

## ΠΟΛΥΔΙΑΣΤΑΤΕΣ ΤΥΧΑΙΕΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

### Συνάρτηση Κατανομής:

Έστω  $\mathbf{X}=(X_1, \dots, X_n)^T$  τυχαίο διάνυσμα (τ.δ). Ονομάζουμε συνάρτηση κατανομής πιθανότητας (σ.κ.π.) του τ.δ.  $\mathbf{X}$  την:

$$F(\mathbf{x}) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n), \quad \forall \mathbf{x}=(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

### Ιδιότητες:

1.  $0 \leq F(\mathbf{x}) \leq 1, \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$ .
2. Η  $F$  είναι μη φθίνουσα και δεξιά συνεχής ως προς κάθε μεταβλητή.
3.  $\lim_{x_i \rightarrow -\infty} F(\mathbf{x}) = 0$  ( $i=1, \dots, n$ ),  $F(+\infty, \dots, +\infty)=1$ .
4. 
$$P\left[\bigcap_{i=1}^n (\alpha_i < X_i \leq \beta_i)\right] = F(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n) - F(\alpha_1, \beta_2, \dots, \beta_n) - \dots - F(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n-1}, \alpha_n) +$$

$$+F(\alpha_1, \alpha_2, \beta_3, \dots, \beta_n) + \dots + F(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n-2}, \alpha_{n-1}, \alpha_n) - \dots + (-1)^n F(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n) \geq 0.$$

### Διακριτά Τυχαία Διανύσματα:

Ένα τ.δ.  $\mathbf{X}=(X_1, \dots, X_n)^T$  καλείται διακριτό αν παίρνει με πιθανότητα 1 πεπερασμένο ή αριθμήσιμο σύνολο τιμών  $\{\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots\}$  δηλαδή:

$$P(\mathbf{X} \in \{\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots\}) = \sum_{k=0}^{\infty} P(\mathbf{X}=\mathbf{x}_k) = \sum_{k=0}^{\infty} P(X_1=x_{k_1}, \dots, X_n=x_{k_n}) = 1.$$

Η συνάρτηση  $f(\mathbf{x}_k) = P(\mathbf{X}=\mathbf{x}_k)$ ,  $k=0,1, \dots$  καλείται συνάρτηση μάζας πιθανότητας (σ.μ.π.) του τ.δ.  $\mathbf{X}$  ή από κοινού σ.μ.π. των τ.μ.  $X_1, \dots, X_n$  και έχει τις ακόλουθες ιδιότητες:

1.  $f(\mathbf{x}_k) \geq 0, \forall k=0,1,2, \dots$
2.  $\sum_{k=0}^{\infty} f(\mathbf{x}_k) = 1.$

Η περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας μιας εκ των συνιστωσών του τ.δ.  $\mathbf{X}$ , έστω  $X_i$ , δίνεται αθροίζοντας τις πιθανότητες για όλες τις δυνατές τιμές των άλλων συνιστωσών.

$$f_{X_i}(x_{k_i}) = P(X_i=x_{k_i}) = \sum_{k_1=0}^{\infty} \dots \sum_{k_{i-1}=0}^{\infty} \sum_{k_{i+1}=0}^{\infty} \dots \sum_{k_n=0}^{\infty} P(X_1=x_{k_1}, \dots, X_i=x_{k_i}, \dots, X_n=x_{k_n}).$$

Τέλος οι τ.μ.  $X_1, \dots, X_n$  καλούνται ανεξάρτητες όταν:

$$f(\mathbf{x}_k) = P(\mathbf{X}=\mathbf{x}_k) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_{k_i}), \forall \mathbf{x} \in \{\mathbf{x}_0, \mathbf{x}_1, \dots\}.$$

### Συνεγή Τυχαία Διανύσματα:

Ένα τ.δ.  $\mathbf{X}=(X_1, \dots, X_n)^T$  καλείται συνεχές αν υπάρχει πραγματική συνάρτηση  $f$  με πεδίο ορισμού το  $\mathbb{R}^n$ :

1.  $f(\mathbf{x}) \geq 0 \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n.$
2.  $\int_{\mathbb{R}^n} f(\mathbf{x})d\mathbf{x} = 1.$

και  $\forall y_1, \dots, y_{2n} \in \mathbb{R}$  με  $y_i < y_{i+1}, i = 1, \dots, 2n-1$ :

$$P(y_1 < X_1 \leq y_2, y_3 < X_2 \leq y_4, \dots, y_{2n-1} < X_n \leq y_{2n}) = \int_{y_1}^{y_2} \dots \int_{y_{2n-1}}^{y_{2n}} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n.$$

Η συνάρτηση  $f$  καλείται συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας (σ.π.π.) του τ.δ.  $\mathbf{X}$  ή από κοινού σ.π.π. των τ.μ.  $X_1, \dots, X_n$ .

Ισχύουν οι εξής σχέσεις:

- $F(\mathbf{x}) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \dots \int_{-\infty}^{x_n} f(\mathbf{y}) d\mathbf{y},$
- $f(\mathbf{x}) = \frac{\partial^n F(x_1, \dots, x_n)}{\partial x_1 \dots \partial x_n},$  όπου η μικτή παράγωγος υπάρχει.

Η περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας μιας εκ των συνιστωσών του τ.δ.  $\mathbf{X}$ , έστω της  $X_i$ , δίνεται ολοκληρώνοντας την σ.π.π. για όλες τις δυνατές τιμές των άλλων συνιστωσών.

$$f_{X_i}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int_{-\infty}^{+\infty} f(\mathbf{x}) dx_1 dx_2 \dots dx_{i-1} dx_{i+1} \dots dx_n$$

Τέλος οι τ.μ  $X_1, \dots, X_n$  καλούνται ανεξάρτητες όταν:

$$f(\mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x), \forall \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n.$$

### Δεσμευμένες Κατανομές:

A) Έστω  $X, Y$  διακριτές τ.μ. με από κοινού συνάρτηση πιθανότητας  $f(x_i, y_j)$ ,  $i, j=0, 1, \dots$ . Ορίζουμε την δεσμευμένη σ.π.π. μιας διακριτής τ.μ.  $X$ , όταν γνωρίζουμε ότι η τ.μ.  $Y$  έχει την τιμή  $y_j$ ,  $j=0, 1, \dots$  ως:

$$f_{X|Y}(x_i|y_j) = \frac{f(x_i, y_j)}{f_Y(y_j)},$$

όπου  $f_Y(y_j)$  είναι η περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας της τ.μ.  $Y$ .

B) Έστω  $X, Y$  συνεχείς τ.μ. με από κοινού συνάρτηση πιθανότητας  $f(x, y)$ ,  $x, y \in \mathbb{R}$ . Ορίζουμε την δεσμευμένη σ.π.π. μιας διακριτής τ.μ.  $X$ , όταν γνωρίζουμε ότι η τ.μ.  $Y$  έχει την τιμή  $y \in \mathbb{R}$  ως:

$$f_{X|Y}(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)},$$

όπου  $f_Y(y)$  είναι η περιθώρια συνάρτηση πιθανότητας της  $Y$ .

**Παρατήρηση:** Έστω το τ.δ.  $(X,Y)^T$  ακολουθεί τη διμεταβλητή Κανονική, δηλαδή:

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \frac{\left[ \frac{(x-\mu_X)^2}{\sigma_X^2} - 2\rho \frac{(x-\mu_X)(y-\mu_Y)}{\sigma_X\sigma_Y} + \frac{(y-\mu_Y)^2}{\sigma_Y^2} \right]}{(1-\rho^2)} \right\}.$$

Τότε η περιθώρια σ.π.π. της τ.μ.  $X$  είναι η  $N(\mu_X, \sigma_X^2)$  και η περιθώρια σ.π.π. της τ.μ.  $Y$ , είναι η  $N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ .

Επιπρόσθετα η δεσμευμένη σ.π.π. της τ.μ.  $X$ , όταν γνωρίζουμε ότι η τ.μ.  $Y$  έχει την τιμή  $y$ , είναι η  $N(\mu_X + \rho(y-\mu_Y)\sigma_X/\sigma_Y, \sigma_X^2)$ , ενώ η δεσμευμένη σ.π.π. της  $Y$ , όταν γνωρίζουμε ότι η τ.μ.  $X$  έχει την τιμή  $x$ , είναι η  $N(\mu_Y + \rho(x-\mu_X)\sigma_Y/\sigma_X, \sigma_Y^2)$ .

### **Παράμετροι κατανομής Πολυδιάστατων τ.μ.<sup>1</sup>:**

A) Έστω  $X, Y$  διακριτές τ.μ. με από κοινού συνάρτηση πιθανότητας  $f(x_i, y_j)$ ,  $i, j=0,1,\dots$ . Αν  $z=g(x,y)$  είναι μια συνεχής συνάρτηση, τότε η μέση τιμή της τ.μ.  $Z=g(X,Y)$  δίνεται:

$$E(Z) = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0}^{\infty} g(x_i, y_j) f(x_i, y_j),$$

με την προϋπόθεση ότι η διπλή σειρά συγκλίνει απολύτως.

B) Έστω  $X, Y$  συνεχείς τ.μ. με από κοινού συνάρτηση πιθανότητας  $f(x,y)$ ,  $x, y \in \mathbb{R}$ . Αν  $z=g(x, y)$  είναι μια πραγματική συνάρτηση, τότε η μέση τιμή της τ.μ.  $Z=g(X,Y)$  δίνεται:

$$E(Z) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f(x, y) dx dy,$$

με την προϋπόθεση ότι το διπλό ολοκλήρωμα συγκλίνει απολύτως.

**Θεώρημα:** Έστω  $X, Y$  ανεξάρτητες τ.μ. με πεπερασμένες μέσες τιμές  $E(X), E(Y)$ . Τότε  $E(XY)=E(X)E(Y)$ .

Έστω  $X, Y$  τ.μ. με πεπερασμένες μέσες τιμές  $\mu_X=E(X), \mu_Y=E(Y)$ . Ορίζουμε ως συνδιακύμανση των  $X, Y$  την ποσότητα:

$$\text{Cov}(X, Y) = E\{(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)\},$$

εφόσον υπάρχει η τελευταία μέση τιμή.

**Ιδιότητες:**

- $\text{Cov}(X, c)=0$ , με  $c$  σταθερά,
- $\text{Cov}(X, Y)=\text{Cov}(Y, X)$ ,
- $\text{Cov}(X+Y, Z)=\text{Cov}(X, Z)+\text{Cov}(Y, Z)$ ,
- $\text{Cov}(\alpha X+\beta, \gamma Y+\delta)=\alpha\gamma\text{Cov}(X, Y)$ , με  $\alpha, \gamma \in \mathbb{R}$ ,
- $\text{Cov}(X, X)=V(X)$ .

**Πρόταση:** Αν η  $\text{Cov}(X, Y)$  είναι πεπερασμένη τότε:

$$\text{Cov}(X, Y)=E(XY)-E(X)E(Y).$$

Όταν  $\text{Cov}(X, Y)=0$  οι  $X, Y$  καλούνται **ασυσχέτιστες**.

Άμεση συνέπεια της παραπάνω πρότασης είναι ότι αν  $X, Y$  ανεξάρτητες τότε  $X, Y$  ασυσχέτιστες. Το αντίστροφο δεν ισχύει πάντα.

**Θεώρημα:** Αν οι  $X, Y$  έχουν από κοινού σ.π.π. τη διμεταβλητή Κανονική και είναι ασυσχέτιστες, τότε είναι και ανεξάρτητες.

**Θεώρημα:** Έστω  $X, Y$  τ.μ. με  $E(X^2), E(Y^2) < \infty$ . Τότε:

---

<sup>1</sup> Όλα τα παρακάτω που θα δώσουμε για διδιάστατες τ.μ. επεκτείνονται σε n-διάστατες τ.μ.

$$V(X+Y) = V(X)+V(Y)+2\text{Cov}(X, Y),$$

και γενικότερα:

$$V(\alpha X+\beta Y) = \alpha^2 V(X)+\beta^2 V(Y)+2\alpha\beta\text{Cov}(X, Y), \text{ με } \alpha, \beta \in \mathbb{R}.$$

Αν  $X, Y$  ασυσχέτιστες τότε:  $V(X\pm Y)=V(X)+V(Y)$ .

Αν  $X, Y$  τ.μ. με πεπερασμένες διασπορές τότε ορίζουμε ως συντελεστή συσχέτισης αυτών την ποσότητα:

$$\rho(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}}.$$

### Ιδιότητες:

- $-1 \leq \rho \leq 1$  (όταν  $\rho < 0$  οι  $X, Y$  καλούνται αρνητικά συσχετισμένες, όταν  $\rho > 0$  οι  $X, Y$  καλούνται θετικά συσχετισμένες, ενώ όταν  $\rho = 0$  οι  $X, Y$  είναι ασυσχέτιστες),
- $\rho(X, X) = 1$ ,
- $\rho(\alpha X + \beta, \gamma Y + \delta) = \begin{cases} \rho(X, Y), & \text{αν } \alpha\gamma > 0 \\ -\rho(X, Y), & \text{αν } \alpha\gamma < 0 \end{cases}$ , με  $\alpha, \beta, \gamma, \delta \in \mathbb{R} : \alpha\gamma \neq 0$ .

### Δεσμευμένη Μέση Τιμή και Δεσμευμένη Διασπορά:

Α) Έστω  $X, Y$  διακριτές τ.μ. και  $f_{X|Y}(x_i|y_j)$ ,  $i=0, 1, \dots$  η δεσμευμένη συνάρτηση πιθανότητας της  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y_j$ ,  $j=0, 1, \dots$ . Τότε η δεσμευμένη μέση τιμή της  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y_j$  ορίζεται από την σχέση:

$$\mu_{X|Y}(y_j) = E(X|Y=y_j) = \sum_{i=0}^{\infty} x_i f_{X|Y}(x_i|y_j),$$

με την προϋπόθεση ότι η σειρά συγκλίνει απολύτως. Όμοια ορίζουμε την  $\mu_{Y|X}(x_i)$ . Περαιτέρω αν  $z=g(x, y)$  μια συνεχής συνάρτηση, τότε η δεσμευμένη μέση τιμή της διακριτής τ.μ.  $Z=g(X, Y)$  δεδομένου ότι  $Y=y_j$  δίδεται από την σχέση:

$$\mu_{Z|Y}(y_j) = E(Z|Y=y_j) = \sum_{i=0}^{\infty} g(x_i, y_j) f_{X|Y}(x_i|y_j),$$

με την προϋπόθεση ότι η σειρά συγκλίνει απολύτως.

Με την προϋπόθεση ότι υπάρχει η δεσμευμένη μέση τιμή, ορίζουμε την δεσμευμένη διασπορά της τ.μ.  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y_j$  ως:

$$\sigma_{X|Y}^2(y_j) = V(X|Y=y_j) = E\{[X - \mu_{X|Y}(y_j)]^2 | y_j\},$$

με την περαιτέρω προϋπόθεση ότι υπάρχει η μέση τιμή στο δεξιό μέλος. Όμοια ορίζουμε την  $\sigma_{Y|X}^2(x_i)$ .

B) Έστω  $X, Y$  συνεχείς τ.μ. και  $f_{X|Y}(x|y)$  η δεσμευμένη συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y$ . Τότε η δεσμευμένη μέση τιμή της  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y$  ορίζεται από την σχέση:

$$\mu_{X|Y}(y) = E(X|Y=y) = \int_{-\infty}^{\infty} x f_{X|Y}(x|y) dx,$$

με την προϋπόθεση ότι το ολοκλήρωμα συγκλίνει απολύτως. Όμοια ορίζουμε την  $\mu_{Y|X}(x)$ .

Περαιτέρω αν  $z=g(x,y)$  μια πραγματική συνάρτηση, τότε η δεσμευμένη μέση τιμή της συνεχούς τ.μ.  $Z=g(X,Y)$  δεδομένου ότι  $Y=y$  δίδεται από την σχέση:

$$\mu_{Z|Y}(y) = E(Z|Y=y) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x,y) f_{X|Y}(x|y) dx,$$

με την προϋπόθεση ότι το ολοκλήρωμα συγκλίνει απολύτως.

Με την προϋπόθεση ότι υπάρχει η δεσμευμένη μέση τιμή, ορίζουμε την δεσμευμένη διασπορά της  $X$  δεδομένου ότι  $Y=y$  ως:

$$\sigma_{X|Y}^2(y) = V(X|y) = E\{[X - \mu_{X|Y}(y)]^2 | Y=y\},$$

με την περαιτέρω προϋπόθεση ότι υπάρχει η μέση τιμή στο δεξιό μέλος. Όμοια ορίζουμε την  $\sigma_{Y|X}^2(x)$ .

Η καμπύλη με εξίσωση  $y = \mu_{Y|X}(x)$  καλείται καμπύλη παλινδρόμησης της  $Y$  στην  $X$ .

**Παρατήρηση:** Παρατηρούμε ότι η δεσμευμένη μέση τιμή, π.χ.  $\mu_{X|Y}$  είναι σύμφωνα με τους παραπάνω ορισμούς πραγματική συνάρτηση. Για την διακριτή περίπτωση π.χ. η συνάρτηση αυτή ορίζεται για κάθε  $y = y_j, j=0,1,\dots$  και εκχωρεί στο σημείο  $y_j$  τον πραγματικό αριθμό  $\mu_{X|Y}(y_j) = E(X|Y=y_j)$ . Έτσι η  $W = E(X|Y)$  είναι μία διακριτή τ.μ. η οποία παίρνει τις τιμές  $\mu_{X|Y}(y_j)$ . Γενικότερα η  $\mu_{Z|Y}(y_j) = E(Z|Y=y_j) = E(g(X,Y)|Y=y_j)$  είναι μια πραγματική συνάρτηση οριζόμενη για κάθε  $y = y_j, j=0,1,\dots$ ,

ενώ η  $W = E(g(X,Y)|Y)$  είναι μία διακριτή τ.μ. η οποία παίρνει τις τιμές  $\mu_{Z|Y}(y_j)$ . Ανάλογα συμπεράσματα προκύπτουν και στην συνεχή περίπτωση, καθώς επίσης και για την δεσμευμένη διασπορά.

**Θεώρημα:** Έστω  $X, Y$  τ.μ. με  $E(X^2) < \infty$ . Τότε:

$$E(X) = E[E(X|Y)]$$

και

$$V(X) = E[V(X|Y)] + V[E(X|Y)].$$

**Ιδιότητες:**

- 1)  $E(\alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 | Y) = \alpha_1 E(X_1 | Y) + \alpha_2 E(X_2 | Y), \quad \alpha_1, \alpha_2 \in \mathbb{R}.$
- 2) Αν  $X = h(Y)$  τότε  $E(X|Y) = X$ .
- 3) Αν  $X, Y$  ανεξάρτητες τ.μ. τότε  $E(X|Y) = E(X)$ .