

Χαρακτηριστικά (ροπές) πολυδιάστατων τυχαίων μεταβλητών

μέση τιμή , συνδιακύμανση
συσχέτιση, συντελεστής συσχέτισης

Μέση τιμή πολυδιάστατων τυχαίων μεταβλητών

- Έστω **δισδιάστατη** μεταβλητή (X, Y)
- Η **μέση τιμή** της είναι ένα **δισδιάστατο διάνυσμα** με συνιστώσες τις μέσες τιμές των δύο μεταβλητών:

$$\mu_{XY} = E(X, Y) = \begin{pmatrix} E(X) \\ E(Y) \end{pmatrix}$$

- **Μέση τιμή** $\mu_{XY} = E(X, Y) = \begin{pmatrix} E(X) \\ E(Y) \end{pmatrix}$

- Κάθε μία από τις μέσες τιμές υπολογίζεται με βάση τις **περιθώριες κατανομές**:

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

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy$$

συνεχείς τ.μ.)

ή

$$E(X) = \sum_x x f_X(x)$$

$$E(Y) = \sum_y y f_Y(y)$$

διακριτές τ.μ.)

Επέκταση σε n διαστάσεις

- Έστω n -διάστατη μεταβλητή $\mathbf{X}=(X_1, X_2, \dots, X_n)$

- Η μέση τιμή της είναι ένα **n -διάστατο διάνυσμα** από n μέσες τιμές
- $$\mu_{\mathbf{X}} = E(\mathbf{X}) = \begin{pmatrix} E(X_1) \\ E(X_2) \\ \vdots \\ E(X_n) \end{pmatrix}$$

όπου:

- $E(X_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{X_i}(x) dx$ η μέση τιμή της μεταβλητής X_i , και
- $f_{X_i}(x)$ η σ.π.π. της περιθώριας κατανομής της

- **Μέση (ή αναμενόμενη) τιμή συνάρτησης $g(X, Y)$**
δύο τυχαίων μεταβλητών

$$E(g(X, Y))$$

για **συνεχείς**
τυχαίες μεταβλητές

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

για **διακριτές**
τυχαίες μεταβλητές

$$\sum_x \sum_y g(x, y) f_{X,Y}(x, y)$$

(I): Γινόμενο δύο μεταβλητών, $g(X, Y) = X Y$

- Η μέση τιμή του γινομένου δύο τυχαίων μεταβλητών

$$E(XY)$$

ονομάζεται **συσχέτιση** (*correlation*) των δύο μεταβλητών

(II): Άθροισμα δύο μεταβλητών, $g(X, Y) = X + Y$

- Η μέση τιμή του **αθροίσματος** δύο τυχαίων μεταβλητών ισούται με το **άθροισμα** των (περιθώριων) μέσων τιμών

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

- **Μέση τιμή αθροίσματος δύο μεταβλητών**

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

Απόδειξη

$$\begin{aligned} E(X + Y) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x + y) f_{X,Y}(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x f_{X,Y}(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y f_{X,Y}(x, y) dx dy = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} x \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dy \right) dx + \int_{-\infty}^{+\infty} y \left(\int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dx \right) dy = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{+\infty} y f_Y(y) dy = \\ &= E(X) + E(Y) \end{aligned}$$

άθροισμα περιθώριων μέσων τιμών

- Επέκταση σε ***n*-διαστάσεις**.
- Μέση τιμή αθροίσματος ***n*** τυχαίων μεταβλητών

$$\begin{aligned} E(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) &= \\ &= E(X_1) + E(X_2) + \cdots + E(X_n) = \\ &= \sum_{i=1}^n E(X_i) \end{aligned}$$

(III): Περίπτωση **ανεξάρτητων μεταβλητών**

- Υπολογισμός **μέσης τιμής συνάρτησης** $g(X)h(Y)$ όταν οι δύο μεταβλητές X, Y είναι **ανεξάρτητες**

$$E(g(X)h(Y))$$

Πρόταση: Αν δύο μεταβλητές X, Y είναι **ανεξάρτητες**
τότε ισχύει:

$$E(g(X)h(Y)) = E(g(X))E(h(Y))$$

Απόδειξη

Λόγω ανεξαρτησίας ισχύει ότι: $f_{XY}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$

Έτσι:

$$\begin{aligned} E(g(X)h(Y)) &= \int \int (g(x)h(y))f_{X,Y}(x, y)dx dy = \\ &= \int g(x)f_X(x)dx \int h(y)f_Y(y)dy = E(g(X))E(h(Y)) \end{aligned}$$

Εφαρμογή της σχέσης

$$E(g(X)h(Y)) = E(g(X))E(h(Y))$$

- Αν X, Y είναι **ανεξάρτητες** μεταβλητές τότε:

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

δηλ. η **συσχέτιση** $E(XY)$ ισούται με το **γινόμενο των (περιθώριων) μέσων** τιμών τους.

Συνδιακύμανση (*Covariance*)

- **Συνδιακύμανση** δύο τυχαίων μεταβλητών X , Y ονομάζεται το (συνολικό) **ποσό μεταβολής** των δύο μεταβλητών.
- Συμβολίζεται ως $\sigma_{XY} = COV(X, Y)$
- Υπολογίζεται ως

$$\begin{aligned} COV(X, Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] \\ &= E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] \end{aligned}$$

- Η **συνδιακύμανση** είναι η **συσχέτιση της διαφοράς** των περιθώριων μεταβλητών από τα μέσα τους

$$COV(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

- **Υπολογισμός** ανάλογα με τον τύπο των μεταβλητών:

$$COV(X, Y) = \sum_{x \in \Omega_x} \sum_{y \in \Omega_y} (x - \mu_x)(y - \mu_y) f_{X,Y}(x, y)$$

για **διακριτές** τυχαίες μεταβλητές

$$COV(X, Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} (x - \mu_x)(y - \mu_y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

για **συνεχείς** τυχαίες μεταβλητές

Συνδιακύμανση (συν.)

$$COV(X, Y) = \sigma_{XY} = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

- Ισχύει:

$$COV(X, Y) = COV(Y, X) \quad \text{συμμετρική}$$

$$COV(X, X) = V(X) = E\left((X - \mu_X)^2\right)$$

Η (ταυτότητα) συνδιακύμανση μιας μεταβλητής με τον εαυτό της είναι η διακύμανση

Υπολογισμός της συνδιακύμανσης

$$COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Απόδειξη

$$\begin{aligned} COV(X, Y) &= E\left((X - E(X))(Y - E(Y))\right) = \\ &= E(XY - XE(Y) - E(X)Y + E(X)E(Y)) = \\ &= E(XY) - E(X)E(Y) - E(X)E(Y) + E(X)E(Y) = \\ &= E(XY) - E(X)E(Y) \end{aligned}$$

$$COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

- Η **συνδιακύμανση** δύο μεταβλητών ισούται με την **διαφορά της συσχέτισης** από το **γινόμενο των περιθώριων μέσων** τιμών τους

➤ αν $E(X)=0$ ή $E(Y)=0 \Rightarrow COV(X, Y)=E(XY)$

➤ αν X, Y ανεξάρτητες $\Rightarrow COV(X, Y)=0$
καθώς $E(XY)=E(X)E(Y)$

$$COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Προσοχή

- **ΔΕΝ** ισχύει **πάντα** το **αντίστροφο**, δηλ.

αν $COV(X, Y) = 0$ τότε

δεν είναι βέβαιο ότι οι μεταβλητές X, Y
είναι **ανεξάρτητες**, καθώς αυτό μπορεί να
συμβεί εξαιτίας αριθμητικών πράξεων

$$COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Χρήσιμες σχέσεις

$$COV(X + Y, Z) = COV(X, Z) + COV(Y, Z)$$

Απόδειξη

$$\begin{aligned} COV(X + Y, Z) &= E((X + Y)Z) - E(X + Y)E(Z) = \\ &= E(XZ + YZ) - (E(X) + E(Y))E(Z) = \\ &= E(XZ) + E(YZ) - E(X)E(Z) - E(Y)E(Z) = \\ &= \boxed{E(XZ) - E(X)E(Z)} + \boxed{E(YZ) - E(Y)E(Z)} = \\ &= COV(X, Z) + COV(Y, Z) \end{aligned}$$

$$COV(\alpha X + \beta Y, \gamma X + \delta Y) = \\ = \alpha\gamma V(X) + \beta\delta V(Y) + (\alpha\delta + \beta\gamma)COV(X, Y)$$

Απόδειξη

$$\begin{aligned} COV(\alpha X + \beta Y, \gamma X + \delta Y) &= \\ &= E((\alpha X + \beta Y)(\gamma X + \delta Y)) - E(\alpha X + \beta Y)E(\gamma X + \delta Y) = \\ &= E(\alpha\gamma X^2 + \beta\delta Y^2 + (\alpha\delta + \beta\gamma)XY) - (\alpha E(X) + \beta E(Y))(\gamma E(X) + \delta E(Y)) = \\ &= \alpha\gamma E(X^2) + \beta\delta E(Y^2) + (\alpha\delta + \beta\gamma)E(XY) - \alpha\gamma(E(X))^2 - \beta\delta(E(Y))^2 - (\alpha\delta + \beta\gamma)E(X)E(Y) = \\ &= \alpha\gamma(E(X^2) - (E(X))^2) + \beta\delta(E(Y^2) - (E(Y))^2) + (\alpha\delta + \beta\gamma)(E(XY) - E(X)E(Y)) = \\ &= \alpha\gamma V(X) + \beta\delta V(Y) + (\alpha\delta + \beta\gamma)COV(X, Y) \end{aligned}$$

$$COV(\alpha X + \beta Y, \gamma X + \delta Y) = \\ = \alpha\gamma V(X) + \beta\delta V(Y) + (\alpha\delta + \beta\gamma)COV(X, Y)$$

- Στην **ειδική περίπτωση** όπου $\alpha = \beta = \gamma = 1, \delta = -1$ παίρνουμε

$$COV(X + Y, X - Y) = V(X) - V(Y)$$

Χρήσιμες σχέσεις

$$COV(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

$$COV(X + Y, Z) = COV(X, Z) + COV(Y, Z)$$

$$\begin{aligned} COV(\alpha X + \beta Y, \gamma X + \delta Y) &= \\ &= \alpha\gamma V(X) + \beta\delta V(Y) + (\alpha\delta + \beta\gamma)COV(X, Y) \end{aligned}$$

$$COV(X + Y, X - Y) = V(X) - V(Y)$$

Διακύμανση πολυδιάστατων τυχαίων μεταβλητών

- Έστω δισδιάστατη τυχαία μεταβλητή (X, Y)
- Η διακύμανση είναι ένας **τετραγωνικός πίνακας (2×2) με στοιχεία τις** διακυμάνσεις και τις συνδιακυμάνσεις μεταξύ των δύο μεταβλητών:

$$VAR(X, Y) = \begin{bmatrix} VAR(X) & COV(X, Y) \\ COV(Y, X) & VAR(Y) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_{X,Y} \\ \sigma_{X,Y} & \sigma_Y^2 \end{bmatrix}$$

$$COV(X, Y) = COV(Y, X) = \sigma_{X,Y}$$

Διακύμανση πολυδιάστατων τυχαίων μεταβλητών

- Πίνακας διακυμάνσεων – συνδιακυμάνσεων:

$$VAR(X, Y) = \begin{bmatrix} VAR(X) & COV(X, Y) \\ COV(Y, X) & VAR(Y) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_X^2 & \sigma_{X,Y} \\ \sigma_{X,Y} & \sigma_Y^2 \end{bmatrix}$$

- οι **διακυμάνσεις** $VAR(X)$, $VAR(Y)$ είναι υπολογισμένες με βάση τις **περιθώριες** κατανομές των X και Y ,
- οι **συνδιακυμάνσεις** $COV(X, Y)$ από την **από-κοινού** κατανομή τους

Συντελεστής συσχέτισης (*correlation coefficient*)

- Αποτελεί ένα **μέτρο συσχέτισης** δύο μεταβλητών
- Ορισμός:** Ο συντελεστής συσχέτισης ορίζεται ως το **πηλίκο** της συνδιακύμανσης προς το γινόμενο των τυπικών αποκλίσεων των δύο μεταβλητών.

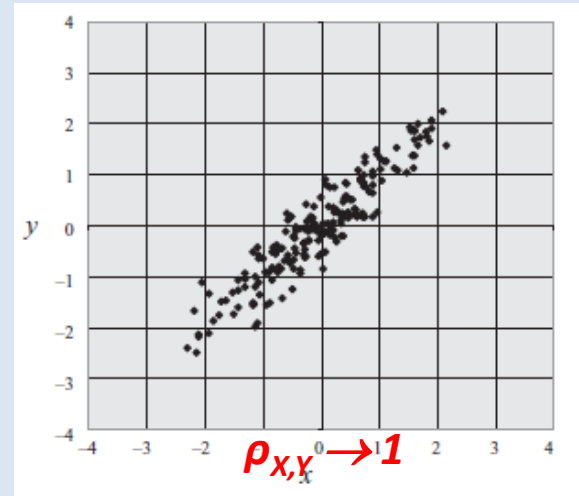
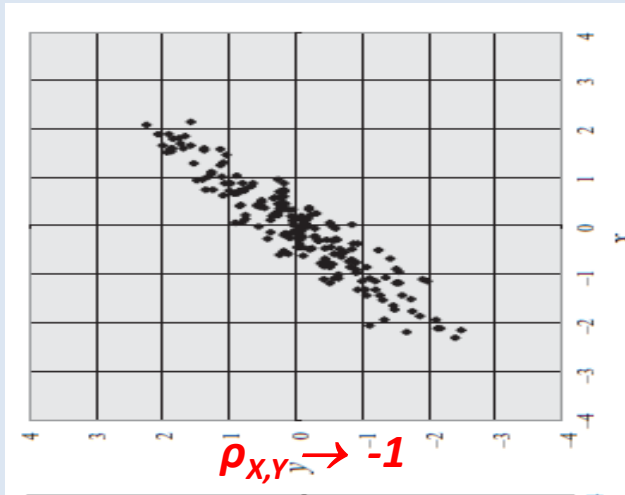
$$\rho_{X,Y} = \frac{COV(X,Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E(XY) - \mu_X \mu_Y}{\sigma_X \sigma_Y}$$

- Ισχύει ότι $-1 \leq \rho_{X,Y} \leq 1$ ή $|\rho_{X,Y}| \leq 1$

Πρόταση

- Ο συντελεστής συσχέτισης $\rho_{X,Y}$ αποτελεί ένα δείκτη γραμμικότητας δύο μεταβλητών. Συγκεκριμένα:

$$\text{Αν } |\rho_{X,Y}| = 1 \Rightarrow \exists a, b, c : aX + bY + c = 0$$



- Ισχύει και το **αντίθετο**:

$$\text{Αν } \exists a, b, c : aX + bY + c = 0 \Rightarrow |\rho_{X,Y}| = 1$$

Παραδείγματα

(1) Οι τυχαίες μεταβλητές X, Y, Z είναι ανεξάρτητες και ισόνομες με μέση τιμή 0 και διακύμανση 1. Να βρεθεί η μέση τιμή, η διακύμανση, η συνδιακύμανση και ο συντελεστής συσχέτισης των παρακάτω μεταβλητών:

$$W = 3X + 4Y, \quad V = X - 2Y + 2Z$$

(2) Να βρεθεί ο συντελεστής συσχέτισης των X και $Y=2X+3$

Κατανομή συνάρτησης πολλών μεταβλητών

Προβλήματα με συναρτήσεις πολλών μεταβλητών

- **Δίνεται** η **από-κοινού κατανομή** δύο τυχαίων μεταβλητών.
- **Πρόβλημα 1:** Να βρεθεί η **από-κοινού κατανομή δύο συναρτήσεων** των δύο μεταβλητών.
- **Πρόβλημα 2:** Να βρεθεί η κατανομή **μιας συνάρτησης** των δύο μεταβλητών.

Συναρτήσεις πολλών μεταβλητών

Πρόβλημα 1

- Έστω 2 τ.μ. X, Y με από-κοινού συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $f_{X,Y}(x,y)$
- Δίνονται 2 συναρτήσεις των δύο μεταβλητών $V=g_1(X, Y)$ και $W=g_2(X, Y)$

➤ Να βρεθεί η **κατανομή** των V, W δηλ. η από-κοινού συνάρτηση πυκνότητας $f_{V,W}(u,w)$

Συναρτήσεις πολλών μεταβλητών

Πρόβλημα 1

Δίνονται

$$f_{X,Y}(x, y)$$

$$V = g_1(X, Y)$$

$$W = g_2(X, Y)$$



Ζητείται

$$f_{V,W}(u, w)$$

?

Συναρτήσεις πολλών μεταβλητών

2 περιπτώσεις

- Η περίπτωση **γραμμικών συναρτήσεων**
- Η περίπτωση **μη-γραμμικών συναρτήσεων**

1^η περίπτωση: **Γραμμικές συναρτήσεις**

$$V = g_1(X, Y) = aX + bY$$

$$W = g_2(X, Y) = cX + eY$$

ή

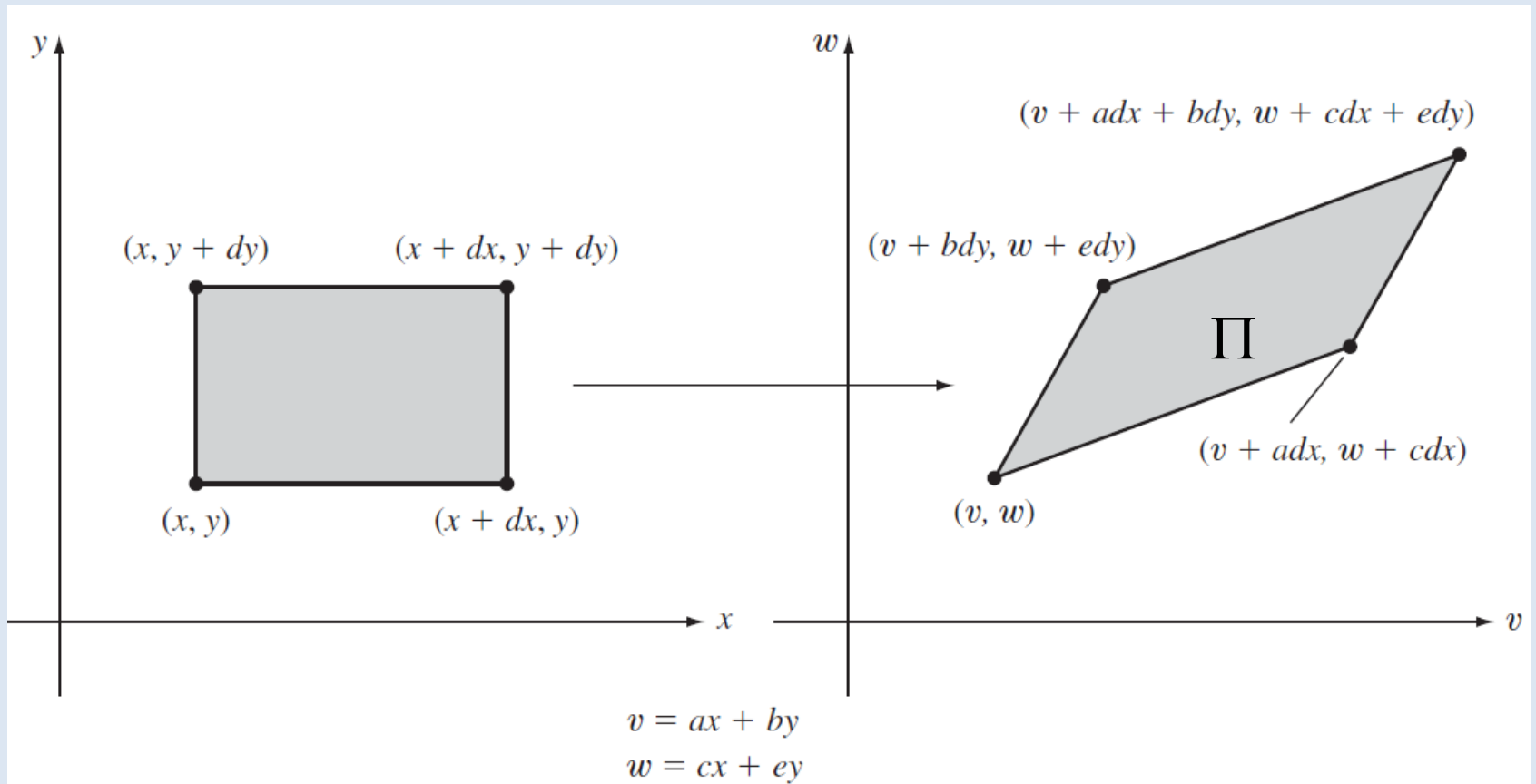
$$\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$

όπου **A** ο πίνακας των γραμμικών συντελεστών

$$\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$

- Υπόθεση: υπάρχει **αντίστροφος** A^{-1} δηλ. $|A| = |ae - bc| \neq 0$
- Ορίζεται ο **μετασχηματισμός**: κάθε σημείο (u, w) έχει ένα μοναδικό αντίστοιχο σημείο (x, y) με βάση την σχέση:

$$\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} u \\ w \end{bmatrix} \quad \text{όπου} \quad A^{-1} = \frac{1}{|A|} \begin{bmatrix} e & -b \\ -c & a \end{bmatrix}$$



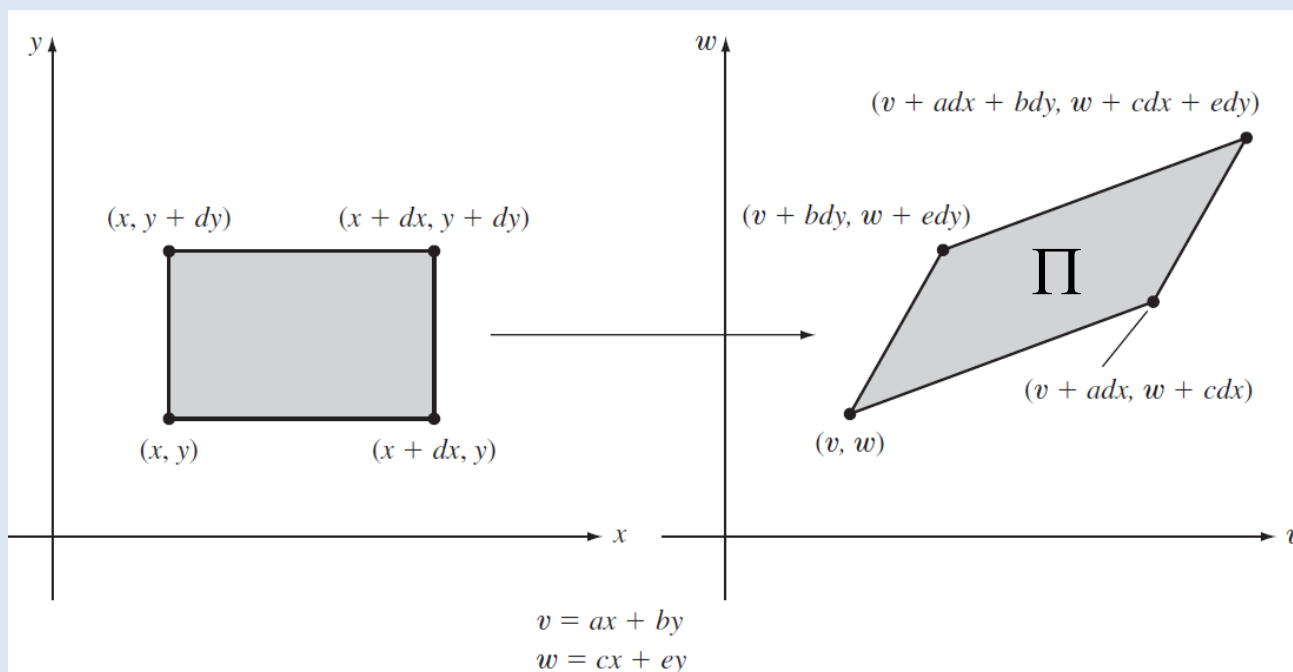
$$P(\text{'στοιχειώδεις στο } (x, y)\text{'}) = P(\text{'στοιχειώδεις στο } (u, w)\text{'}) \Rightarrow$$

$$f_{X,Y}(x, y)E_{ορθ}^{(x,y)} = f_{V,W}(u, w)E_{παραλ.}^{(u,w)} \Rightarrow$$

$$f_{X,Y}(x, y)dxdy = f_{V,W}(u, w)d\Pi$$

- Το **$d\Pi$** εκφράζει το **ποσό μεταβολής** του ορθογωνίου στοιχειώδες ενδεχόμενου, ή το μέγεθος της **μεταβολής κλίμακας** εξαιτίας του μετασχηματισμού στο χώρο (u, v) .

$$\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$



- Η **ορίζουσα** του πίνακα μετασχηματισμού φανερώνει το **ποσό (ή μέτρο) μεταβολής**

$$d\Pi = |A|dxdy = |ae - bc|dxdy$$

|A| : ορίζουσα του πίνακα μετασχηματισμού

$$\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$

- Καθώς: $d\Pi = |A|dxdy = |ae - bc|dxdy$
- Αντικαθιστώντας στη σχέση:

$$f_{x,y}(x, y)dxdy = f_{v,w}(u, w)d\Pi$$

- παίρνουμε:

$$f_{v,w}(u, w) = \frac{1}{|A|} f_{x,y}(x, y) \bigg|_{\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} u \\ w \end{bmatrix}}$$

Κατανομή γραμμικής συνάρτησης 2 τυχαίων μεταβλητών

$$f_{V,W}(u, w) = \frac{1}{|A|} f_{X,Y}(x, y) \Big|_{\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} u \\ w \end{bmatrix}}$$

$$|A^{-1}| = \frac{1}{|A|}$$

ή

$$f_{V,W}(u, w) = |A^{-1}| f_{X,Y} \left(\begin{bmatrix} x \\ y \end{bmatrix} = A^{-1} \begin{bmatrix} u \\ w \end{bmatrix} \right)$$

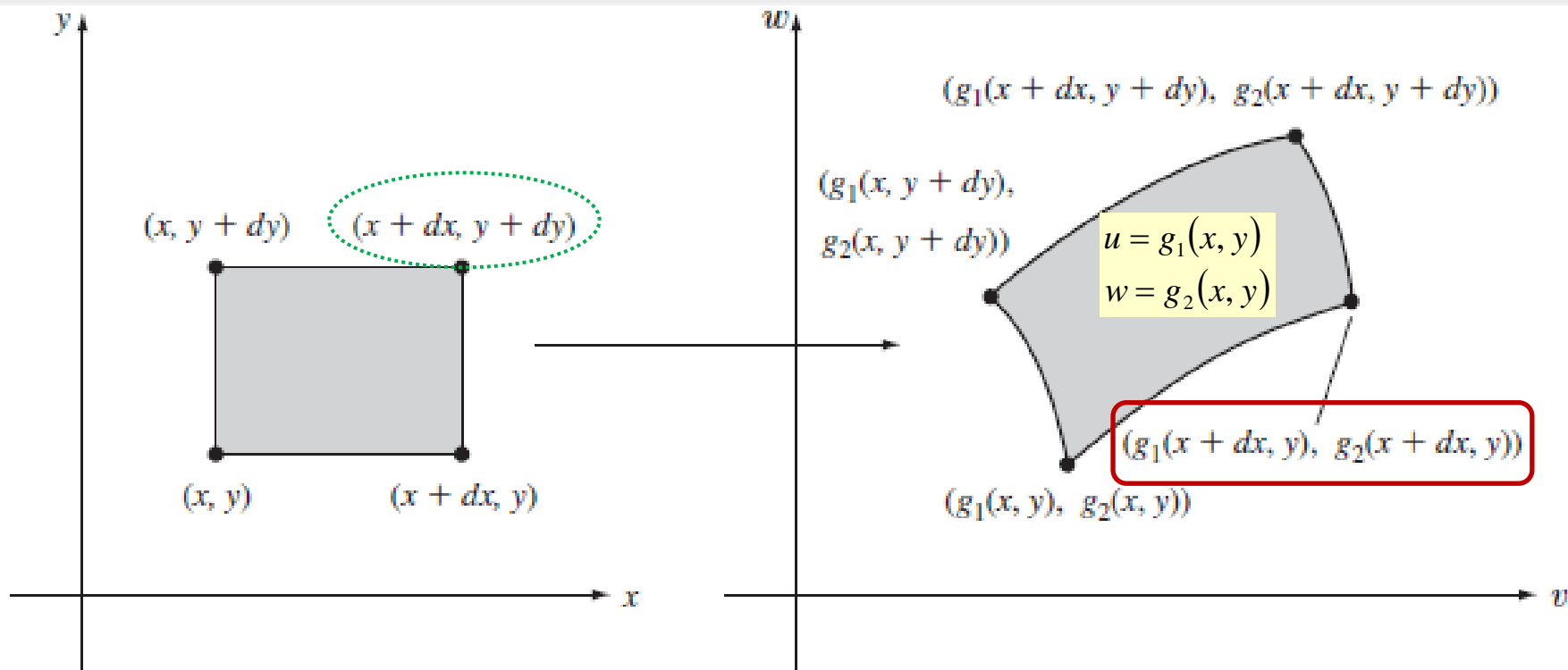
2^η περίπτωση: Μη-γραμμικές συναρτήσεις (**Η γενική περίπτωση**)

$$V = g_1(X, Y) \quad , \quad W = g_2(X, Y)$$

- **Υπόθεση**: υπάρχουν οι αντίστροφες σχέσεις, δηλ.

$$x = h_1(u, w) \quad , \quad y = h_2(u, w)$$

- Ορίζεται ο **αντίστροφος μετασχηματισμός**
«κάθε σημείο (u, w) στον νέο χώρο έχει μοναδικό
αντίστοιχο σημείο (x, y) στον κανονικό χώρο».

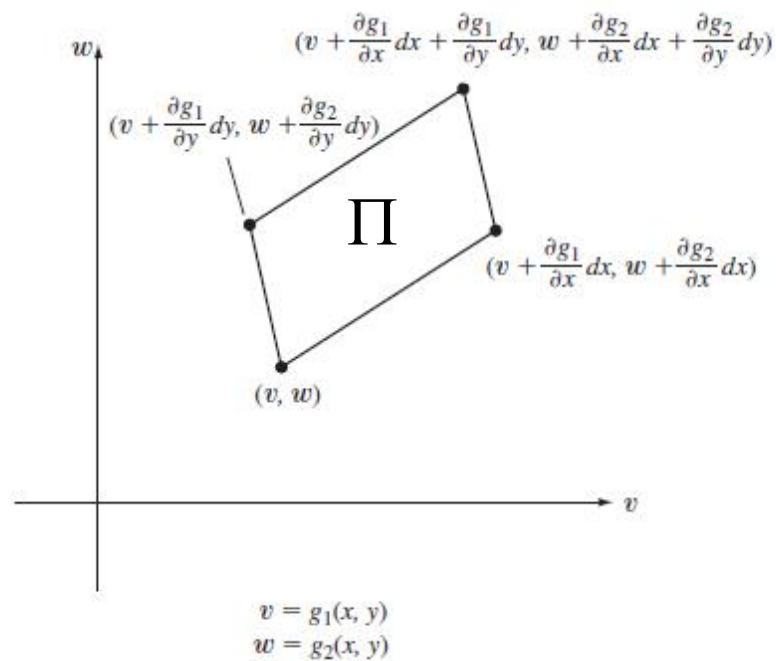
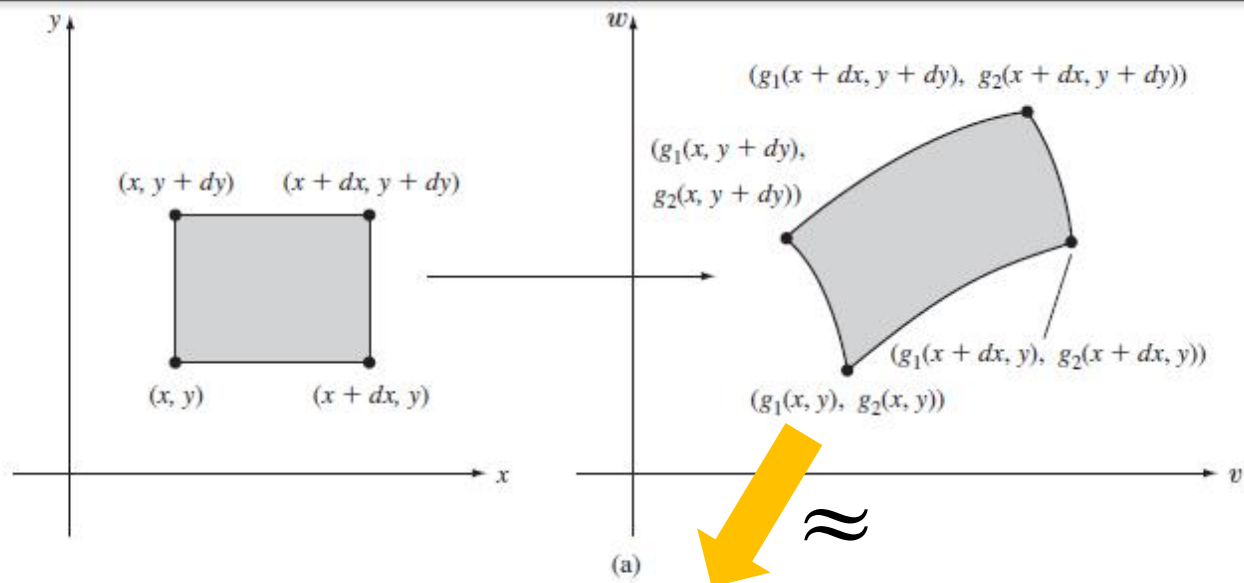


Ισχύει ότι
$$g_k(x+dx, y) \approx g_k(x, y) + \frac{\partial g_k(x, y)}{\partial x} dx \quad k = 1, 2$$

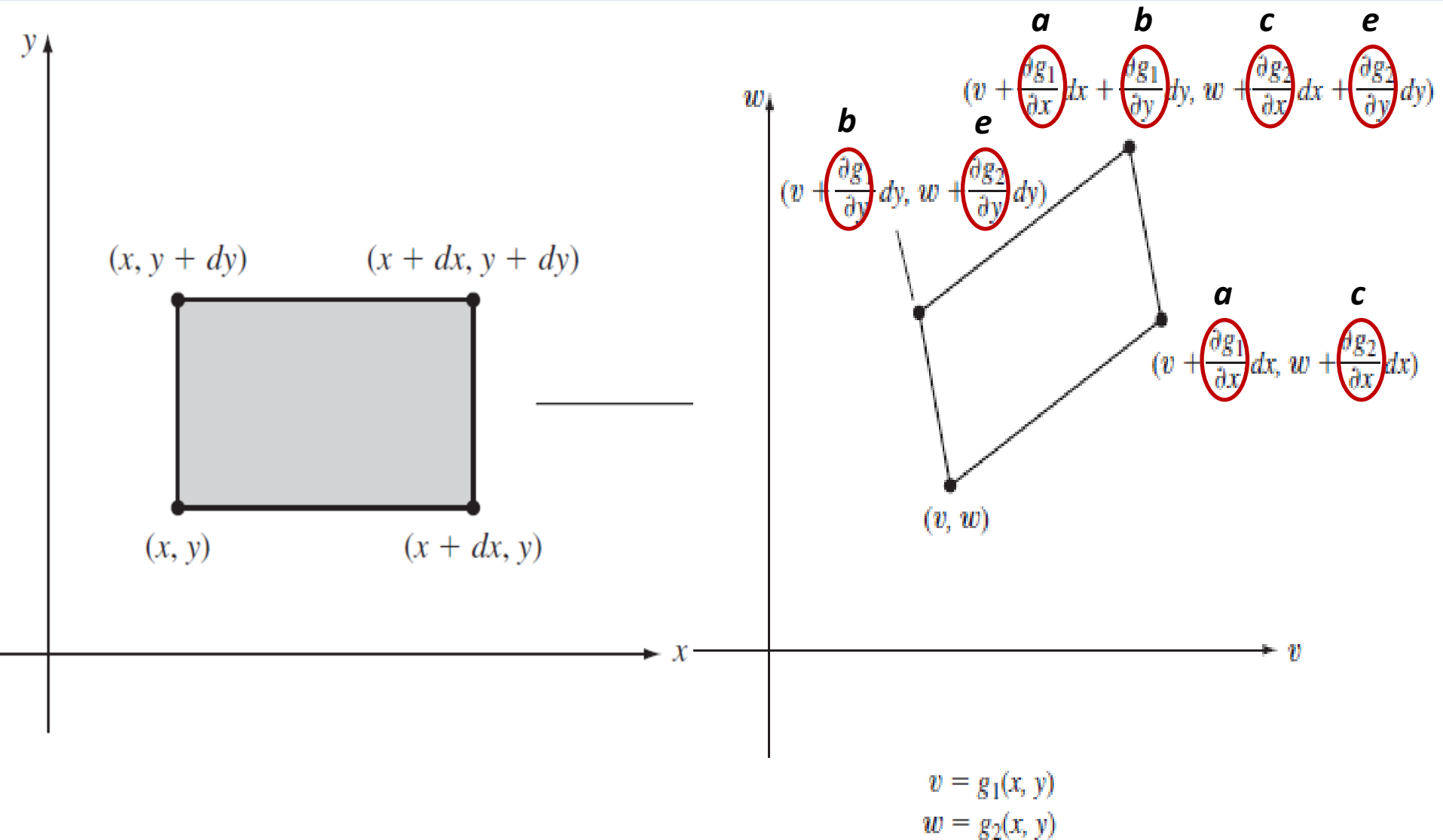
**ορισμός μερικής
παραγώγου**

$$f'_x = \frac{\partial f(x, y)}{\partial x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \left[\frac{f(x + \Delta x, y) - f(x, y)}{\Delta x} \right] \Rightarrow$$

$$f(x + \Delta x, y) \approx f(x, y) + \frac{\partial f(x, y)}{\partial x} \Delta x$$



- Αντιστοιχία:
$$\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$$



- Αντιστοιχία: $\begin{bmatrix} V \\ W \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix}$
- Έτσι ορίζεται **προσεγγιστικά** ένας «**γραμμικός**» μετασχηματισμός με πίνακα μετασχηματισμού:

$$A = \begin{bmatrix} a & b \\ c & e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial x} & \frac{\partial g_1}{\partial y} \\ \frac{\partial g_2}{\partial x} & \frac{\partial g_2}{\partial y} \end{bmatrix} = J(x, y)$$

- είναι ο **ιακωβιανός πίνακας** (***Jacobian matrix***) με τις μερικές παραγώγους των δύο συναρτήσεων του μετασχηματισμού.

$$u = g_1(x, y)$$

$$w = g_2(x, y)$$

- Έτσι καταλήγουμε:

$$f_{V,W}(u, w) = \frac{1}{|J(x, y)|} f_{X,Y}(x, y)$$

$$\begin{aligned} x &= h_1(u, w) \\ y &= h_2(u, w) \end{aligned}$$

όπου

$$|J(x, y)| = \begin{vmatrix} \frac{\partial u}{\partial x} & \frac{\partial u}{\partial y} \\ \frac{\partial w}{\partial x} & \frac{\partial w}{\partial y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{\partial}{\partial x} g_1(x, y) & \frac{\partial}{\partial y} g_1(x, y) \\ \frac{\partial}{\partial x} g_2(x, y) & \frac{\partial}{\partial y} g_2(x, y) \end{vmatrix}$$

Γενικός τύπος κατανομής συναρτήσεων

- Η **από-κοινού** συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας δύο συναρτήσεων δύο τυχαίων μεταβλητών

$$f_{V,W}(u, w) = |J(u, w)| f_{x,y}(x = h_1(u, w), y = h_2(u, w))$$

ορίζουσα του **Ιακωβιανού** πίνακα του **αντίστροφου μετασχηματισμού**

$$|J(u, w)| = \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial u} & \frac{\partial x}{\partial w} \\ \frac{\partial y}{\partial u} & \frac{\partial y}{\partial w} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{\partial}{\partial u} h_1(u, w) & \frac{\partial}{\partial w} h_1(u, w) \\ \frac{\partial}{\partial u} h_2(u, w) & \frac{\partial}{\partial w} h_2(u, w) \end{vmatrix}$$

Πρόβλημα 2: Κατανομή συνάρτησης πολλών μεταβλητών

Εύρεση κατανομής μιας συνάρτησης $Z=g(X, Y)$

Βήματα :

1. Ορίζουμε **βοηθητική** μεταβλητή , π.χ. $W=X$
2. Δουλεύουμε όπως πριν σαν να έχουμε **2 συναρτήσεις** Z, W
3. Βρίσκουμε την **από-κοινού σ.π.π.** $f_{Z,W}(z, w)$

4. Παίρνουμε την **περιθώρια του Z** :

$$f_Z(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{Z,W}(z, w) dw$$

Παραδείγματα

- 1) Έστω 2 ανεξάρτητες εκθετικές τυχαίες μεταβλητές X, Y με κοινή παράμετρο $\lambda > 0$. Να βρεθεί
- α) η από-κοινού κατανομή των $V = X + Y$ και $W = X/Y$,
 - β) οι περιθώριες κατανομές των V, W και στη συνέχεια η μέση τιμή και η διακύμανσή τους.