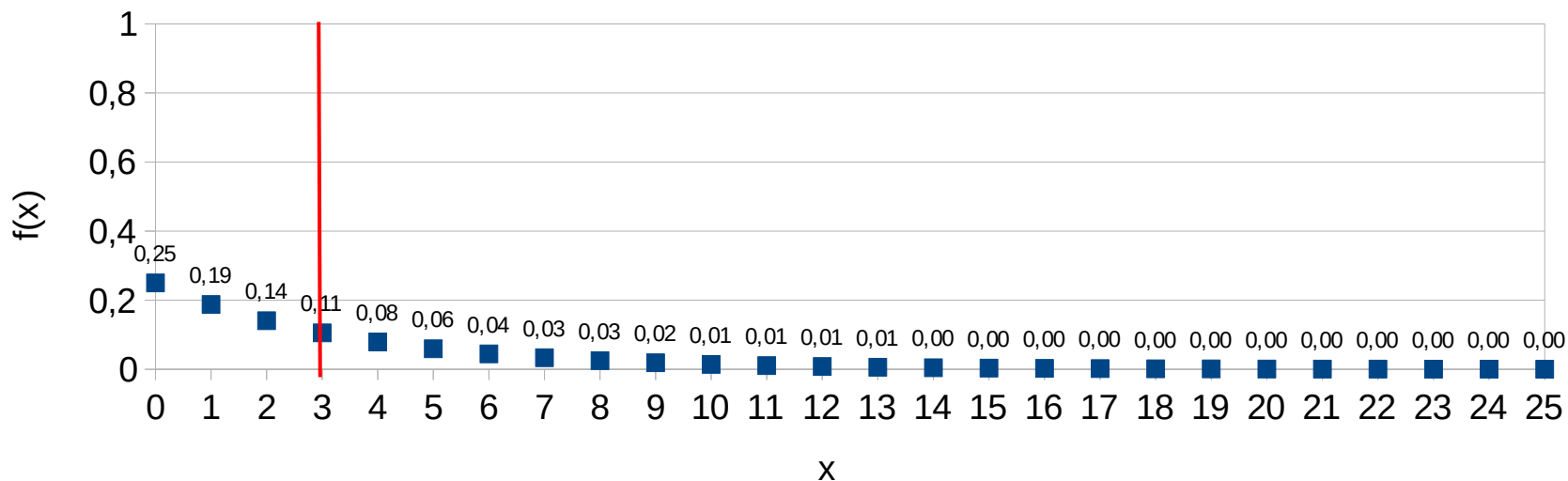


Αναμενόμενη (ή Μέση) Τιμή Τ.Μ.

Παράδειγμα 2

Αν X μία τ.μ. με σ.μ.π. $f(x) = \frac{1}{4} \left(\frac{3}{4}\right)^x$, $x = 0, 1, 2, \dots$, τότε

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{n \geq 0} n f(n) = \frac{1}{4} \sum_{n \geq 0} n \left(\frac{3}{4}\right)^n \\ &= \frac{1}{4} \sum_{n \geq 1} n \left(\frac{3}{4}\right)^n \\ &= \frac{3}{16} \sum_{n \geq 1} n \left(\frac{3}{4}\right)^{n-1} \\ &= \frac{3}{16} \left[\frac{1}{\left(1 - \frac{3}{4}\right)^2} \right] = 3. \end{aligned}$$

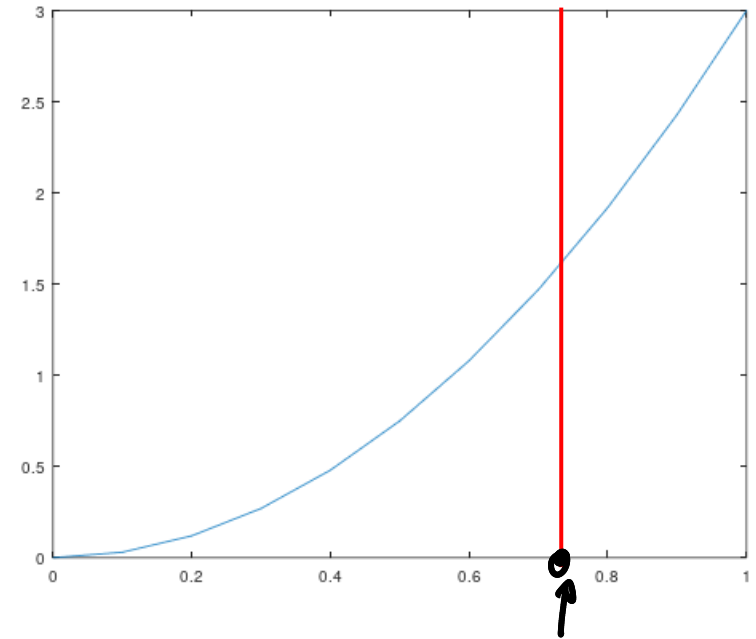


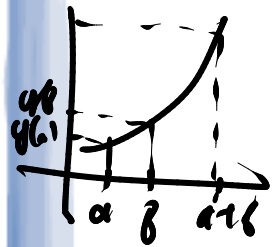
Αναμενόμενη (ή Μέση) Τιμή Τ.Μ.

Παράδειγμα 3

Αν X συνεχής με σ.π.π. $f(x) = 3x^2$, $x \in [0, 1]$ και $f(x) = 0$, $x \in \mathbb{R} - [0, 1]$, τότε

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} xf(x) dx = \int_0^1 x(3x^2) dx = 3 \int_0^1 x^3 dx = \frac{3}{4}.$$

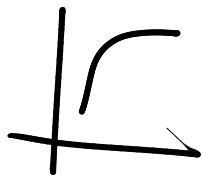




$$g(a+b) > g(a) + g(b)$$

Ιδιότητες αναμενόμενης τιμής $E(X)$

1. Για κάθε $\lambda \in \mathbb{R}$ και για κάθε τ.μ. X είναι $E(\lambda X) = \lambda E(X)$. ✓
2. Η αναμενόμενη τιμή έχει την αθροιστική ιδιότητα: $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ ✓
3. $E(\lambda) = \lambda$ (ειδική περίπτωση της 1 για $X = 1$ παντού). ✓
4. Αν $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ κυρτή, τότε $E(g(X)) \geq g(E(X))$. $E(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx \geq$
5. Αν $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ κοίλη, τότε $E(g(X)) \leq g(E(X))$



$$\geq g\left(\int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx\right) = g(E(X))$$

Νόμος των Μεγάλων Αριθμών

Η αναμενόμενη τιμή δεν είναι η ίδια έννοια με τη μέση τιμή όπως συνήθως υπολογίζεται αυτή ως αριθμητικός μέσος.

Η μέση τιμή αναφέρεται σε συγκεκριμένη υλοποίηση ενός πειράματος για κάποιο πλήθος επαναλήψεων ενώ η αναμενόμενη τιμή υπολογίζεται από όλες τις θεωρητικά αναμενόμενες τιμές και τις αντίστοιχες πιθανότητες με τις οποίες μπορεί να συμβούν.

Για παράδειγμα, αν ρίξω ένα ζάρι 10 φορές και φέρω 1, 5, 3, 6, 6, 2, 2, 3, 4, 1, τότε η μέση τιμή των παρατηρήσεων είναι $33/10 = 3,3$ που απέχει κατά 0,2 από την αναμενόμενη τιμή (που είναι 3,5).

Ωστόσο, αν ρίξω το ίδιο ζάρι N φορές με $N \rightarrow \infty$, τότε, επειδή η πιθανότητα εμφάνισης για κάθε αριθμό είναι η ίδια ($1/6$), μακροπρόθεσμα, η μέση τιμή θα προσεγγίσει την αναμενόμενη τιμή.

Αυτό το γεγονός είναι γνωστό και ως **Νόμος των Μεγάλων Αριθμών**.

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 1

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$, να βρεθεί η αναμενόμενη τιμή της $Y = X^2$.

Λύση

Υπόδειξη

Βρείτε πρώτα την f_X .

$$X = 1, 2, \dots, 6, P(X=x) = \frac{1}{6}, Y = 1^2, 2^2, \dots, 6^2, P(Y=x^2) = \frac{1}{6}$$

$$E(Y) = 1^2 \cdot \frac{1}{6} + 2^2 \cdot \frac{1}{6} + \dots + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{6} + \frac{4}{6} + \frac{9}{6} + \frac{16}{6} + \frac{25}{6} + \frac{36}{6} = \dots$$

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 2

Αν $X = 0, 1, 2, \dots$ και $f_X(0) = 1/2$, $f_X(1) = 1/2$, $f_X(n) = 0$, $n > 1$, τότε να βρεθεί η $E(X)$.

Λύση

$$X = 0, 1, 2, \dots \quad f_X(0) = \frac{1}{2}, \quad f_X(1) = \frac{1}{2}$$

$$E(X) = 0 \cdot \frac{1}{2} + 1 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$$

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 3

Αν $E(X) = 2$ και $E(Y) = 1$ να βρεθεί η αναμενόμενη τιμή της $Z = 2X - Y$.

Λύση

$$E(X) = 2, E(Y) = 1$$

$$E(Z) = E(2X - Y) = 2E(X) - E(Y) = 2 \cdot 2 - 1 = 3.$$

$$E(X+Y) = E(X) + E(Y)$$

$$E(X-Y) = E(X) - E(Y)$$

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 4

Αν X είναι μία τ.μ. με $E(X) = 1$ τότε να βρεθεί το πρόσημο της $E(\ln X)$.

Λύση

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 5

Δίνεται η συνεχής τ.μ. X με σ.π.π. $f(x) = x^3/4$, $x \in [0, 2]$ και $f(x) = 0$, $x \in \mathbb{R} - [0, 2]$. Να βρεθεί η $E(X)$.

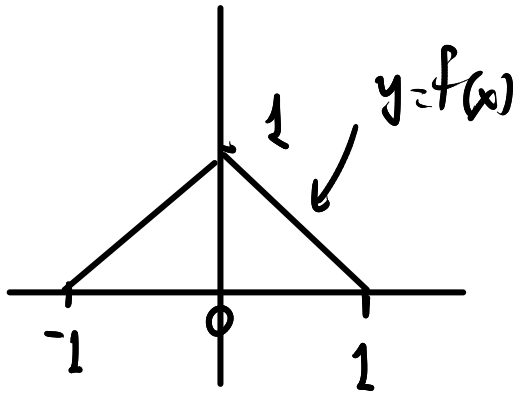
$$f(x) = \frac{x^3}{4}, \quad x \in [0, 2].$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^2 x \cdot \frac{x^3}{4} dx = \frac{1}{4} \left. \frac{x^5}{5} \right|_0^2 = \frac{1}{4} \cdot \frac{2^5}{5} = \frac{32}{20}.$$

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 6

Δίνεται η συνεχής τ.μ. X με σ.π.π. $f(x) = x + 1, x \in (-1, 0]$ και $f(x) = 1 - x, x \in [0, 1)$. Να βρεθεί η $E(X)$.



$$\textcircled{*} = \frac{1}{3} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = 0$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-1}^0 x \cdot (x+1) dx + \int_0^1 x \cdot (1-x) dx = \left. \frac{x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right|_{-1}^0 + \left. \frac{x^2}{2} - \frac{x^3}{3} \right|_0^1 = \frac{1}{6}$$

άλυτη

Ασκήσεις στην αναμενόμενη τιμή

Άσκηση 7

Δίνεται η συνεχής τ.μ. X με σ.κ. $F(x) = (x + 1)^2/4$, $x \in (-1, 1)$. Να βρεθεί η $E(X)$.

Μία ακόμα έκφραση της $E(X)$

Πρόταση

Για κάθε διακριτή μη αρνητική ακέραια τ.μ. X ισχύει $E(X) = \sum_{n=1}^{\infty} P(X \geq n)$

Απόδειξη

Για κάθε $n \in \mathbb{N}$, θεωρούμε την διακριτή τ.μ. $1_{X \geq n}$, που παίρνει τιμή 1 αν $X \geq n$ και 0 αν $X < n$.

Η αναμενόμενη τιμή της $1_{X \geq n}$, είναι

$$E(1_{X \geq n}) = 1 \cdot P(X \geq n) + 0 \cdot (1 - P(X \geq n)) = P(X \geq n)$$

Καθώς η X παίρνει μη αρνητικές ακέραιες τιμές, γράφουμε: $X = \sum_{n=1}^X 1 = \sum_{n=1}^{\infty} 1_{X \geq n}$

Πράγματι, παρατηρήστε ότι αν $X = m$, τότε $1_{X \geq n}(X = m) = 1$ για κάθε $n \leq m$ και 0 αν $n > m$.

Τώρα, είναι

$$E(X) = E\left(\sum_{n=1}^{\infty} 1_{X \geq n}\right) = \sum_{n=1}^{\infty} E(1_{X \geq n}) = \sum_{n=1}^{\infty} P(X \geq n)$$

Μία ακόμα έκφραση της $E(X)$

Πρόταση

Για κάθε συνεχή μη αρνητική ακέραια τ.μ. X ισχύει $E(X) = \int_0^{\infty} P(X \geq t) dt$

Απόδειξη

Για κάθε $n \in \mathbb{N}$, θεωρούμε την διακριτή τ.μ. $1_{X \geq t}$, που παίρνει τιμή 1 αν $X \geq t$ και 0 αν $X < t$.

Η αναμενόμενη τιμή της $1_{X \geq t}$, είναι

$$E(1_{X \geq t}) = 1 \cdot P(X \geq t) + 0 \cdot (1 - P(X \geq t)) = P(X \geq t)$$

Καθώς η X παίρνει μη αρνητικές τιμές, μπορούμε να γράψουμε: $X = \int_0^X dt = \int_0^{\infty} 1_{X \geq t} dt$

Πράγματι, παρατηρήστε ότι αν $X = m$, τότε $1_{X \geq t}(X = m) = 1$ για κάθε $t \leq m$ και 0 αν $t > m$.

Τώρα, είναι

$$E(X) = E\left(\int_0^{\infty} 1_{X \geq t} dt\right) = \int_0^{\infty} E(1_{X \geq t}) dt = \int_0^{\infty} P(X \geq t) dt$$

Σημείωση: Στην τελευταία σχέση, η αλλαγή της αναμενόμενης και του αθροίσματος τεκμηριώνεται από το θεώρημα Tonelli.

Επικρατούσα Τιμή και Διάμεση Τιμή

Επικρατούσα Τιμή και Διάμεση Τιμή

Δύο ακόμα μέτρα “θέσης” μίας κατανομής είναι η επικρατούσα τιμή και η διάμεση τιμή.

Αν X είναι μία τ.μ. και f_x η συνάρτηση (μάζας ή πυκνότητας) πιθανότητας, τότε:

Επικρατούσα τιμή (mode) της X είναι το/τα $x \in \mathbb{R}$ τα οποία μεγιστοποιούν την τιμή της f_x .

Διάμεση τιμή (median) της X είναι το $x_0 \in \mathbb{R}$ για το οποίο ισχύει

$$\sum_{x \leq x_0} f_x(x) \leq 0,5 \text{ και } \sum_{x \geq x_0} f_x(x) \geq 0,5$$

Επικρατούσα Τιμή και Διάμεση Τιμή

Άσκηση

Αν το πείραμα είναι η ρίψη 2 ζαριών και $X = \{\text{το άθροισμα των δύο ρίψεων}\}$, τότε να βρεθούν:

(α) η επικρατούσα τιμή M .

(β) η διάμεσος δ .

Λύση

Διακύμανση και Τυπική Απόκλιση

Διακύμανση Τ.Μ.

Ορισμός

Διακύμανση ή **διασπορά** (variance) μίας τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται να είναι η ποσότητα:

$$\sigma^2 = \text{Var } X = E(X - \mu)^2, \text{ όπου } \mu = EX.$$

Αποδεικνύεται ότι, $\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$, όπου $\mu = EX$.

Απόδειξη

Είναι $(X - \mu)^2 = X^2 - 2\mu X + \mu^2$. Από τη γραμμικότητα της αναμενόμενης τιμής, προκύπτει

$$E(X - \mu)^2 = E(X^2 - 2\mu X + \mu^2)$$

$$= E(X^2) - E(2\mu X) + E(\mu^2)$$

$$= E(X^2) - 2\mu E(X) + \mu^2$$

$$= E(X^2) - \mu^2.$$

Διακύμανση Τ.Μ.

Αν X διακριτή τ.μ. και f_X , η σ.μ.π. τότε

$$\sigma^2 = E[(X - \mu)^2] = \sum_{x_i} (x_i - \mu)^2 \cdot f_X(x_i) = \sum_{x_i} x_i^2 \cdot f_X(x_i) - \mu^2.$$

Αν X συνεχής τ.μ. και f_X , η σ.π.π. τότε

$$\sigma^2 = E[(X - \mu)^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X(x) dx - \mu^2.$$

Τυπική απόκλιση Τ.Μ.

Αν η τυχαία μεταβλητή δηλώνει κάποια φυσική ποσότητα, τότε η διακύμανση αποδίδει την “διασπορά” των πιθανών τιμών της σε μονάδες τετραγωνικές αυτών που λαμβάνει η τυχαία μεταβλητή. Ο υπολογισμός της τετραγωνικής ρίζας της διακύμανσης λύνει αυτό το πρόβλημα προσφέροντας ένα μέτρο διασποράς που ιστορικά καταδείχθηκε ως το πλέον σημαντικό.

Ορισμός

Τυπική απόκλιση (standard deviation) μίας τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται να είναι η ποσότητα:

$$\sigma = \sqrt{\text{Var } X}, \text{ όπου } \text{Var } X = E(X - \mu)^2, \text{ και } \mu = EX.$$

$$\text{Var}(X) = E(X - \mu)^2 = E(X^2) - \mu^2$$

Ασκήσεις στην διακύμανση

Άσκηση 1

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$, να βρεθούν τα $\text{Var}X$, σ .

Λύση

$$X = 1, 2, \dots, 6, \quad P(X=1) = \dots = P(X=6) = \frac{1}{6}$$

$$E(X) = 1 \cdot \frac{1}{6} + \dots + 6 \cdot \frac{1}{6} = 3,5.$$

$$E(X^2) = 1^2 \cdot \frac{1}{6} + \dots + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{91}{6}$$

$$\text{Var}(X) = \frac{91}{6} - (3,5)^2 = 2,917.$$

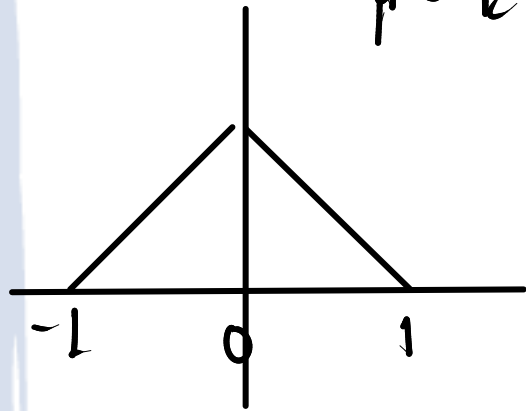
$$\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)} = 1,71.$$

Ασκήσεις στην διακύμανση

Άσκηση 2

Αν X συνεχής τ.μ. με σ.π.π. $f(x) = x + 1, x \in (-1, 0]$ και $f(x) = 1 - x, x \in [0, 1)$, να βρεθούν τα $\text{Var}X, \sigma$.

Λύση



$$\mu = E(X) = 0$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) =$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx$$

$$= \int_{-1}^0 x^2 (x+1) dx + \int_0^1 x^2 (1-x) dx$$

$$= \text{⊗}$$

$$\sigma^2 = \text{Var}(X) = E(X - \mu)^2 = E(X^2) - \mu^2$$

$$\textcircled{*} = \left. \frac{X^4}{4} + \frac{X^3}{3} \right|_{-1}^0 + \left. \frac{X^3}{3} - \frac{X^4}{4} \right|_0^1 = -\frac{1}{4} + \frac{1}{3} + \frac{1}{3} - \frac{1}{4} = \frac{2}{3} - \frac{1}{2} = \frac{1}{6}.$$

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)} = \sqrt{\frac{1}{6}} = 0,41.$$

$$\text{Var}(X) = E[(X - E(X))^2]$$

Ιδιότητες $\text{Var}(X)$

Οι βασικότερες ιδιότητες της διακύμανσης είναι οι εξής:

- $\text{Var}(X) \geq 0$ ✓
- $\text{Var}(X) = 0 \rightarrow$ υπάρχει $x_0 \in \mathbb{R}$, τέτοιο ώστε $P(X = x_0) = 1$.
- $\text{Var}(X + \alpha) = \text{Var}(X)$. ✓
- $\text{Var}(\lambda) = 0$. ✓
- $\text{Var}(\lambda X) = \lambda^2 \cdot \text{Var}(X)$.

$$\text{Var}(\lambda X) = E\left(\left[\lambda X - \overbrace{E(\lambda X)}^{\lambda E(X)}\right]^2\right) = \lambda^2 \cdot \text{Var}(X)$$

$$\text{Var}(X + Y) \neq \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$$

Ασκήσεις στην διακύμανση

Άσκηση 3

Έστω X τ.μ.

(α) Δείξτε ότι $\text{Var}(\lambda X) = \lambda^2 \text{Var}(X)$.

(β) Έστω $\mu = E(X)$ και $\sigma^2 = \text{Var}(X)$. Αν $Y = (X - \mu)/\sigma$ τότε $E(Y) = 0$, $\text{Var}(Y) = 1$.

Λύση

$$(β) \quad X \begin{cases} \rightarrow E(X) \\ \hookrightarrow \text{Var}(X) \end{cases} \quad Y = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

$$\text{Πρώτα γι'αυτήν, } E(Y) = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma} E(X - \mu) = \frac{1}{\sigma} (E(X) - \mu) = \frac{1}{\sigma} (\mu - \mu) = 0.$$

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma^2} \text{Var}(X - \mu) = \frac{1}{\sigma^2} \text{Var}(X) = \frac{1}{\sigma^2} \cdot \sigma^2 = 1.$$

Ασυμμετρία και κυρτότητα κατανομής

Ασυμμετρία και κυρτότητα κατανομής

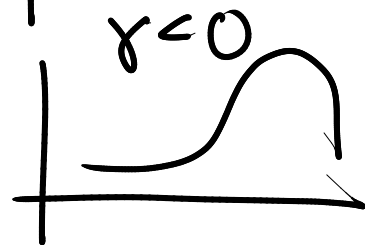
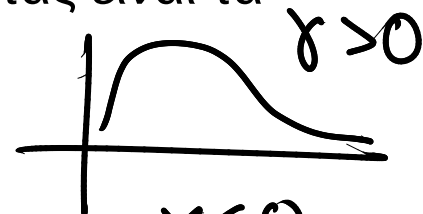
Δύο ακόμα γεωμετρικά χαρακτηριστικά μίας κατανομής πιθανότητας είναι τα εξής:

- Ο συντελεστής ασυμμετρίας (skewness)

$$\text{skew}(X) = \gamma = \frac{E[(X - \mu)^3]}{\sigma^3} = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^3$$

- Ο συντελεστής κυρτότητας (kurtosis)

$$\text{kurt}(X) = \alpha = \frac{E[(X - \mu)^4]}{\sigma^4} = E\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^4$$



Ασυμμετρία και κυρτότητα κατανομής

Άσκηση

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$ να βρεθούν τα γ , α .

Ασυμμετρία και κυρτότητα κατανομής

Άσκηση

Αν $X = \{\text{το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού}\}$ να βρεθούν τα γ , α .

x	$f(x)$	$x - EX$	$(x - EX)^2$	$(x - EX)^3$	$(x - EX)^4$
1	0,167	-2,5	6,25	-15,63	39,06
2	0,167	-1,5	2,25	-3,38	5,06
3	0,167	-0,5	0,25	-0,13	0,06
4	0,167	0,5	0,25	0,13	0,06
5	0,167	1,5	2,25	3,38	5,06
6	0,167	2,5	6,25	15,63	39,06

EX	3,5
VarX	17,5
StDev	4,18
γ	0
α	0,05

Γεωμετρικά χαρακτηριστικά κατανομής

Σύνοψη:

- Η αναμενόμενη τιμή EX , η διάμεσος δ και η επικρατούσα τιμή M εκφράζουν το “κέντρο” της κατανομής των τιμών.
- Η διασπορά $Var X$ εκφράζει το “άπλωμα” της κατανομής των τιμών.
- Ο συντελεστής ασυμμετρίας γ ανιχνεύει την ύπαρξη “ουράς” προς τα δεξιά ($\gamma > 0$) ή τα αριστερά ($\gamma < 0$) ή ισοδύναμα την ύπαρξη τιμών με ιδιαίζων μέγεθος.
- Ο συντελεστής κυρτότητας α ποσοτικοποιεί το ρυθμό μεταβολής της μάζας πιθανότητας γύρω από την αναμενόμενη τιμή ή ισοδύναμα, ποσοτικοποιεί το “πλάτος” της ουράς δεξιά ή αριστερά από την αναμενόμενη τιμή.

- Ροπογεννήτρια Συνάρτηση
- Πιθανογεννήτρια Συνάρτηση

Ροπές τυχαίας μεταβλητής

Η EX ονομάζεται **1^η ροπή** (moment) της τυχαίας μεταβλητής X . Γενικότερα, η **n -οστή ροπή** (n -th moment) της τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται να είναι

$$\kappa_n = E(X^n)$$

ενώ αν $\mu = EX$ είναι η αναμενόμενη τιμή τότε η **n -οστή κεντρική ροπή** (n -th central moment) της τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται να είναι

$$\mu_n = E[(X - EX)^n] = E[(X - \mu)^n]$$

Παρατηρούμε ότι $EX = \kappa_1$, $\text{Var } X = \mu_2$.

Ροπογεννήτρια Συνάρτηση

Έστω X μία τ.μ. (διακριτή ή συνεχής). Η **ροπογεννήτρια** (moment-generating function – MGF) της τυχαίας μεταβλητής X ορίζεται να είναι η συνάρτηση

$$M_X(t) = E(e^{tX}), \quad t \in (-\infty, +\infty)$$

Από τον ορισμό της, οι ροπές είναι συντελεστές στο ανάπτυγμα Taylor.

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) = E\left(1 + Xt + \frac{X^2}{2!}t^2 + \dots\right) \\ &= 1 + E(X)t + \frac{E(X^2)}{2!}t^2 + \dots = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{E(X^n)}{n!}t^n = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{\kappa_n}{n!}t^n. \end{aligned}$$

Σημείωση

Η ροπογεννήτρια συνάρτηση δεν ορίζεται πάντα, καθώς απαιτείται η ύπαρξη των ροπών κάθε τάξης. Αυτό δεν συμβαίνει με βεβαιότητα, όπως για παράδειγμα στην κατανομή Cauchy.

Ροπογεννήτρια Συνάρτηση

Η ονομασία **ροπογεννήτρια** δικαιολογείται από τις παρακάτω προφανείς σχέσεις:

$$M(t) = E(e^{tx}) = E\left(\sum_{n=0}^{\infty} \frac{(tx)^n}{n!}\right) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!} X^n.$$

$$M^{(1)}_X(0) = EX, \quad M^{(2)}_X(0) = E(X^2), \quad , \dots, \quad M^{(n)}_X(0) = E(X^n).$$

Επιπλέον, από τον ορισμό προκύπτει ότι:

$$M_{aX+b}(t) = e^{bt}M_X(at)$$

$$M_{aX+b}(t) = E(e^{t \cdot (aX+b)}) = E(e^{taX} \cdot e^{tb}) = e^{tb} \cdot E(e^{atX}) = e^{tb} \cdot M_X(at)$$

Ροπογεννήτρια Συνάρτηση

Άσκηση 1

Δίνεται η διακριτή Τ.Μ. X με σ.μ.π. $f(x) = 0,5^x$, $x \geq 1$, $x = 1, 2, 3, \dots$

(α) Να βρεθεί η ροπογεννήτρια $M_X(t)$ της X .

(β) Να υπολογιστεί η μέση τιμή και η διακύμανση της X .

(γ) Να δοθεί ο τύπος της ροπογεννήτριας της τυχαίας μεταβλητής $Y = 3X + 2$.

$$\begin{aligned} M_X(t) &= E(e^{tX}) = \sum_{x=1}^{\infty} e^{t \cdot x} \cdot P(X=x) = \sum_{x=1}^{\infty} e^{tx} \cdot 0,5^x \\ &= \sum_{x=1}^{\infty} (e^t \cdot 0,5)^x = -1 + \sum_{x=0}^{\infty} (e^t \cdot 0,5)^x = -1 + \frac{1}{1 - e^t \cdot 0,5}, \quad |e^t \cdot 0,5| < 1 \\ &\quad t < \ln 2 \end{aligned}$$

$$= \frac{1 - 1 + e^{t \cdot 0,5}}{1 - e^{t \cdot 0,5}} = \frac{0,5 \cdot e^t}{1 - e^{t \cdot 0,5}} = \frac{e^t}{2 - e^t}, \quad t < \ln 2.$$

$$(b) E(X) = M'_X(0) = \left[\frac{-e^t \cdot (-e^t) + e^t \cdot (2 - e^t)}{(2 - e^t)^2} \right]_{t=0} = \left[\frac{2e^t}{(2 - e^t)^2} \right]_{t=0} = 2.$$

$$E(X^2) = M''_X(0) = \dots$$

$$\text{Var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \dots$$

$$(c) Y = 3X + 2, \quad M_Y(t) = M_{3X+2}(t) = e^{2t} \cdot M_X(3t) = e^{2t} \cdot \frac{e^{3t}}{2 - e^{3t}}, \quad t < \ln 2.$$

Ροπογεννήτρια Συνάρτηση

Άσκηση 2

Δίνεται η Τ.Μ. X με ροπογεννήτρια $M_X(t) = \exp(e^t - 1)$. Να βρεθούν τα EX , $\text{Var}X$.

Ροπογεννήτρια Συνάρτηση

Άσκηση 3

Δίνεται η Τ.Μ. X με σ.π.π. $f_X(x) = \theta e^{-\theta(x-\alpha)}$, $x > \alpha$ όπου $\alpha, \theta > 0$. Να βρεθούν τα $F_X(x)$, $M_X(t)$, EX , $\text{Var}X$.

Ροπογεννήτρια και συνάρτηση κατανομής

Η ροπογεννήτρια συνάρτηση $M_X(t) = E(e^{tx})$, $t \in \mathbb{R}$, όταν υπάρχει και ορίζεται καλώς, προσδιορίζει πλήρως τη συνάρτηση κατανομής.

Αποδεικνύεται ότι:

Θεώρημα

Αν X, Y είναι δύο τυχαίες μεταβλητές τέτοιες ώστε

$$M_X(t) = M_Y(t), t \in \mathbb{R},$$

τότε θα είναι και

$$F_X(x) = F_Y(x), x \in \mathbb{R}.$$

Σημείωση

Η απόδειξη του θεωρήματος είναι διαθέσιμη εδώ:

<https://math.stackexchange.com/questions/458680/how-to-prove-moment-generating-function-uniqueness-theorem>

Πιθανογεννήτρια συνάρτηση

Έστω X μία διακριτή μεταβλητή που λαμβάνει ακέραιες τιμές. Η **πιθανογεννήτρια συνάρτηση** (probability-generating function – PGF) της τ.μ. X ορίζεται να είναι η συνάρτηση

$$G_X(z) = E(z^X) = \sum_{n=0}^{+\infty} f_X(n) \cdot z^n, \text{ όπου } f_X(n) = P(X = n).$$

Καθώς $0 \leq P(X = n) \leq 1$, $n \in \mathbb{N}$, η συνάρτηση G_X συγκλίνει πάντα για κάθε $|z| < 1$. Είναι ωστόσο πιθανό να συγκλίνει σε χωρίο μεγαλύτερης ακτίνας, ακόμα και στο σύνολο του μιγαδικού επιπέδου \mathbb{C} .

Σημειώσεις

- 1) Η πιθανογεννήτρια συνάρτηση $G_X(z)$ στη συνέχεια θα αξιοποιηθεί ως μία πραγματική συνάρτηση μίας πραγματικής μεταβλητής.
- 2) Η πιθανογεννήτρια $G_X(z)$ συνδέεται στενά με τη ροπογεννήτρια M_X με τη σχέση $G_X(e^t) = M_X(t)$ ή ισοδύναμα $G_X(z) = M_X(\log z)$.
- 3) Η πιθανογεννήτρια μπορεί να οριστεί και για τ.μ. που λαμβάνουν μη ακέραιες ή αρνητικές τιμές, με προσοχή ωστόσο ως προς τη σύγκλιση της απειροσειράς. Μία σχετική συζήτηση παρουσιάζεται εδώ:

<https://stats.stackexchange.com/questions/107479/probability-generating-function-for-negative-values-of-random-variables>

Πιθανογεννήτρια συνάρτηση

Άσκηση

Αν $X = 0, 1, 2$ με $f(0) = \frac{1}{2}$, $f(1) = \frac{1}{4}$, $f(2) = \frac{1}{4}$, να βρεθεί η $G_X(z)$.

Πιθανογεννήτρια συνάρτηση

Η συνάρτηση $G_X(z) = E(z^X) = \sum_{n=0}^{+\infty} f_X(n) \cdot z^n$, στο χωρίο που ορίζεται καλώς, παραγωγίζεται ως εξής:

$$\begin{aligned} G_X^{(1)}(z) &= \sum_{n=1,2,\dots} n \cdot P(X=n) \cdot z^{n-1} \\ &= P(X=1) + 2 \cdot P(X=2) \cdot z + 3 \cdot P(X=3) \cdot z^2 + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} G_X^{(2)}(z) &= \sum_{n=2,3,\dots} n \cdot (n-1) \cdot P(X=n) \cdot z^{n-2} \\ &= 2 \cdot P(X=2) + 6 \cdot P(X=3) \cdot z + 12 \cdot P(X=4) \cdot z^2 + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} G_X^{(3)}(z) &= \sum_{n=3,4,\dots} n \cdot (n-1) \cdot (n-2) \cdot P(X=n) \cdot z^{n-3} \\ &= 6 \cdot P(X=3) + 24 \cdot P(X=4) \cdot z + 60 \cdot P(X=5) \cdot z^2 + \dots \end{aligned}$$

...

$$G_X^{(k)}(z) = \sum_{n=k,k+1,\dots} n! / (n-k)! \cdot P(X=n) \cdot z^{n-k}$$

Πιθανογεννήτρια και συνάρτηση πιθανότητας

Η ονομασία “πιθανογεννήτρια συνάρτηση” για την $G_X(z)$ δικαιολογείται από τις εξής ιδιότητες:

$$G_X(0) = \sum_{n=0,1,\dots} P(X = n) \cdot 0^n = P(X = 0) \quad \text{ή} \quad P(X = 0) = G_X(0)$$

$$G_X^{(1)}(0) = \sum_{n=1,2,\dots} n \cdot P(X = n) \cdot 0^n = P(X = 1) \quad \text{ή} \quad P(X = 1) = G_X^{(1)}(0)$$

$$G_X^{(k)}(0) / k! = 1 / k! \cdot \sum_{n=k,k+1,\dots} n! / (n - k)! \cdot P(X = n) \cdot 0^{n-k} = P(X = k) \quad \text{ή} \quad P(X = k) = G_X^{(k)}(0) / k!$$

Συμπεραίνουμε ότι:

Η πιθανογεννήτρια συνάρτηση $G_X(z)$ της διακριτής τυχαίας μεταβλητής X , προσδιορίζει πλήρως τη συνάρτηση πιθανότητας $f_X(n) = P(X = n)$, $n = 0, 1, 2, \dots$

Ιδιαίτερα, αν για δύο τ.μ. με τιμές φυσικούς αριθμούς X, Y είναι $G_X(z) = G_Y(z)$, τότε θα είναι και $f_X(n) = f_Y(n)$.

Πιθανογεννήτρια συνάρτηση

Άσκηση

Έστω X διακριτή τ.μ. που λαμβάνει τιμές φυσικούς αριθμούς με πιθανογεννήτρια συνάρτηση $G_X(z) = z(2 + 3z^2) / 5$. Να βρεθεί η συνάρτηση πιθανότητας $P(X = k)$ της X , $k = 0, 1, 2, \dots$

Υπόδειξη: Υπολογίστε τις τιμές $G_X^{(n)}(0) / n!$ για διάφορες τιμές του n .

Πιθανογεννήτρια και γεωμετρικά χαρακτηριστικά

Η ονομασία πιθανογεννήτρια αιτιολογείται και από τις παρακάτω ιδιότητες

Αν υπάρχει το όριο $\lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(1)}(z)$ και $\lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(1)}(z) = G_X^{(1)}(1)$, τότε για την πιθανογεννήτρια $G_X(z)$ ισχύουν τα εξής:

- $E(X) = \sum_{\kappa=1,2,\dots} \kappa \cdot P(X = \kappa) = \lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(1)}(z) = G_X^{(1)}(1)$
- $E(X \cdot (X - 1) \cdot \dots \cdot (X - n + 1)) = \sum_{\kappa=n, n+1, \dots} \kappa! / (\kappa - n)! \cdot P(X = \kappa) = \lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(n)}(z) = G_X^{(n)}(1)$
- $\text{Var}(X) = E(X - E(X))^2$
= $E(X^2) - (EX)^2$
= $E(X(X - 1)) + E(X) - (E(X))^2$
= $\lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(2)}(z) + \lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(1)}(z) - [\lim_{z \rightarrow 1} G_X^{(1)}(z)]^2$
= $G_X^{(2)}(1) + G_X^{(1)}(1) - [G_X^{(1)}(1)]^2$

Πιθανογεννήτρια και γεωμετρικά χαρακτηριστικά

Σχόλιο

Η επιλογή ορισμού της G ως μιγαδική συνάρτηση αιτιολογείται από αποτελέσματα όπως αυτό:

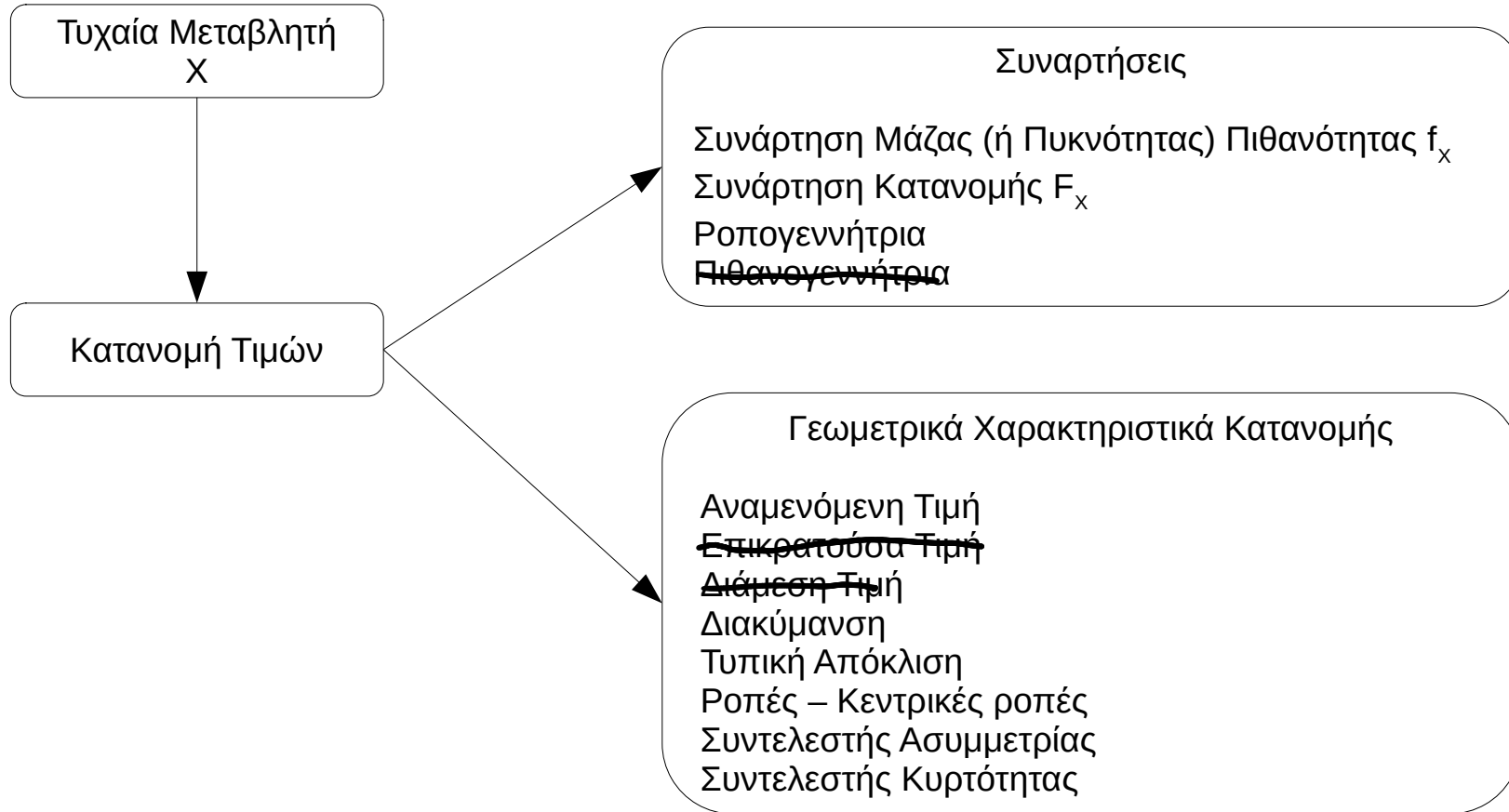
Αν X : διακριτή τ.μ. τότε

$$P(\{X \text{ είναι πολλαπλάσιο του } 4\}) = (G_x(1) + G_x(i) + G_x(-1) + G_x(-i))/4.$$

Η απόδειξη αξιοποιεί το γεγονός ότι οι αριθμοί $1, i, -1, -i$ είναι οι $4^{\text{ες}}$ ρίζες της μονάδας.

Μία απόδειξη είναι διαθέσιμη εδώ: <https://math.stackexchange.com/questions/3213142/root-of-unity-filter>

Γραφική Σύνοψη



Σχέσεις και συσχετίσεις μεταξύ δύο τυχαίων μεταβλητών

Ισόνομες Τυχαίες Μεταβλητές

Δύο τυχαίες μεταβλητές X , Y , λέγονται **ισόνομες** (identically distributed ή i.d.) όταν $F_X = F_Y$, δηλαδή

$$F_X(\kappa) = F_Y(\kappa) \text{ ή } P(X \leq \kappa) = P(Y \leq \kappa), \kappa \in \mathbb{R}.$$

Σημείωση

Η αθροιστική συνάρτηση κατανομής είναι απλά μία συνάρτηση από το \mathbb{R} στο $[0, 1]$ και δεν συνδέεται με το πείραμα ή το δειγματοχώρο πάνω στον οποίο ορίζεται μία τυχαία μεταβλητή.

Δύο τυχαίες μεταβλητές μπορεί να είναι ισόνομες ακόμα και αν ορίζονται σε δύο τελείως διαφορετικούς δειγματοχώρους ή στον ίδιο δειγματοχώρο αλλά με διαφορετικό τρόπο.

Για παράδειγμα αν το πείραμα είναι η ρίψη 3 κερμάτων και ορίσουμε:

$X = \{\text{το πλήθος των } K\}$ και $Y = \{\text{το πλήθος των } \Gamma\}$, τότε οι τ. μ. X , Y είναι ισόνομες (γιατί;) ενώ ως τυχαίες μεταβλητές αφορούν διαφορετικά αντικείμενα.

Κοινή, περιθώρια και δεσμευμένη
συνάρτηση πιθανότητας

Κοινή Συνάρτηση Μάζας Πιθανότητας

Ορισμός (κοινή σ.μ.π.)

Έστω δύο διακριτές τυχαίες μεταβλητές X, Y , με συναρτήσεις μάζας πιθανότητας f_X, f_Y . Η **κοινή συνάρτηση (μάζας) πιθανότητας** (joint probability mass function ή joint pmf) των X, Y είναι η συνάρτηση $f_{X,Y}: \mathcal{R} \times \mathcal{R} \rightarrow [0, 1]$ που ορίζεται ως εξής:

$$f_{X,Y}(x, y) = P(X = x, Y = y).$$

Ιδιότητες κοινής συνάρτησης πιθανότητας

- 1) $0 \leq f_{X,Y}(x, y) \leq 1$
- 2) $\sum_x \sum_y f_{X,Y}(x, y) = 1.$

Κοινή Συνάρτηση Πυκνότητας Πιθανότητας

Ορισμός (κοινή σ.π.π.)

Έστω δύο συνεχείς τυχαίες μεταβλητές X, Y . Οι X, Y ονομάζονται αμοιβαία συνεχείς, αν υπάρχει $f: \mathbb{R}^2 \rightarrow \mathbb{R}$, τέτοια ώστε, για κάθε $A \subseteq \mathbb{R}^2$:

$$P((X, Y) \in A) = \iint_A f_{X,Y}(x, y) \, dx dy$$

Η συνάρτηση $f_{X,Y}$ ονομάζεται **κοινή συνάρτηση (πυκνότητας) πιθανότητας** (joint probability density function ή joint pdf) των X, Y .

Ιδιότητες κοινής συνάρτησης πιθανότητας

1) $0 \leq f_{X,Y}(x, y) \leq 1$

2) $\int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) \, dx dy = 1$

Κοινή Συνάρτηση Κατανομής

Ορισμός (κοινή σ.κ.)

Έστω δύο τυχαίες μεταβλητές X, Y , με κατανομές F_X, F_Y . Η **κοινή συνάρτηση κατανομής** (joint cumulative distribution function ή joint cdf) των X, Y είναι η συνάρτηση $F_{X,Y}: \mathbb{R} \times \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$ που ορίζεται ως εξής:

$$F_{X,Y}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y).$$

Σημείωση: Ο ορισμός αυτός αφορά τόσο τις διακριτές όσο και τις συνεχείς τ.μ.

Περιθώρια Συνάρτηση Πιθανότητας

Από την κοινή συνάρτηση μάζας πιθανότητας είναι δυνατόν να ανακτηθεί η **περιθώρια (marginal) συνάρτηση πιθανότητας** των δύο επιμέρους τυχαίων μεταβλητών.

X, Y διακριτές: $f_X(x) = \sum_y f_{X,Y}(x, y),$ $f_Y(y) = \sum_x f_{X,Y}(x, y)$

X, Y συνεχείς: $f_X(x) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) dy$ $f_Y(y) = \int_{\mathbb{R}} f_{X,Y}(x, y) dx$

Άσκηση

Δίνονται οι τ.μ. $X = 0, 1, 2$ και $Y = 1, 2$.

(α) Να αποδείξετε ότι η συνάρτηση $f_{X,Y}(x, y) = (x + y) / 15$, αποτελεί αποδεκτή κοινή σ.π. των X, Y .

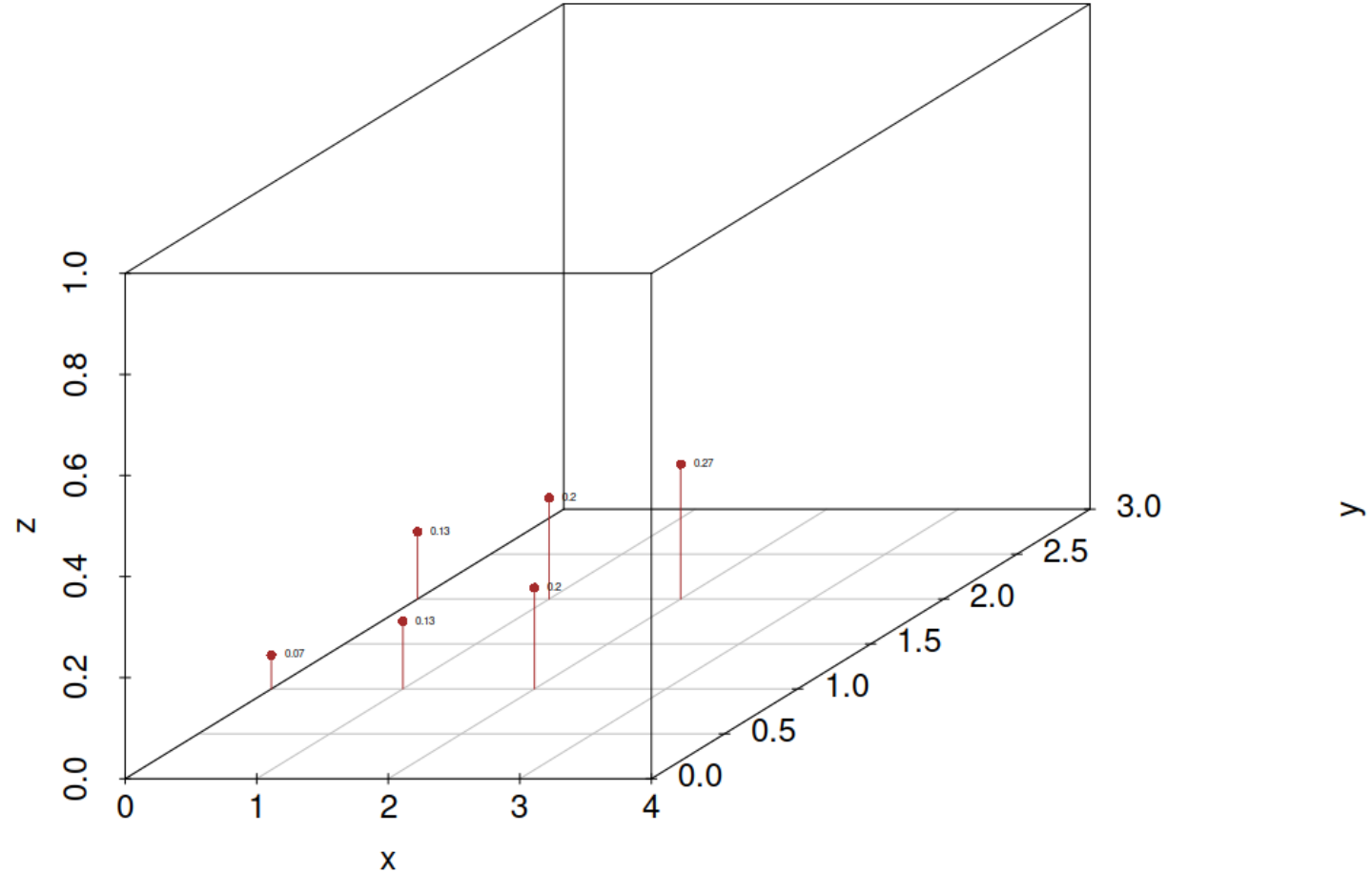
(β) Να βρείτε την $F_{X,Y}(3/2, 1)$.

(γ) Να βρείτε τις περιθώριες σ.π. f_X, f_Y .

Λύση

Άσκηση

$$f_{X,Y}(x, y) = (x + y) / 15,$$



Άσκηση

Έστω δύο αμοιβαία συνεχείς τυχαίες μεταβλητές X, Y με κοινή συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $f_{X,Y}(x, y) = x + cy^2, 0 \leq x, y \leq 1$ και $f_{X,Y}(x, y) = 0$, αλλού.

(α) Να βρείτε τη σταθερά c .

(β) Να βρείτε την $P(0 \leq X \leq \frac{1}{2}, 0 \leq Y \leq \frac{1}{2})$.

(γ) Να βρείτε τις περιθώριες σ.π. f_X, f_Y .

Λύση

Άσκηση

Έστω δύο αμοιβαία συνεχείς τυχαίες μεταβλητές X, Y με κοινή συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $f_{X,Y}(x, y) = cx^2y$, $0 \leq y \leq x \leq 1$ και $f_{X,Y}(x, y) = 0$, αλλού.

(α) Αναπαραστήστε γραφικά το σύνολο $\{(x, y) \in \mathbb{R}^2, f_{X,Y}(x, y) \neq 0\}$.

(β) Να βρείτε τη σταθερά c .

(γ) Να βρείτε τις περιθώριες συναρτήσεις πυκνότητας πιθανότητας f_X, f_Y .

(δ) Να βρείτε την $P(Y \leq X/2)$.

(ε) $P(Y \leq X/4 \mid Y \leq X/2)$.

Λύση

