

Ασκήσεις: Τυχαία Διανύσματα και Από Κοινού Κατανομές

Στατιστική ΙΙ — Τμήμα Οικονομικής Επιστήμης, ΟΠΑ
Διάλεξη 5

1 Από Κοινού Συνάρτηση Πιθανότητας και Περιθώριες Κατανομές (Διακριτή Περίπτωση)

Παράδειγμα 1: Πίνακας πιθανοτήτων — Περιθώριες

Σε μια τράπεζα, ένας πελάτης μπορεί να αιτηθεί X στεγαστικά δάνεια και Y καταναλωτικά δάνεια μέσα σε ένα έτος. Η από κοινού συνάρτηση πιθανότητας δίνεται από τον πίνακα:

$X \setminus Y$	0	1	2
0	0,15	0,10	0,05
1	0,10	0,25	0,10
2	0,05	0,10	0,10

- (α') Βρείτε τις περιθώριες συναρτήσεις πιθανότητας $f_X(x)$ και $f_Y(y)$.
- (β') Υπολογίστε $P(X \geq 1, Y \geq 1)$.
- (γ') Υπολογίστε $P(X + Y \leq 2)$.

Λύση

(α) Αθροίζοντας κατά γραμμές (ως προς x):

$$\begin{aligned} f_X(0) &= 0,15 + 0,10 + 0,05 = 0,30, \\ f_X(1) &= 0,10 + 0,25 + 0,10 = 0,45, \\ f_X(2) &= 0,05 + 0,10 + 0,10 = 0,25. \end{aligned}$$

Αθροίζοντας κατά στήλες (ως προς y):

$$\begin{aligned} f_Y(0) &= 0,15 + 0,10 + 0,05 = 0,30, \\ f_Y(1) &= 0,10 + 0,25 + 0,10 = 0,45, \\ f_Y(2) &= 0,05 + 0,10 + 0,10 = 0,25. \end{aligned}$$

Πλήρης πίνακας:

$X \setminus Y$	0	1	2	$f_X(x)$
0	0,15	0,10	0,05	0,30
1	0,10	0,25	0,10	0,45
2	0,05	0,10	0,10	0,25
$f_Y(y)$	0,30	0,45	0,25	1,00

- (β) $P(X \geq 1, Y \geq 1) = f(1, 1) + f(1, 2) + f(2, 1) + f(2, 2) = 0,25 + 0,10 + 0,10 + 0,10 = 0,55.$
- (γ) Ζεύγη με $x + y \leq 2$: $(0, 0), (0, 1), (0, 2), (1, 0), (1, 1), (2, 0).$

$$P(X + Y \leq 2) = 0,15 + 0,10 + 0,05 + 0,10 + 0,25 + 0,05 = 0,70.$$

Παρατήρηση

Σε κάθε πίνακα πιθανοτήτων ελέγχουμε πάντα: (ι) $f(x, y) \geq 0$ και (ii) $\sum \sum f(x, y) = 1$. Οι περιθώριες αθροίζουν επίσης στη μονάδα.

Παράδειγμα 2: Εύρεση σταθεράς — Διακριτή περίπτωση

Η κοινή συνάρτηση πιθανότητας δύο τυχαίων μεταβλητών X και Y δίνεται:

$$f(x, y) = c(x + 2y), \quad x = 1, 2, \quad y = 1, 2, 3.$$

- (α') Βρείτε τη σταθερά c .
- (β') Βρείτε τις περιθώριες.
- (γ') Υπολογίστε $P(X = 1, Y \leq 2)$.

Λύση

(α) $\sum_{x=1}^2 \sum_{y=1}^3 c(x + 2y) = 1.$

$$\begin{aligned} \sum &= c[(1 + 2) + (1 + 4) + (1 + 6) + (2 + 2) + (2 + 4) + (2 + 6)] \\ &= c[3 + 5 + 7 + 4 + 6 + 8] = 33c. \end{aligned}$$

Άρα $c = \frac{1}{33}.$

(β) Για $x = 1$: $f_X(1) = \frac{1}{33}(3 + 5 + 7) = \frac{15}{33} = \frac{5}{11}.$

Για $x = 2$: $f_X(2) = \frac{1}{33}(4 + 6 + 8) = \frac{18}{33} = \frac{6}{11}.$

Για $y = 1$: $f_Y(1) = \frac{1}{33}(3 + 4) = \frac{7}{33}.$ $f_Y(2) = \frac{1}{33}(5 + 6) = \frac{11}{33} = \frac{1}{3}.$ $f_Y(3) = \frac{1}{33}(7 + 8) = \frac{15}{33} = \frac{5}{11}.$

(γ) $P(X = 1, Y \leq 2) = f(1, 1) + f(1, 2) = \frac{3}{33} + \frac{5}{33} = \frac{8}{33}.$

Παράδειγμα 3: Από κοινού σ.κ. διακριτής τ.μ.

Χρησιμοποιώντας τα δεδομένα του Παραδείγματος 1, βρείτε την από κοινού αθροιστική συνάρτηση κατανομής $F_{XY}(x, y)$ και υπολογίστε $F_{XY}(1, 1)$ και $F_{XY}(0,5, 1,5)$.

Λύση

$$F_{XY}(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \sum_{s \leq x} \sum_{t \leq y} f(s, t).$$

$$F_{XY}(1, 1) = f(0, 0) + f(0, 1) + f(1, 0) + f(1, 1) = 0,15 + 0,10 + 0,10 + 0,25 = 0,60.$$

Για $F_{XY}(0,5, 1,5)$: οι τιμές που ικανοποιούν $X \leq 0,5$ και $Y \leq 1,5$ είναι $X = 0$ και $Y \in \{0, 1\}$.

$$F_{XY}(0,5, 1,5) = f(0, 0) + f(0, 1) = 0,15 + 0,10 = 0,25.$$

Έλεγχος

$F_{XY}(\infty, \infty) = \sum \sum f(x, y) = 1 \checkmark.$ $F_{XY}(-\infty, y) = 0 \checkmark.$ Περιθώρια: $F_X(1) = F_{XY}(1, \infty) = 0,30 + 0,45 = 0,75 \checkmark.$

2 Ανεξαρτησία Τυχαίων Μεταβλητών

Παράδειγμα 4: Έλεγχος ανεξαρτησίας — Διακριτή περίπτωση

Χρησιμοποιώντας τον πίνακα του Παραδείγματος 1, εξετάστε αν οι X και Y είναι ανεξάρτητες.

Λύση

Ανεξαρτησία $\Leftrightarrow f(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ για **κάθε** (x, y) .

Ελέγχουμε $(1, 1)$: $f(1, 1) = 0,25$, αλλά $f_X(1) \cdot f_Y(1) = 0,45 \cdot 0,45 = 0,2025$.

Αφού $0,25 \neq 0,2025$, οι X, Y **δεν είναι ανεξάρτητες**.

Παρατήρηση

Αρκεί **ένα** ζεύγος στο οποίο η σχέση δεν ισχύει. Αν θέλουμε να δείξουμε ανεξαρτησία, πρέπει να ελέγξουμε **όλα** τα ζεύγη.

Παράδειγμα 5: Ανεξάρτητες Bernoulli — Κατασκευή πίνακα

Έστω $X \sim \text{Bernoulli}(0,3)$ (ένδειξη ύφεσης) και $Y \sim \text{Bernoulli}(0,4)$ (ένδειξη ανόδου επιτοκίων) ανεξάρτητες.

(α') Κατασκευάστε τον πίνακα της από κοινού σ.π.

(β') Βρείτε $P(X = 0, Y = 0)$.

(γ') Βρείτε την $F_{XY}(x, y)$.

Λύση

(α) Ανεξαρτησία $\Rightarrow f_{XY}(i, j) = f_X(i) \cdot f_Y(j)$.

$X \backslash Y$	0	1	f_X
0	$0,7 \cdot 0,6 = 0,42$	$0,7 \cdot 0,4 = 0,28$	0,70
1	$0,3 \cdot 0,6 = 0,18$	$0,3 \cdot 0,4 = 0,12$	0,30
f_Y	0,60	0,40	1

(β) $P(X = 0, Y = 0) = 0,42$.

(γ) Αφού $X, Y \in \{0, 1\}$:

$$F_{XY}(x, y) = \begin{cases} 0, & x < 0 \text{ ή } y < 0, \\ 0,42, & 0 \leq x < 1, 0 \leq y < 1, \\ 0,70, & 0 \leq x < 1, y \geq 1, \\ 0,60, & x \geq 1, 0 \leq y < 1, \\ 1, & x \geq 1, y \geq 1. \end{cases}$$

Παράδειγμα 6: Ανεξαρτησία — Ανάλυση τυχερού παιχνιδιού

Ένας παίκτης ρίχνει ένα ισορροπημένο ζάρι δύο φορές. Ορίζουμε $X =$ αποτέλεσμα πρώτης ρίψης, $Y =$ αποτέλεσμα δεύτερης ρίψης.

(α') Γράψτε την από κοινού σ.π. $f(x, y)$ και δείξτε ανεξαρτησία.

(β') Ορίστε $S = X + Y$. Υπολογίστε $P(S = 7)$.

Λύση

(α) Κάθε ζεύγος $(x, y) \in \{1, \dots, 6\}^2$ εμφανίζεται με πιθανότητα $\frac{1}{36}$.
 $f_X(x) = \frac{1}{6}, f_Y(y) = \frac{1}{6} \Rightarrow f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{1}{36} = f(x, y)$ για κάθε (x, y) . Οι ρίψεις είναι ανεξάρτητες ✓.

(β) Ζεύγη με $x + y = 7$: $(1, 6), (2, 5), (3, 4), (4, 3), (5, 2), (6, 1)$ — 6 ζεύγη.

$$P(S = 7) = 6 \cdot \frac{1}{36} = \frac{1}{6}.$$

3 Από Κοινού Σ.Π.Π. και Περιθώριες (Συνεχής Περίπτωση)

Παράδειγμα 7: Εύρεση σταθεράς, περιθώριες, πιθανότητα

Η χρονική διάρκεια (σε χρόνια) δύο επενδυτικών προϊόντων μοντελοποιείται με:

$$f(x, y) = \begin{cases} cxy, & 0 < x < 1, 0 < y < 2, \\ 0, & \text{αλλού.} \end{cases}$$

(α') Βρείτε τη σταθερά c .

(β') Υπολογίστε $P(X < \frac{1}{2}, Y < 1)$.

(γ') Βρείτε τις περιθώριες $f_X(x)$ και $f_Y(y)$.

Λύση

(α)

$$\int_0^2 \int_0^1 cxy \, dx \, dy = c \int_0^2 y \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^1 dy = c \int_0^2 \frac{y}{2} \, dy = c \cdot \frac{1}{2} \left[\frac{y^2}{2} \right]_0^2 = c.$$

Άρα $c = 1$.

(β) $P(X < \frac{1}{2}, Y < 1) = \int_0^1 \int_0^{1/2} xy \, dx \, dy = \int_0^1 y \cdot \frac{1}{8} \, dy = \frac{1}{8} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{16}$.

(γ) $f_X(x) = \int_0^2 xy \, dy = x \left[\frac{y^2}{2} \right]_0^2 = 2x, \quad 0 < x < 1.$

$f_Y(y) = \int_0^1 xy \, dx = y \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^1 = \frac{y}{2}, \quad 0 < y < 2.$

Έλεγχος

$$\int_0^1 2x \, dx = 1 \quad \checkmark \quad \int_0^2 \frac{y}{2} \, dy = 1 \quad \checkmark.$$

$f(x, y) = xy = (2x) \cdot \frac{y}{2} = f_X(x) \cdot f_Y(y) \Rightarrow$ **ανεξάρτητες** (στήριξη ορθογώνια + παραγοντοποίηση).

Παράδειγμα 8: Μη ορθογώνια στήριξη: $0 < x < y < 1$

Η αξία (σε χιλ. ευρώ) δύο μετοχών μοντελοποιείται με:

$$f(x, y) = \begin{cases} 6(1 - y), & 0 < x < y < 1, \\ 0, & \text{αλλού.} \end{cases}$$

- (α') επαληθεύστε ότι η f είναι σ.π.π.
- (β') Βρείτε $f_X(x)$, $f_Y(y)$.
- (γ') Υπολογίστε $P(Y > 2X)$.

Λύση

(α) $f(x, y) \geq 0$ στη στήριξη (αφού $1 - y \geq 0$) και

$$\int_0^1 \int_0^y 6(1 - y) dx dy = \int_0^1 6(1 - y)y dy = 6 \left[\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right] = 1. \checkmark$$

(β) Για δεδομένο $x, y \in (x, 1)$:

$$f_X(x) = \int_x^1 6(1 - y) dy = 6 \left[y - \frac{y^2}{2} \right]_x^1 = 3(1 - x)^2, \quad 0 < x < 1.$$

Για δεδομένο $y, x \in (0, y)$:

$$f_Y(y) = \int_0^y 6(1 - y) dx = 6y(1 - y), \quad 0 < y < 1.$$

(γ) Στήριξη: $0 < x < y < 1$ και $y > 2x \Rightarrow x < y/2, 0 < x < y < 1$.

$$P(Y > 2X) = \int_0^1 \int_0^{y/2} 6(1 - y) dx dy = \int_0^1 6(1 - y) \cdot \frac{y}{2} dy = 3 \left[\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right] = \frac{1}{2}.$$

Παρατήρηση

Όταν η στήριξη δεν είναι ορθογώνια, **σχεδιάζουμε πάντα** τη χωρική περιοχή στο \mathbb{R}^2 για να καθορίσουμε σωστά τα όρια ολοκλήρωσης. Σε τέτοιες περιπτώσεις, ανεξαρτησία δεν μπορεί να ισχύει — η στήριξη πρέπει να γράφεται ως $A_X \times A_Y$.

Παράδειγμα 9: Στήριξη $x + y < 1$ — Ανεξαρτησία

Έστω

$$f(x, y) = \begin{cases} 24xy, & 0 < x < 1, 0 < y < 1, x + y < 1, \\ 0, & \text{αλλού.} \end{cases}$$

- (α') Βρείτε τις περιθώριες.
- (β') Εξετάστε αν οι X, Y είναι ανεξάρτητες.

Λύση

(α) Για δεδομένο $x \in (0, 1), y \in (0, 1 - x)$:

$$f_X(x) = \int_0^{1-x} 24xy dy = 24x \cdot \frac{(1-x)^2}{2} = 12x(1-x)^2, \quad 0 < x < 1.$$

Κατά συμμετρία: $f_Y(y) = 12y(1-y)^2, 0 < y < 1$.

(β) $f_X(x) \cdot f_Y(y) = 144xy(1-x)^2(1-y)^2 \neq 24xy = f(x, y)$.

Οι X, Y **δεν είναι ανεξάρτητες**.

Παρατήρηση

Παρόλο που $f(x, y) = 24xy$ «μοιάζει» να παραγοντοποιείται σε $g(x) \cdot h(y)$, η μη ορθογώνια στήριξη $x + y < 1$ αποκλείει ανεξαρτησία. Απαιτούνται **και** παραγοντοποίηση **και** ορθογώνια στήριξη.

Παράδειγμα 10: Εκθετική σ.π.π. σε $(0, \infty)^2$

Δύο μηχανές έχουν χρόνο βλάβης X και Y (σε ώρες) με

$$f(x, y) = e^{-x-y}, \quad x > 0, y > 0.$$

- (α') Βρείτε τις περιθώριες και εξετάστε ανεξαρτησία.
- (β') Υπολογίστε $P(X < Y)$.
- (γ') Βρείτε $\mathbb{E}[\min(X, Y)]$.

Λύση

(α) $f_X(x) = \int_0^\infty e^{-x-y} dy = e^{-x}, x > 0 \Rightarrow X \sim \text{Exp}(1)$.

Ομοίως $f_Y(y) = e^{-y}$. $f_X(x) \cdot f_Y(y) = e^{-x-y} = f(x, y) \checkmark$. **Ανεξάρτητες.**

(β)

$$P(X < Y) = \int_0^\infty \int_0^y e^{-x-y} dx dy = \int_0^\infty e^{-y}(1 - e^{-y}) dy = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.$$

(Αναμενόμενο από συμμετρία: $X \stackrel{d}{=} Y$ και ανεξάρτητες.)

(γ) $M = \min(X, Y)$: $P(M > t) = P(X > t)P(Y > t) = e^{-2t} \Rightarrow M \sim \text{Exp}(2) \Rightarrow \mathbb{E}[M] = \frac{1}{2}$ ώρα.

Παρατήρηση

Γενικά, αν X_1, \dots, X_n ανεξάρτητες $\text{Exp}(\lambda_i)$, τότε $\min_i X_i \sim \text{Exp}(\sum \lambda_i)$. Εφαρμόζεται εκτεταμένα στη θεωρία αξιοπιστίας.

4 Μέση Τιμή Συνάρτησης Δύο Τυχαίων Μεταβλητών

Παράδειγμα 11: $\mathbb{E}[g(X, Y)]$ — Διακριτή περίπτωση

Σε μια αγορά, η εβδομαδιαία ζήτηση για δύο προϊόντα X (βασικό) και Y (πολυτελείας) ακολουθεί τον πίνακα:

$X \backslash Y$	0	1	2
0	0,15	0,10	0,05
1	0,10	0,25	0,10
2	0,05	0,10	0,10

Υπολογίστε:

- (α') $\mathbb{E}[X + Y]$
- (β') $\mathbb{E}[XY]$
- (γ') $\mathbb{E}[\max(X, Y)]$

Λύση

Περιθώριες (Παράδ. 1): $f_X(0) = 0,30, f_X(1) = 0,45, f_X(2) = 0,25$ (ομοίως για Y).

(α) $\mathbb{E}[X] = 0 \cdot 0,30 + 1 \cdot 0,45 + 2 \cdot 0,25 = 0,95$. Από συμμετρία $\mathbb{E}[Y] = 0,95$.

$\mathbb{E}[X + Y] = \mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[Y] = 1,90$.

(β)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= \sum_x \sum_y xy f(x, y) \\ &= 1 \cdot 1 \cdot 0,25 + 1 \cdot 2 \cdot 0,10 + 2 \cdot 1 \cdot 0,10 + 2 \cdot 2 \cdot 0,10 = 0,25 + 0,20 + 0,20 + 0,40 = 1,05. \end{aligned}$$

(γ) $\mathbb{E}[\max(X, Y)] = \sum_x \sum_y \max(x, y) \cdot f(x, y)$.

(x, y)	max	max · f
(0, 0)	0	0
(0, 1)	1	0,10
(0, 2)	2	0,10
(1, 0)	1	0,10
(1, 1)	1	0,25
(1, 2)	2	0,20
(2, 0)	2	0,10
(2, 1)	2	0,20
(2, 2)	2	0,20

$$\mathbb{E}[\max(X, Y)] = 0 + 0,10 + 0,10 + 0,10 + 0,25 + 0,20 + 0,10 + 0,20 + 0,20 = 1,25.$$

Παράδειγμα 12: $\mathbb{E}[g(X, Y)]$ — Συνεχής περίπτωση

Δύο επενδυτικά προϊόντα έχουν χρονικές διάρκειες X και Y (σε χρόνια) με από κοινού σ.π.π.

$$f(x, y) = xy, \quad 0 < x < 1, \quad 0 < y < 2.$$

Υπολογίστε:

(α') $\mathbb{E}[X]$ και $\mathbb{E}[Y]$.

(β') $\mathbb{E}[XY]$.

(γ') $\mathbb{E}[X^2 + Y^2]$.

Λύση

Περιθώριες (Παράδ. 7): $f_X(x) = 2x, f_Y(y) = y/2$.

(α) $\mathbb{E}[X] = \int_0^1 x \cdot 2x dx = \frac{2}{3}$. $\mathbb{E}[Y] = \int_0^2 y \cdot \frac{y}{2} dy = \frac{4}{3}$.

(β) Ανεξάρτητες $\Rightarrow \mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y] = \frac{2}{3} \cdot \frac{4}{3} = \frac{8}{9}$.

Απευθείας: $\mathbb{E}[XY] = \int_0^2 \int_0^1 x^2 y^2 dx dy = \frac{1}{3} \cdot \frac{8}{3} = \frac{8}{9} \checkmark$.

(γ) $\mathbb{E}[X^2] = \int_0^1 x^2 \cdot 2x dx = \frac{1}{2}$. $\mathbb{E}[Y^2] = \int_0^2 y^2 \cdot \frac{y}{2} dy = 2$.

$\mathbb{E}[X^2 + Y^2] = \frac{1}{2} + 2 = \frac{5}{2}$.

Παράδειγμα 13: Μέση τιμή συνάρτησης — Μη ορθογώνια στήριξη

Εστω $f(x, y) = 6(1 - y)$ για $0 < x < y < 1$. Υπολογίστε $\mathbb{E}[X^2Y]$.

Λύση

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X^2Y] &= \int_0^1 \int_0^y x^2y \cdot 6(1-y) dx dy = 6 \int_0^1 y(1-y) \left[\frac{x^3}{3} \right]_0^y dy \\ &= 2 \int_0^1 y^4(1-y) dy = 2 \left[\frac{1}{5} - \frac{1}{6} \right] = 2 \cdot \frac{1}{30} = \frac{1}{15}. \end{aligned}$$

5 Δεσμευμένες Κατανομές — Διακριτή Περίπτωση

Παράδειγμα 14: Δεσμευμένη σ.π. — Μέση τιμή και διακύμανση

Χρησιμοποιώντας τον πίνακα πιθανοτήτων του Παραδείγματος 1, υπολογίστε:

- (α') Τη δεσμευμένη σ.π. $f_{Y|X}(y | X = 1)$.
- (β') Τη δεσμευμένη μέση τιμή $\mathbb{E}[Y | X = 1]$.
- (γ') Τη δεσμευμένη διακύμανση $\text{Var}(Y | X = 1)$.

Λύση

(α) $f_{Y|X}(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$. Για $x = 1$, $f_X(1) = 0,45$:

$$f_{Y|X}(0|1) = \frac{0,10}{0,45} = \frac{2}{9}, \quad f_{Y|X}(1|1) = \frac{0,25}{0,45} = \frac{5}{9}, \quad f_{Y|X}(2|1) = \frac{0,10}{0,45} = \frac{2}{9}.$$

Έλεγχος: $\frac{2}{9} + \frac{5}{9} + \frac{2}{9} = 1 \checkmark$.

(β) $\mathbb{E}[Y|X = 1] = 0 \cdot \frac{2}{9} + 1 \cdot \frac{5}{9} + 2 \cdot \frac{2}{9} = \frac{9}{9} = 1$.

(γ) $\mathbb{E}[Y^2|X = 1] = 0 + \frac{5}{9} + 4 \cdot \frac{2}{9} = \frac{13}{9}$.

$\text{Var}(Y|X = 1) = \frac{13}{9} - 1^2 = \frac{4}{9} \approx 0,444$.

Παράδειγμα 15: Δεσμευμένη σ.π. για κάθε τιμή της X

Βρείτε τη δεσμευμένη σ.π. $f_{Y|X}(y | X = x)$ για **κάθε** $x \in \{0, 1, 2\}$ στο Παράδειγμα 1 και γράψτε τον πίνακα δεσμευμένων πιθανοτήτων.

Λύση

	$f_{Y X}(0 x)$	$f_{Y X}(1 x)$	$f_{Y X}(2 x)$
$X = 0$	$\frac{0,15}{0,30} = \frac{1}{2}$	$\frac{0,10}{0,30} = \frac{1}{3}$	$\frac{0,05}{0,30} = \frac{1}{6}$
$X = 1$	$\frac{2}{9}$	$\frac{5}{9}$	$\frac{2}{9}$
$X = 2$	$\frac{0,05}{0,25} = \frac{1}{5}$	$\frac{0,10}{0,25} = \frac{2}{5}$	$\frac{0,10}{0,25} = \frac{2}{5}$

Κάθε γραμμή αθροίζει σε 1 \checkmark . Παρατηρούμε ότι η δεσμευμένη κατανομή αλλάζει ανάλογα με την τιμή x — εδώ, όσο μεγαλώνει η X , η κατανομή της Y μετατοπίζεται προς μεγαλύτερες τιμές.

Παράδειγμα 16: Νόμος ολικής μέσης τιμής

Επαληθεύστε ότι $\mathbb{E}[\mathbb{E}(Y|X)] = \mathbb{E}(Y)$ χρησιμοποιώντας τα δεδομένα του Παραδείγματος 1.

Λύση

Υπολογίζουμε $\mathbb{E}[Y|X = x]$ για κάθε x :

$$\mathbb{E}[Y|X = 0] = 0 \cdot \frac{1}{2} + 1 \cdot \frac{1}{3} + 2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{2}{3},$$

$$\mathbb{E}[Y|X = 1] = 1 \quad (\text{Παράδ. 14}),$$

$$\mathbb{E}[Y|X = 2] = 0 \cdot \frac{1}{5} + 1 \cdot \frac{2}{5} + 2 \cdot \frac{2}{5} = \frac{6}{5}.$$

$$\mathbb{E}[\mathbb{E}(Y|X)] = \frac{2}{3} \cdot 0,30 + 1 \cdot 0,45 + \frac{6}{5} \cdot 0,25 = 0,20 + 0,45 + 0,30 = 0,95 = \mathbb{E}[Y]. \quad \checkmark$$

Παρατήρηση

Ο νόμος ολικής μέσης τιμής $\mathbb{E}[\mathbb{E}(Y|X)] = \mathbb{E}(Y)$ μας λέει ότι η αδέσμευτη μέση τιμή προκύπτει ως σταθμικός μέσος των δεσμευμένων μέσων τιμών, με βάρη τις περιθώριες πιθανότητες.

6 Δεσμευμένες Κατανομές — Συνεχής Περίπτωση

Παράδειγμα 17: Δεσμευμένη σ.π.π. — Αναγνώριση κατανομής

Έστω $f(x, y) = 6(1 - y)$ για $0 < x < y < 1$ (Παράδ. 8). Υπολογίστε:

- (α') Τη δεσμευμένη σ.π.π. $f_{X|Y}(x|y)$.
- (β') Τη δεσμευμένη μέση τιμή $\mathbb{E}[X|Y = y]$.
- (γ') Τη $P(X < 0,3 | Y = 0,5)$.

Λύση

$$f_Y(y) = 6y(1 - y) \quad (\text{Παράδ. 8}).$$

$$(\alpha) \quad f_{X|Y}(x|y) = \frac{6(1-y)}{6y(1-y)} = \frac{1}{y}, \quad 0 < x < y.$$

Δηλαδή $X|Y = y \sim \text{Uniform}(0, y)$.

$$(\beta) \quad \mathbb{E}[X|Y = y] = \frac{y}{2}.$$

$$(\gamma) \quad P(X < 0,3 | Y = 0,5) = \int_0^{0,3} \frac{1}{0,5} dx = 2 \cdot 0,3 = 0,6.$$

Παράδειγμα 18: Αντίστροφη δέσμευση — $f_{Y|X}(y|x)$

Στο ίδιο μοντέλο ($f(x, y) = 6(1 - y)$, $0 < x < y < 1$), βρείτε:

- (α') Τη δεσμευμένη σ.π.π. $f_{Y|X}(y|x)$.
- (β') Τη $\mathbb{E}[Y|X = x]$ και $\text{Var}(Y|X = x)$.

Λύση

$$f_X(x) = 3(1 - x)^2 \quad (\text{Παράδ. 8}). \quad \text{Για δεδομένο } x, y \in (x, 1):$$

(α)

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{6(1-y)}{3(1-x)^2} = \frac{2(1-y)}{(1-x)^2}, \quad x < y < 1.$$

(β) Υπολογίζουμε $\mathbb{E}[Y|X = x]$:

$$\mathbb{E}[Y|X = x] = \frac{2}{(1-x)^2} \int_x^1 y(1-y) dy.$$

$$\int_x^1 y(1-y) dy = \left[\frac{y^2}{2} - \frac{y^3}{3} \right]_x^1 = \frac{1}{6} - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} = \frac{1-3x^2+2x^3}{6} = \frac{(1-x)^2(1+2x)}{6}.$$

$$\mathbb{E}[Y|X = x] = \frac{2}{(1-x)^2} \cdot \frac{(1-x)^2(1+2x)}{6} = \frac{1+2x}{3}.$$

Τώρα υπολογίζουμε $\mathbb{E}[Y^2|X = x]$:

$$\int_x^1 y^2(1-y) dy = \left[\frac{y^3}{3} - \frac{y^4}{4} \right]_x^1 = \frac{1}{12} - \frac{x^3}{3} + \frac{x^4}{4} = \frac{1-4x^3+3x^4}{12}.$$

Παραγοντοποίηση: $1 - 4x^3 + 3x^4 = (1-x)^2(3x^2 + 2x + 1)$, άρα

$$\mathbb{E}[Y^2|X = x] = \frac{2}{(1-x)^2} \cdot \frac{(1-x)^2(3x^2 + 2x + 1)}{12} = \frac{3x^2 + 2x + 1}{6}.$$

Δεσμευμένη διακύμανση:

$$\text{Var}(Y|X = x) = \frac{3x^2 + 2x + 1}{6} - \left(\frac{1+2x}{3} \right)^2 = \frac{3(3x^2 + 2x + 1) - 2(1+2x)^2}{18}.$$

Αριθμητής: $9x^2 + 6x + 3 - 2 - 8x - 8x^2 = x^2 - 2x + 1 = (1-x)^2$. Άρα:

$$\text{Var}(Y|X = x) = \frac{(1-x)^2}{18}.$$

Έλεγχος

Για $x = 0$: $\text{Var}(Y|X = 0) = \frac{1}{18} \approx 0,056$. Ελέγχουμε: $\frac{1}{6} - \frac{1}{9} = \frac{1}{18}$ ✓.

Για $x = \frac{1}{2}$: $\text{Var}(Y|X = \frac{1}{2}) = \frac{1}{72} \approx 0,014$. Ελέγχουμε: $\frac{11}{24} - \frac{4}{9} = \frac{33-32}{72} = \frac{1}{72}$ ✓.

Παρατηρήστε ότι $\text{Var}(Y|X = x) \rightarrow 0$ καθώς $x \rightarrow 1$: όταν η X παίρνει τιμή κοντά στο 1, η Y (που πρέπει $Y > X$) «στριμώχνεται» κοντά στο 1 με πολύ μικρή μεταβλητότητα.

Παράδειγμα 19: Νόμος ολικής διακύμανσης

Έστω $f(x, y) = 6(1-y)$, $0 < x < y < 1$. Υπολογίστε τη $\text{Var}(X)$ χρησιμοποιώντας τη σχέση $\text{Var}(X) = \mathbb{E}[\text{Var}(X|Y)] + \text{Var}[\mathbb{E}(X|Y)]$.

Λύση

Από το Παράδειγμα 17: $X|Y = y \sim \text{Uniform}(0, y)$, άρα:

$$\mathbb{E}[X|Y = y] = \frac{y}{2}, \quad \text{Var}(X|Y = y) = \frac{y^2}{12}.$$

Βήμα 1: $\mathbb{E}[\text{Var}(X|Y)] = \frac{1}{12} \mathbb{E}[Y^2]$.

$$\mathbb{E}[Y^2] = \int_0^1 y^2 \cdot 6y(1-y) dy = 6 \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{5} \right] = \frac{3}{10}.$$

$$\mathbb{E}[\text{Var}(X|Y)] = \frac{1}{12} \cdot \frac{3}{10} = \frac{1}{40}.$$

Βήμα 2: $\text{Var}[\mathbb{E}(X|Y)] = \text{Var}\left(\frac{Y}{2}\right) = \frac{1}{4} \text{Var}(Y).$

$$\mathbb{E}[Y] = \int_0^1 y \cdot 6y(1-y) dy = 6 \left[\frac{1}{3} - \frac{1}{4} \right] = \frac{1}{2}.$$

$$\text{Var}(Y) = \frac{3}{10} - \frac{1}{4} = \frac{1}{20}.$$

$$\text{Var}[\mathbb{E}(X|Y)] = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{20} = \frac{1}{80}.$$

Αποτέλεσμα: $\text{Var}(X) = \frac{1}{40} + \frac{1}{80} = \frac{3}{80} = 0,0375.$

Έλεγχος

Απειροθεϊας: $\mathbb{E}[X] = \int_0^1 x \cdot 3(1-x)^2 dx = \frac{1}{4}.$

$$\mathbb{E}[X^2] = \int_0^1 x^2 \cdot 3(1-x)^2 dx = 3 \left[\frac{1}{3} - \frac{2}{4} + \frac{1}{5} \right] = 3 \cdot \frac{1}{30} = \frac{1}{10}.$$

$$\text{Var}(X) = \frac{1}{10} - \frac{1}{16} = \frac{3}{80} \checkmark.$$

Παράδειγμα 20: Νόμος ολικής διακύμανσης — Οικονομική εφαρμογή

Ο μισθός Y ενός εργαζομένου εξαρτάται από το επίπεδο εκπαίδευσης $X \in \{1, 2, 3\}$ (Λύκειο, Πτυχίο, Μεταπτυχιακό):

$$P(X = 1) = 0,4, \quad P(X = 2) = 0,4, \quad P(X = 3) = 0,2.$$

$$\mathbb{E}[Y|X = 1] = 1000, \quad \mathbb{E}[Y|X = 2] = 1500, \quad \mathbb{E}[Y|X = 3] = 2200.$$

$$\text{Var}(Y|X = 1) = 10000, \quad \text{Var}(Y|X = 2) = 22500, \quad \text{Var}(Y|X = 3) = 40000.$$

Υπολογίστε $\mathbb{E}[Y]$ και $\text{Var}(Y)$.

Λύση

$\mathbb{E}[Y]$ (νόμος ολικής μέσης τιμής):

$$\mathbb{E}[Y] = 1000 \cdot 0,4 + 1500 \cdot 0,4 + 2200 \cdot 0,2 = 400 + 600 + 440 = 1440.$$

$\text{Var}(Y)$ (νόμος ολικής διακύμανσης):

Πρώτος όρος: $\mathbb{E}[\text{Var}(Y|X)] = 10000 \cdot 0,4 + 22500 \cdot 0,4 + 40000 \cdot 0,2 = 21000.$

Δεύτερος όρος: $\mathbb{E}[(\mathbb{E}[Y|X])^2] = 1000^2 \cdot 0,4 + 1500^2 \cdot 0,4 + 2200^2 \cdot 0,2 = 400000 + 900000 + 968000 = 2268000.$

$$\text{Var}[\mathbb{E}(Y|X)] = 2268000 - 1440^2 = 2268000 - 2073600 = 194400.$$

$$\text{Var}(Y) = 21000 + 194400 = 215400. \quad \sigma_Y \approx 464 \text{ ευρώ}.$$

Παρατήρηση

$\text{Var}(Y) = \underbrace{\mathbb{E}[\text{Var}(Y|X)]}_{\text{εντός ομάδων}} + \underbrace{\text{Var}[\mathbb{E}(Y|X)]}_{\text{μεταξύ ομάδων}}.$ Εδώ η μεταβλητότητα **μεταξύ** εκπαιδευτικών επιπέδων (194400) υπερτερεί κατά πολύ αυτής **εντός** κάθε επιπέδου (21000): η εκπαίδευση εξηγεί το μεγαλύτερο μέρος της διακύμανσης μισθών.

7 Συνδιακύμανση και Ιδιότητες

Παράδειγμα 21: $\text{Cov}(X, Y)$ — Διακριτή περίπτωση

Χρησιμοποιώντας τον πίνακα πιθανοτήτων του Παραδείγματος 1 (εβδομαδιαία ζήτηση δύο προϊόντων), υπολογίστε τη $\text{Cov}(X, Y)$.

Λύση

$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[XY] - \mathbb{E}[X]\mathbb{E}[Y]$. Από τα Παραδείγματα 11 και 1:

$$\mathbb{E}[XY] = 1,05, \quad \mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[Y] = 0,95.$$

$$\text{Cov}(X, Y) = 1,05 - 0,95^2 = 1,05 - 0,9025 = 0,1475 > 0.$$

Θετική γραμμική σχέση: πελάτες που ζητούν περισσότερα βασικά προϊόντα τείνουν να ζητούν και περισσότερα πολυτελή.

Παράδειγμα 22: $\text{Cov}(X, Y)$ — Συνεχής περίπτωση

Για τη σ.π.π. $f(x, y) = 6(1 - y)$, $0 < x < y < 1$, υπολογίστε τη $\text{Cov}(X, Y)$.

Λύση

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1}{4}, \quad \mathbb{E}[Y] = \frac{1}{2} \quad (\text{Παράδ. 19}).$$

$$\mathbb{E}[XY] = \int_0^1 \int_0^y xy \cdot 6(1 - y) dx dy = 6 \int_0^1 (1 - y) \frac{y^2}{2} \cdot y dy = 3 \int_0^1 (y^3 - y^4) dy = 3 \left[\frac{1}{4} - \frac{1}{5} \right] = \frac{3}{20}.$$

$$\text{Cov}(X, Y) = \frac{3}{20} - \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{20} - \frac{1}{8} = \frac{6 - 5}{40} = \frac{1}{40} = 0,025.$$

Παράδειγμα 23: Ανεξάρτητες $\Rightarrow \text{Cov} = 0$ αλλά όχι αντίστροφα

Έστω $X \sim \text{Uniform}(-1, 1)$ και $Y = X^2$. Δείξτε ότι $\text{Cov}(X, Y) = 0$ αν και οι X, Y δεν είναι ανεξάρτητες.

Λύση

$$\mathbb{E}[X] = 0 \text{ (συμμετρία)}, \quad \mathbb{E}[X^2] = \frac{1}{3}, \quad \mathbb{E}[X^3] = 0 \text{ (συμμετρία)}.$$

$$\mathbb{E}[XY] = \mathbb{E}[X \cdot X^2] = \mathbb{E}[X^3] = 0.$$

$$\text{Cov}(X, Y) = 0 - 0 \cdot \frac{1}{3} = 0 \Rightarrow \rho_{XY} = 0.$$

Ωστόσο η $Y = X^2$ είναι **πλήρως καθορισμένη** από την X : καθόλου ανεξάρτητες! Η γραμμική συσχέτιση δεν εντοπίζει μη γραμμικές εξαρτήσεις.

Παρατήρηση

Κλασικό αντιπαράδειγμα: $\rho = 0$ δεν σημαίνει ανεξαρτησία. Στη χρηματοοικονομική, μη γραμμικές εξαρτήσεις (π.χ. tail dependence) μπορεί να υπάρχουν ακόμα και όταν $\rho \approx 0$.

Παράδειγμα 24: Ιδιότητες συνδιακύμανσης — Απόδοση χαρτοφυλακίου

Η απόδοση χαρτοφυλακίου είναι $R = 0,6X + 0,4Y$, όπου $\mathbb{E}[X] = 8\%$, $\mathbb{E}[Y] = 12\%$, $\text{Var}(X) = 9$, $\text{Var}(Y) = 25$, $\text{Cov}(X, Y) = 6$.

(α') Υπολογίστε $\mathbb{E}[R]$ και $\text{Var}(R)$.

(β') Βρείτε $\text{Cov}(X, R)$.

Λύση

(α) $\mathbb{E}[R] = 0,6 \cdot 8 + 0,4 \cdot 12 = 4,8 + 4,8 = 9,6\%$.

$\text{Var}(R) = 0,36 \cdot 9 + 0,16 \cdot 25 + 2 \cdot 0,6 \cdot 0,4 \cdot 6 = 3,24 + 4,00 + 2,88 = 10,12$.

(β) $\text{Cov}(X, R) = \text{Cov}(X, 0,6X + 0,4Y) = 0,6 \text{Var}(X) + 0,4 \text{Cov}(X, Y) = 0,6 \cdot 9 + 0,4 \cdot 6 = 7,8$.

Παρατήρηση

Η γραμμικότητα $\text{Cov}(\sum a_i X_i, \sum b_j Y_j) = \sum \sum a_i b_j \text{Cov}(X_i, Y_j)$ είναι θεμελιώδης στη θεωρία χαρτοφυλακίου Markowitz. Η διαφοροποίηση μειώνει τον κίνδυνο ακριβώς όταν $\rho < 1$.

8 Συντελεστής Συσχέτισης

Παράδειγμα 25: Υπολογισμός ρ_{XY} — Διακριτή περίπτωση

Υπολογίστε τον συντελεστή συσχέτισης ρ_{XY} για τα δεδομένα του Παραδείγματος 1.

Λύση

$\mathbb{E}[X^2] = 0^2 \cdot 0,30 + 1^2 \cdot 0,45 + 2^2 \cdot 0,25 = 1,45$.

$\text{Var}(X) = 1,45 - 0,95^2 = 0,5475$. Λόγω συμμετρίας: $\text{Var}(Y) = 0,5475$.

$\rho_{XY} = \frac{0,1475}{\sqrt{0,5475 \cdot 0,5475}} = \frac{0,1475}{0,5475} \approx 0,269$.

Παράδειγμα 26: Υπολογισμός ρ_{XY} — Συνεχής περίπτωση

Υπολογίστε τον ρ_{XY} για τη σ.π.π. $f(x, y) = 6(1 - y)$, $0 < x < y < 1$.

Λύση

Από τα Παραδείγματα 19 και 22: $\text{Cov}(X, Y) = \frac{1}{40}$, $\text{Var}(X) = \frac{3}{80}$, $\text{Var}(Y) = \frac{1}{20}$.

$$\rho_{XY} = \frac{1/40}{\sqrt{(3/80)(1/20)}} = \frac{1/40}{\sqrt{3/1600}} = \frac{1/40}{\sqrt{3}/40} = \frac{1}{\sqrt{3}} \approx 0,577.$$

Παρατήρηση

$|\rho_{XY}| = 1 \Leftrightarrow Y = aX + b$ (τέλεια γραμμική σχέση). $\rho_{XY} = 0 \not\Rightarrow$ ανεξαρτησία. $\rho_{XY} > 0$: θετική γραμμική σχέση. $\rho_{XY} < 0$: αρνητική γραμμική σχέση.

Παράδειγμα 27: ρ σε πίνακα 3×3 — Επισκεψιμότητα

Ο αριθμός πελατών σε πρωινό (X) και βραδινό (Y) ωράριο ενός καταστήματος δίνεται:

$X \backslash Y$	0	1	2
0	0,05	0,10	0,15
1	0,05	0,10	0,15
2	0,05	0,10	0,25

Υπολογίστε $\text{Cov}(X, Y)$ και ρ_{XY} .

Λύση

Περιθώρια: $f_X(0) = 0,30, f_X(1) = 0,30, f_X(2) = 0,40.$

$f_Y(0) = 0,15, f_Y(1) = 0,30, f_Y(2) = 0,55.$

$\mathbb{E}[X] = 0,30 + 0,80 = 1,10. \quad \mathbb{E}[Y] = 0,30 + 1,10 = 1,40.$

$\mathbb{E}[XY] = 1 \cdot 1 \cdot 0,10 + 1 \cdot 2 \cdot 0,15 + 2 \cdot 1 \cdot 0,10 + 2 \cdot 2 \cdot 0,25 = 0,10 + 0,30 + 0,20 + 1,00 = 1,60.$

$\text{Cov}(X, Y) = 1,60 - 1,10 \cdot 1,40 = 1,60 - 1,54 = 0,06.$

$\mathbb{E}[X^2] = 0,30 + 4 \cdot 0,40 = 1,90, \text{Var}(X) = 1,90 - 1,21 = 0,69.$

$\mathbb{E}[Y^2] = 0,30 + 4 \cdot 0,55 = 2,50, \text{Var}(Y) = 2,50 - 1,96 = 0,54.$

$\rho_{XY} = \frac{0,06}{\sqrt{0,69 \cdot 0,54}} = \frac{0,06}{\sqrt{0,3726}} = \frac{0,06}{0,6104} \approx 0,098.$

Πολύ ασθενής θετική συσχέτιση.

9 Ανισότητα Cauchy–Schwarz

Παράδειγμα 28: Εφαρμογή ανισότητας Cauchy–Schwarz

Έστω τ.μ. X, Y με $\mathbb{E}[X^2] = 4$ και $\mathbb{E}[Y^2] = 9.$

(α') Βρείτε ένα άνω φράγμα για $|\mathbb{E}[XY]|.$

(β') Αν $Y = \frac{3}{2}X,$ δείξτε ότι ισχύει ισότητα.

Λύση

(α) $|\mathbb{E}[XY]| \leq \sqrt{\mathbb{E}[X^2]\mathbb{E}[Y^2]} = \sqrt{4 \cdot 9} = 6.$

(β) $Y = \frac{3}{2}X \Rightarrow \mathbb{E}[Y^2] = \frac{9}{4} \cdot 4 = 9 \checkmark. \quad \mathbb{E}[XY] = \frac{3}{2}\mathbb{E}[X^2] = \frac{3}{2} \cdot 4 = 6 = \sqrt{4 \cdot 9}.$

Ισότητα ισχύει όταν $Y = \alpha X$ ($\alpha \in \mathbb{R}$).

Παράδειγμα 29: $|\rho| \leq 1$ μέσω Cauchy–Schwarz

Αποδείξτε ότι $-1 \leq \rho_{XY} \leq 1$ χρησιμοποιώντας την ανισότητα Cauchy–Schwarz.

Λύση

Θέτουμε $U = X - \mathbb{E}[X], V = Y - \mathbb{E}[Y].$ Τότε $\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[UV].$

Από Cauchy–Schwarz: $|\mathbb{E}[UV]| \leq \sqrt{\mathbb{E}[U^2]\mathbb{E}[V^2]} = \sqrt{\text{Var}(X)\text{Var}(Y)} = \sigma_X \sigma_Y.$

Άρα $|\text{Cov}(X, Y)| \leq \sigma_X \sigma_Y \Rightarrow |\rho_{XY}| = \frac{|\text{Cov}(X, Y)|}{\sigma_X \sigma_Y} \leq 1. \quad \square$

10 Διακύμανση Αθροίσματος και Γραμμικοί Συνδυασμοί

Παράδειγμα 30: $\text{Var}(X + Y)$ εναντίον $\text{Var}(X - Y)$

Δύο μετοχές έχουν $\text{Var}(X) = 4$, $\text{Var}(Y) = 16$, $\rho_{XY} = 0,5$. Υπολογίστε $\text{Var}(X + Y)$ και $\text{Var}(X - Y)$.

Λύση

$$\text{Cov}(X, Y) = \rho_{XY} \sigma_X \sigma_Y = 0,5 \cdot 2 \cdot 4 = 4.$$

$$\text{Var}(X + Y) = 4 + 16 + 2 \cdot 4 = 28.$$

$$\text{Var}(X - Y) = 4 + 16 - 2 \cdot 4 = 12.$$

Η θέση αντιστάθμισης ($X - Y$) μειώνει τη διακύμανση κατά 57% σε σχέση με $X + Y$.

Παράδειγμα 31: Ασφάλιστρο ως γραμμικός συνδυασμός

Ασφαλιστική εταιρεία: το ημερήσιο κόστος αποζημιώσεων αυτοκινήτου (X) και κατοικίας (Y) ικανοποιεί $\mathbb{E}[X] = 200$, $\mathbb{E}[Y] = 150$, $\sigma_X = 50$, $\sigma_Y = 80$, $\rho_{XY} = -0,3$. Το συνολικό κόστος είναι $C = X + Y + 100$ (σταθερά λειτουργικά).

Βρείτε $\mathbb{E}[C]$ και σ_C .

Λύση

$$\mathbb{E}[C] = 200 + 150 + 100 = 450.$$

$$\text{Cov}(X, Y) = -0,3 \cdot 50 \cdot 80 = -1200.$$

$$\text{Var}(C) = \text{Var}(X + Y) = 2500 + 6400 + 2(-1200) = 2500 + 6400 - 2400 = 6500.$$

$$\sigma_C = \sqrt{6500} \approx 80,6.$$

Παρατήρηση

Η αρνητική συσχέτιση μειώνει τη διακύμανση του αθροίσματος: $\text{Var}(X + Y) = 6500 < 2500 + 6400 = 8900 = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$. Αυτό είναι η αρχή της **διαφοροποίησης κινδύνου** στα χρηματοοικονομικά.

Παράδειγμα 32: $\text{Var}(\sum a_i X_i)$ — Ανεξάρτητες τ.μ.

Έστω X_1, X_2, X_3 ανεξάρτητες τ.μ. με $\mathbb{E}[X_i] = \mu_i$ και $\text{Var}(X_i) = \sigma_i^2$ για $i = 1, 2, 3$. Βρείτε $\text{Var}(2X_1 - 3X_2 + X_3)$.

Λύση

Ανεξαρτησία $\Rightarrow \text{Cov}(X_i, X_j) = 0$ για $i \neq j$.

$$\text{Var}(2X_1 - 3X_2 + X_3) = 4\sigma_1^2 + 9\sigma_2^2 + \sigma_3^2.$$

Αν π.χ. $\sigma_1^2 = 1$, $\sigma_2^2 = 4$, $\sigma_3^2 = 9$: $\text{Var} = 4 + 36 + 9 = 49$, $\sigma = 7$.

11 Πίνακας Διακύμανσης–Συνδιακύμανσης

Παράδειγμα 33: $\alpha^\top \Sigma \alpha$ — Θεωρία χαρτοφυλακίου

Τρεις μετοχές: $\mathbf{X} = (X_1, X_2, X_3)^\top$, $\boldsymbol{\mu} = (5, 8, 12)^\top$,

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 4 & 2 & -1 \\ 2 & 9 & 3 \\ -1 & 3 & 16 \end{pmatrix}.$$

Σταθμίσεις $\boldsymbol{\alpha} = (0,5, 0,3, 0,2)^\top$. Βρείτε $\mathbb{E}[R]$ και $\text{Var}(R)$ για $R = \boldsymbol{\alpha}^\top \mathbf{X}$.

Λύση

$$\mathbb{E}[R] = 0,5 \cdot 5 + 0,3 \cdot 8 + 0,2 \cdot 12 = 2,5 + 2,4 + 2,4 = 7,3.$$

$$\Sigma \boldsymbol{\alpha} = \begin{pmatrix} 4 \cdot 0,5 + 2 \cdot 0,3 - 1 \cdot 0,2 \\ 2 \cdot 0,5 + 9 \cdot 0,3 + 3 \cdot 0,2 \\ -0,5 + 3 \cdot 0,3 + 16 \cdot 0,2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2,4 \\ 4,3 \\ 3,6 \end{pmatrix}.$$

$$\text{Var}(R) = \boldsymbol{\alpha}^\top \Sigma \boldsymbol{\alpha} = 0,5 \cdot 2,4 + 0,3 \cdot 4,3 + 0,2 \cdot 3,6 = 1,20 + 1,29 + 0,72 = 3,21.$$

Παρατήρηση

Ο τύπος $\sigma_R^2 = \boldsymbol{\alpha}^\top \Sigma \boldsymbol{\alpha}$ είναι η βάση ολόκληρης της θεωρίας Markowitz. Ο πίνακας Σ περιέχει **όλη** την πληροφορία κινδύνου.

Παράδειγμα 34: $\text{Cov}(A\mathbf{X}) = A \text{Cov}(\mathbf{X}) A^\top$

Έστω $\mathbf{X} = (X_1, X_2)^\top$ με $\text{Cov}(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 9 \end{pmatrix}$ και $A = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$ ($Y_1 = X_1 + X_2$, $Y_2 = X_1 - X_2$).

Βρείτε $\text{Cov}(\mathbf{Y})$.

Λύση

$$A \text{Cov}(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 9 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5 & 10 \\ 3 & -8 \end{pmatrix}.$$

$$\text{Cov}(\mathbf{Y}) = \begin{pmatrix} 5 & 10 \\ 3 & -8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 15 & -5 \\ -5 & 11 \end{pmatrix}.$$

Έλεγχος

$$\text{Var}(X_1 + X_2) = 4 + 9 + 2 \cdot 1 = 15 \checkmark. \quad \text{Var}(X_1 - X_2) = 4 + 9 - 2 \cdot 1 = 11 \checkmark.$$

$$\text{Cov}(X_1 + X_2, X_1 - X_2) = \text{Var}(X_1) - \text{Var}(X_2) = 4 - 9 = -5 \checkmark.$$

Παράδειγμα 35: Σύνθετο — Ασφαλιστικό σενάριο, πλήρης ανάλυση

Μια ασφαλιστική εταιρεία μοντελοποιεί τον αριθμό αιτημάτων αυτοκινήτου (X) και κατοικίας (Y) ανά ημέρα:

$X \setminus Y$	0	1	2
0	0,10	0,15	0,05
1	0,05	0,20	0,15
2	0,02	0,08	0,20

(α') Βρείτε τις περιθώριες κατανομές.

(β') Υπολογίστε $\mathbb{E}[X]$, $\mathbb{E}[Y]$, $\text{Var}(X)$, $\text{Var}(Y)$.

(γ') Υπολογίστε $\text{Cov}(X, Y)$ και ρ_{XY} .

(δ') Βρείτε $\mathbb{E}[Y|X = 2]$ και $\text{Var}(Y|X = 2)$.

(ε') Το μέσο κόστος ανά ημέρα είναι $C = 500X + 300Y + 200$ ευρώ. Βρείτε $\mathbb{E}[C]$ και σ_C .

Λύση

(α) $f_X(0) = 0,30$, $f_X(1) = 0,40$, $f_X(2) = 0,30$.

$f_Y(0) = 0,17$, $f_Y(1) = 0,43$, $f_Y(2) = 0,40$.

Έλεγχος: $0,30 + 0,40 + 0,30 = 1 \checkmark$, $0,17 + 0,43 + 0,40 = 1 \checkmark$.

(β)

$$\mathbb{E}[X] = 0,40 + 0,60 = 1,00, \quad \mathbb{E}[X^2] = 0,40 + 1,20 = 1,60, \quad \text{Var}(X) = 1,60 - 1 = 0,60.$$

$$\mathbb{E}[Y] = 0,43 + 0,80 = 1,23, \quad \mathbb{E}[Y^2] = 0,43 + 1,60 = 2,03, \quad \text{Var}(Y) = 2,03 - 1,5129 = 0,5171.$$

(γ)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[XY] &= 1 \cdot 1 \cdot 0,20 + 1 \cdot 2 \cdot 0,15 + 2 \cdot 1 \cdot 0,08 + 2 \cdot 2 \cdot 0,20 \\ &= 0,20 + 0,30 + 0,16 + 0,80 = 1,46. \end{aligned}$$

$\text{Cov}(X, Y) = 1,46 - 1,00 \cdot 1,23 = 0,23$.

$$\rho_{XY} = \frac{0,23}{\sqrt{0,60 \cdot 0,5171}} = \frac{0,23}{\sqrt{0,3103}} = \frac{0,23}{0,557} \approx 0,413.$$

(δ) $f_X(2) = 0,30$. Δεσμευμένη σ.π.:

$$f_{Y|X}(0|2) = \frac{0,02}{0,30} = \frac{1}{15}, \quad f_{Y|X}(1|2) = \frac{0,08}{0,30} = \frac{4}{15}, \quad f_{Y|X}(2|2) = \frac{0,20}{0,30} = \frac{10}{15} = \frac{2}{3}.$$

$$\mathbb{E}[Y|X = 2] = \frac{4}{15} + \frac{20}{15} = \frac{24}{15} = 1,60.$$

$$\mathbb{E}[Y^2|X = 2] = \frac{4}{15} + \frac{40}{15} = \frac{44}{15} \approx 2,933.$$

$$\text{Var}(Y|X = 2) = 2,933 - 2,56 = 0,373.$$

(ε) $\mathbb{E}[C] = 500 + 300 \cdot 1,23 + 200 = 500 + 369 + 200 = 1069$ ευρώ.

$$\text{Var}(C) = 500^2 \cdot 0,60 + 300^2 \cdot 0,5171 + 2 \cdot 500 \cdot 300 \cdot 0,23$$

$$= 150000 + 46539 + 69000 = 265539.$$

$$\sigma_C = \sqrt{265539} \approx 515 \text{ ευρώ}.$$

Παράδειγμα 36: Πλήρης ανάλυση — Συνεχής σ.π.π.

Τα ποσά (σε χιλ. ευρώ) που ξοδεύει ένα νοικοκυριό σε τρόφιμα (X) και μεταφορές (Y):

$$f(x, y) = \begin{cases} \frac{3}{2}(x^2 + y^2), & 0 < x < 1, \quad 0 < y < 1, \\ 0, & \text{αλλού.} \end{cases}$$

(α') Επαληθεύστε ότι η f είναι σ.π.π.

(β') Βρείτε τις περιθώριες. Εξετάστε ανεξαρτησία.

(γ') Υπολογίστε $\text{Cov}(X, Y)$ και ρ_{XY} .

(δ') Βρείτε $f_{Y|X}(y|x)$ και $\mathbb{E}[Y|X = x]$.

Λύση

(α)

$$\int_0^1 \int_0^1 \frac{3}{2}(x^2 + y^2) dx dy = \frac{3}{2} \int_0^1 \left[\frac{1}{3} + y^2 \right] dy = \frac{3}{2} \cdot \frac{2}{3} = 1. \checkmark$$

(β) $f_X(x) = \int_0^1 \frac{3}{2}(x^2 + y^2) dy = \frac{3x^2+1}{2}, 0 < x < 1.$

Συμμετρία: $f_Y(y) = \frac{3y^2+1}{2}.$

Δεν παραγοντοποιείται: $f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{(3x^2+1)(3y^2+1)}{4} \neq \frac{3(x^2+y^2)}{2} = f(x, y).$

Δεν είναι ανεξάρτητες.

(γ) $\mathbb{E}[X] = \int_0^1 x \cdot \frac{3x^2+1}{2} dx = \frac{3}{8} + \frac{1}{4} = \frac{5}{8}.$ $\mathbb{E}[Y] = \frac{5}{8}$ (συμμετρία).

$\mathbb{E}[X^2] = \int_0^1 x^2 \cdot \frac{3x^2+1}{2} dx = \frac{3}{10} + \frac{1}{6} = \frac{7}{15}.$

$\text{Var}(X) = \frac{7}{15} - \frac{25}{64} = \frac{448-375}{960} = \frac{73}{960}.$

$\mathbb{E}[XY] = \frac{3}{2} \int_0^1 \int_0^1 (x^3y + xy^3) dx dy = \frac{3}{2} \cdot 2 \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{8}.$

$\text{Cov}(X, Y) = \frac{3}{8} - \frac{25}{64} = \frac{24-25}{64} = -\frac{1}{64}.$

$\rho_{XY} = \frac{-1/64}{73/960} = -\frac{960}{64 \cdot 73} = -\frac{15}{73} \approx -0,205.$

(δ) $f_{Y|X}(y|x) = \frac{3(x^2+y^2)}{3x^2+1}, 0 < y < 1.$

$$\mathbb{E}[Y|X = x] = \frac{3}{3x^2+1} \int_0^1 (x^2y + y^3) dy = \frac{3}{3x^2+1} \left[\frac{x^2}{2} + \frac{1}{4} \right] = \frac{3(2x^2+1)}{4(3x^2+1)}.$$