

BAB II

KONSEP DASAR

2.1 Vektor

Definisi 1

m tupel bilangan riil (x_1, x_2, \dots, x_m) ditulis dalam satu kolom disebut vektor, diberi notasi huruf tebal atau " - " dibawahnya.

Contoh 1 :

$$\underline{x} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_m \end{bmatrix}, \quad \underline{a} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \underline{y} = \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \\ 2 \end{bmatrix}$$

Vektor dapat juga ditulis sebagai transposenya, yaitu :

$$\underline{x}' = [x_1 \ x_2 \ \dots \ x_m], \quad \underline{a}' = [1 \ 0 \ 0], \quad \underline{y}' = [2 \ 3 \ 2]$$

Definisi 2

Suatu vektor \underline{u} dikatakan kombinasi linier dari vektor $[x_1 \ x_2 \ \dots \ x_m]$ bila terdapat $\{a_1 \ a_2 \ \dots \ a_m\}$ sedemikian hingga $\underline{u} = a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_mx_m$.

Definisi 3

Himpunan vektor x_1, x_2, \dots, x_m disebut dependent linier bila terdapat bilangan (a_1, a_2, \dots, a_n) tidak semua nol sedemikian hingga :

$$a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_mx_m = 0$$

Apabila tidak, himpunan vektor tersebut disebut Independent linier.

2.2 Matrik Dan Determinant

Definisi 4

Matrik bertipe $m \times k$ ditulis dengan huruf tebal atau tanda " — " dibawahnya, seperti \mathbf{E} , \mathbf{V} , \mathbf{I} dan sebagainya adalah daftar bilangan dengan m baris dan k kolom.

contoh 2 :

$$\mathbf{A}_{3 \times 2} = \begin{bmatrix} -7 & 2 \\ 0 & 1 \\ 3 & 4 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B}_{2 \times 3} = \begin{bmatrix} 2 & 3 & 5 \\ 4 & 7 & 6 \end{bmatrix}$$

Definisi 5

Dimensi matrik $m \times k$ adalah pasangan bilangan (m, k) dengan m adalah dimensi baris dan k adalah dimensi kolom. Dimensi suatu matrik dapat dilihat di bawah huruf yang merupakan simbol dari matriknya.

Matrik \mathbf{A} bertipe $m \times k$ ditulis $\mathbf{A}_{m \times k}$

Sembarang matrik $\mathbf{A}_{m \times k}$ ditulis :

$$\mathbf{A}_{m \times k} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1k} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1} & a_{m2} & \dots & a_{mk} \end{bmatrix}$$

atau dengan lebih singkat $\mathbf{A}_{m \times k} = \{a_{ij}\}$ dengan a_{ij} adalah elemen baris ke- i , kolom ke- j dari matrik \mathbf{A} , $i=1,2, \dots, m$
 $j=1,2, \dots, k$

Matrik $m \times 1$ merupakan vektor kolom (dimensi m).

Matrik $1 \times k$ merupakan vektor baris (dimensi k).

Definisi 6

Dua matrik $\underline{A} = \{a_{ij}\}_{m \times k}$ dan $\underline{B} = \{b_{ij}\}_{m \times k}$ disebut sama ditulis $\underline{A} = \underline{B}$ bila dan hanya bila $a_{ij} = b_{ij}$ $i=1,2,\dots,m$
 $j=1,2,\dots,k$

Jadi dua matrik disebut sama bila dimensinya sama dan setiap elemen yang berkorespondensi sama.

Definisi 7 (Penjumlahan Matrik)

Matrik \underline{A} dan \underline{B} masing-masing berdimensi $m \times k$ dengan elemen-elemen a_{ij} dan b_{ij} , $i=1,2,\dots,m$ dan $j=1,2,\dots,k$.

Jumlah matrik \underline{A} dan \underline{B} adalah matrik \underline{C} berdimensi $m \times k$, ditulis :

$\underline{C} = \underline{A} + \underline{B}$ dengan elemen-elemen \underline{C} adalah c_{ij} diberikan oleh $c_{ij} = a_{ij} + b_{ij}$.

Definisi 8 (Perkalian Skalar)

Jika c skalar sembarang dan $\underline{A} = \{a_{ij}\}_{m \times k}$, maka :

$c \underline{A} = \underline{A} c = \underline{B} = \{b_{ij}\}_{m \times k}$, dimana :

$b_{ij} = ca_{ij} + a_{ij}c$, $i = 1,2,\dots,m$
 $j = 1,2,\dots,k$

Definisi 9 (Pengurangan Matrik)

Dua matrik $\underline{A} = \{a_{ij}\}_{m \times k}$ dan $\underline{B} = \{b_{ij}\}_{m \times k}$ dengan dimensi sama, maka :

$\underline{A} - \underline{B} = \underline{C}$ atau $\underline{C} = \underline{A} - \underline{B}$, dengan $c_{ij} = a_{ij} - b_{ij}$

$$i = 1, 2, \dots, m$$

$$j = 1, 2, \dots, k$$

Definisi 10

Matrik \underline{A} dengan elemen-elemen a_{ij} , $i = 1, 2, \dots, m$
 $m \times k$

$$j = 1, 2, \dots, k$$

Transpose dari matrik \underline{A} diberi notasi \underline{A}' adalah matrik berdimensi $k \times m$ dengan elemen-elemennya a_{ji} , $j = 1, 2, \dots, k$

$$i = 1, 2, \dots, m$$

Jadi \underline{A}' didapat dari \underline{A} dengan menukar baris dan kolom.

Definisi 11

Matrik sembarang \underline{A} dengan jumlah baris sama dengan jumlah kolom disebut matrik bujur sangkar.

Definisi 12

Matrik \underline{A} adalah matrik bujur sangkar dengan dimensi $k \times k$. Matrik \underline{A} disebut matrik simetris bila $\underline{A} = \underline{A}'$, yaitu \underline{A} simetris bila $a_{ij} = a_{ji}$, $i = j = 1, 2, \dots, k$

Definisi 13

Matrik diagonal adalah matrik bujur sangkar yang semua elemen di luar diagonal utama adalah nol.

contoh 3 :

$$\underline{B} = \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 9 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Definisi 14

Matrik Identitas adalah matrik diagonal yang elemen-elemen diagonalnya adalah 1.

Contoh 4 :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Definisi 15

Matrik skalar adalah matrik diagonal dengan semua elemen diagonalnya sama, misal k yang tidak sama dengan 1.

Contoh 5 :

$$C = \begin{bmatrix} 4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4 \end{bmatrix}$$

Definisi 16 (Perkalian Matrik)

Hasil kali matrik A dan B dengan $A = \{a_{ij}\}$ dan

$B = \{b_{ij}\}$ adalah matrik $C = \{c_{ij}\}$ dengan : $c_{ij} = \sum_{l=1}^n a_{il} b_{lj}$ dengan $i = 1, 2, \dots, m$ dan $j = 1, 2, \dots, k$

Definisi 17

Harga suatu determinan derajat dua ditentukan dengan aturan sebagai berikut :

$$\begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{vmatrix} = a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21}$$

Definisi 18

Minor M_{ij} dari elemen a_{ij} adalah determinan dari A yang

ditulis $|A| = |a_{ij}|$ dengan menghilangkan baris ke- i dan kolom ke- j .

Definisi 19

Kofaktor $A_{ij} = (-1)^{i+j} M_{ij}$ adalah merupakan skalar.

Definisi 20

Harga suatu determinan sama dengan jumlah perkalian elemen-elemen sebarang baris/kolom dengan kofaktor-kofaktornya yang bersesuaian dari masing-masing elemennya. Dengan perkataan lain ;

$$\begin{aligned} |A| &= \sum_{j=1}^n a_{ij} A_{ij} \\ &= \sum_{j=1}^n a_{ij} (-1)^{i+j} M_{ij} \text{ dengan } i \text{ sembarang} \end{aligned}$$

disebut uraian baris ke- i

$$\begin{aligned} |A| &= \sum_{i=1}^n a_{ij} A_{ij} \\ &= \sum_{i=1}^n a_{ij} (-1)^{i+j} M_{ij} \text{ dengan } j \text{ sembarang} \end{aligned}$$

disebut uraian baris ke- j

Contoh 6 :

Hitung determinan (A) dengan $A = \begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 2 & 3 & 4 \\ 1 & 5 & 7 \end{bmatrix}$

Jika diuraikan dengan menurut baris ke-1 didapat :

$$\begin{aligned} |A| &= \sum_{j=1}^3 a_{1j} (-1)^{1+j} M_{1j} \\ &= a_{11}(-1)^{1+1} M_{11} + a_{12}(-1)^{1+2} M_{12} + a_{13}(-1)^{1+3} M_{13} \\ &= a_{11} M_{11} - a_{12} M_{12} + a_{13} M_{13} \end{aligned}$$

dengan $a_{11} = 1$, $a_{12} = 2$, $a_{13} = 3$

$$M_{11} = \begin{vmatrix} 3 & 4 \\ 5 & 7 \end{vmatrix} = 21 - 20 = 1$$

$$M_{12} = \begin{vmatrix} 2 & 4 \\ 1 & 7 \end{vmatrix} = 14 - 4 = 10$$

$$M_{13} = \begin{vmatrix} 2 & 3 \\ 1 & 5 \end{vmatrix} = 10 - 3 = 7$$

sehingga didapat :

$$|A| = 1 \times 1 - 2 \times 10 + 3 \times 7 = 1 - 20 + 21 = 2$$

Definisi 21

Rank baris suatu matrik adalah banyaknya maksimum baris yang Independent linier. Rank kolom suatu matrik adalah banyaknya maksimum kolom yang Independent linier. Rank baris = rank kolom.

Definisi 22

Suatu matrik bujur sangkar A disebut singular

$|A| = 0$, jika $|A| \neq 0$ maka disebut matrik non singular.

Definisi 23

Matrik B sedemikian hingga $AB = BA = I$ disebut invers dari A diberi notasi $A^{-1} = B$.

Definisi 24

Jika A adalah matrik simetris bertipe $k \times k$, yang bersifat bahwa $X'AX > 0$ untuk setiap vektor X bertipe $k \times 1$ yang bukan vektor nol maka A disebut Matrik Definit

Positip.

Definisi 25

Suatu matrik bujur sangkar A disebut Orthogonal bila hasil kali matrik A dan Transposenya adalah matrik I , yaitu : $A A' = I$.

Definisi 26

$A = \{a_{ij}\}$ matrik bujur sangkar bertipe $k \times k$. Trace dari matrik A ditulis $\text{tr}(A)$ adalah jumlah elemen-elemen pada diagonal, yaitu : $\text{tr}(A) = \sum_{i=1}^k a_{ij}$.

2.3 Akar Dan Vektor Kerateristik

Definisi 27

A suatu matrik bujur sangkar, λ skalar yang memenuhi persamaan $A V = \lambda V$, untuk suatu vektor kolom $V \neq 0$, maka dikatakan λ adalah eigen value dari A dan V yang memenuhi persamaan $A V = \lambda V$ itu disebut eigen vektor yang bersangkutan dengan λ .

Theorema 1

Misal A adalah matrik simetris $k \times k$, X adalah vektor $k \times 1$, maka berlaku :

a. $X' A X = \text{tr}(X' A X) = \text{tr}(A X' X)$

b. $\text{tr}(A) = \sum_{i=1}^k \lambda_i$ dimana λ_i adalah eigen value matrik A .

Bukti :

- a. $\underline{X}' \underline{A} \underline{X}$ adalah skalar, maka $\underline{X}' \underline{A} \underline{X} = \text{tr}(\underline{X}' \underline{A} \underline{X})$, sedang $\text{tr}(\underline{B} \underline{C}) = \text{tr}(\underline{C} \underline{B})$ dengan \underline{B} bertipe $m \times k$ dan \underline{C} bertipe $k \times m$. Jadi $\text{tr}(\underline{X}' \underline{A} \underline{X}) = \text{tr}(\begin{matrix} \underline{X}' & \underline{A} \underline{X} \\ 1 \times k & k \times 1 \end{matrix}) = \text{tr}(\underline{A} \underline{X} \underline{X}')$
- b. Karena λ_i eigen value dari \underline{A} berlaku :

$$\underline{A} \underline{V} = \lambda \underline{V}$$

$$\underline{A} \underline{V} \underline{V}^{-1} = \lambda \underline{V} \underline{V}^{-1}$$

$$\underline{A} = \lambda \begin{matrix} \underline{I} \\ k \times k \end{matrix}$$

$$\text{tr}(\underline{A}) = \text{tr}(\lambda \underline{I}) = \text{tr}(\begin{matrix} \lambda \\ k \times k \end{matrix}) = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_k$$

$$= \sum_{i=1}^k \lambda_i$$

Theorema 2

Jika \underline{A} matrik definit positif maka setiap eigen value dari $\underline{A} > 0$.

Bukti : Misal \underline{X} adalah eigen vektor dari matrik \underline{A} , maka :

$$\underline{A} \underline{X} = \lambda \underline{X}$$

$$\underline{A} \underline{X} \underline{X}^{-1} = \lambda \underline{X} \underline{X}^{-1}$$

$$\underline{A} = \lambda$$

$$\underline{X}' \underline{A} \underline{X} = \lambda \underline{X}' \underline{X}$$

\underline{A} definit positif maka dari definisi 21 $\underline{X}' \underline{A} \underline{X} > 0$, dan karena $\underline{X}' \underline{X} > 0$ maka haruslah $\lambda > 0$.

Theorema 3

Jika $\begin{matrix} \underline{A} \\ p \times p \\ p \end{matrix}$ mempunyai eigen value $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$

$$\text{maka } |\underline{A}| = \prod_{i=1}^p \lambda_i$$

$$\text{Bukti : } \underline{A} \underline{P} = \lambda \underline{P}$$

$$\underline{A} \underline{P} \underline{P}^{-1} = \lambda \underline{P} \underline{P}^{-1} = \lambda \underline{I}$$

$$|\underline{A}| = |\lambda \underline{I}| = |\lambda| = \prod_{i=1}^p \lambda_i$$

2.4 Penggunaan Operator Penjumlahan dan Perkalian

Oleh karena banyaknya konsep-konsep dasar dalam analisis statistika untuk penelitian percobaan menggunakan penjumlahan angka-angka, maka akan lebih baik apabila dikemukakan tinjauan singkat tentang penggunaan operator penjumlahan. Biasanya notasi penjumlahan menggunakan huruf kapital Σ (baca sigma) dari abjad Yunani untuk menyatakan penjumlahan itu. Misal n buah data X_i , dimana X menunjukkan variabel acak, sehingga ada x_1, x_2, \dots, x_n ; maka $(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$ dapat dinyatakan secara singkat sebagai berikut

$$\sum_{i=1}^n X_i = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

Beberapa sifat penting dari operator penjumlahan Σ adalah:

1. $\sum_{i=1}^n k = nk$, dengan k adalah konstanta
2. $\sum_{i=1}^n kX_i = k \sum_{i=1}^n X_i$, dengan k adalah konstanta
3. $\sum_{i=1}^n (a+bX_i) = na + b \sum_{i=1}^n X_i$, dengan a dan b adalah konstanta
4. $\sum_{i=1}^n (X_i+Y_i) = \sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n Y_i$

Operator penjumlahan dapat juga diperluas untuk

penjumlahan berganda, operator penjumlahan ganda adalah

$\Sigma \Sigma$ yang didefinisikan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{ij} &= \sum_{i=1}^n (X_{i1} + X_{i2} + \dots + X_{im}) \\ &= (X_{11} + X_{12} + \dots + X_{1m}) + (X_{21} + X_{22} + \dots + X_{2m}) \\ &\quad + \dots + (X_{n1} + X_{n2} + \dots + X_{nm}) \end{aligned}$$

Beberapa sifat penting dari operator $\Sigma \Sigma$ adalah :

1. $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{ji}$
2. $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_i Y_j = \sum_{i=1}^n X_i \sum_{j=1}^m Y_j$
3. $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (X_{ij} + Y_{ij}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_{ij} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m Y_{ij}$

Operator Perkalian menggunakan notasi \prod (baca:phi)

yang didefinisikan sebagai :

$$\prod_{i=1}^n X_i = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_n$$

2.5 Ekspektasi atau Nilai Harapan

Definisi 28

Jika variabel acak X merupakan variabel diskrit, maka nilai harapan atau Ekspektasi didefinisikan sebagai berikut :

$$E(X) = \mu_X = \sum_{x_i} x_i P(X=x_i)$$

dengan \sum_{x_i} menunjukkan penjumlahan dari semua nilai-nilai X dan $P(x_i)$ merupakan fungsi Probabilitas dari x_i

Definisi 29

Jika variabel acak X merupakan variabel kontinu, maka nilai harapan $E(X)$, didefinisikan sebagai berikut :

$$E(X) = \mu_X = \int_{-\infty}^{\infty} x_i f(x_i) dx_i$$

dengan $f(x_i)$ fungsi kepadatan.

Nilai harapan mempunyai beberapa sifat penting, antara lain :

1. Nilai harapan dari suatu konstanta a adalah konstanta itu sendiri. Sehingga jika b adalah konstanta maka $E(b) = b$
2. Jika a dan b adalah konstanta, maka :

$$E(aX+b) = aE(X)+b$$

demikian pula

$$E(aX) = aE(X) \text{ serta}$$

$$E(aX)^2 = a^2 E(X^2)$$

3. Jika X dan Y adalah variabel acak , maka :

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

4. Jika X dan Y adalah variabel acak yang bebas, maka :

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

Definisi 30

$$E\{g(x)\} = \sum g(x_i)P(X=x_i)$$

jika X adalah diskrit, without changing the content, translate the submission to any medium or format for the purpose of preservation. The author(s) or copyright owner(s) also agree that UNDIP-IR may keep more than one copy of this submission for purpose of security, back-up and preservation:

$$\mathbb{E}\{g(x)\} = \int_{-\infty}^{\infty} g(x_i)P(X=x_i) dx_i \quad \text{jika } X \text{ adalah kontinu}$$

2.6 Varian dan Kovarian

Definisi 31

Jika X variabel acak dan $\mathbb{E}(X) = \mu$ maka varian (X) adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \sigma_x^2 = \mathbb{E}[X - \mathbb{E}(X)]^2 \\ &= \sigma_x^2 = \mathbb{E}(X - \mu)^2 \end{aligned}$$

Akar pangkat dua dari σ_x^2 , yaitu σ_x didefinisikan sebagai simpangan baku.

Definisi 32

$$\text{Rata-rata} = \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

Definisi 33

$$\text{Var}(X) = \sigma_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Dalam pendekatan teori survey sampel melalui analisa varian digunakan notasi s^2 , dengan ;

Definisi 34

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Selanjutnya jika X dan Y adalah dua variabel acak

dengan masing-masing mempunyai nilai harapan μ_x dan μ_y ,

owner(s) also agree that UNDIP-IR may keep more than one copy of this submission for purpose of security, back-up and preservation:

(<http://eprints.undip.ac.id>)

maka kovarian antara dua variabel itu adalah sebagai berikut :

Definisi 35

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}\{(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)\} \\ &= \mathbb{E}(XY) - \mu_X \mu_Y\end{aligned}$$

Beberapa sifat penting dari varian dan kovarian antara lain :

1. $\mathbb{E}(X - \mu)^2 = \mathbb{E}(X^2) - \mu^2$

2. Varian dari suatu konstanta adalah nol, sehingga jika b konstanta maka $\text{Var}(b) = \sigma_b^2 = 0$

3. Jika a dan b adalah konstanta, maka :

$$\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$$

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

$$\text{Var}(X + b) = \text{Var}(X)$$

4. Jika X dan Y adalah variabel acak, serta a, b, c dan d adalah konstanta maka :

$$\text{Cov}(a+bX, c+dY) = bd \text{Cov}(X, Y)$$

$$\text{Cov}(bX, dY) = bd \text{Cov}(X, Y)$$

$$\text{Cov}(a+X, c+Y) = \text{Cov}(X, Y)$$

5. Jika X dan Y adalah variabel acak yang bebas, maka kovarian mereka adalah nol, hal ini dapat dilihat sebagai berikut :

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X, Y) &= \mathbb{E}(XY) - \mu_X \mu_Y \\ &= \mu_X \mu_Y - \mu_X \mu_Y = 0\end{aligned}$$

Theorema 4

Jika a dan b konstanta maka :

$$\text{Var}(aX + bY) = a^2 \text{Var}(X) + b^2 \text{Var}(Y) + 2ab \text{Cov}(X, Y)$$

Bukti :

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(aX + bY) &= \mathbb{E}[aX + bY - \mathbb{E}(aX + bY)]^2 \\
 &= \mathbb{E}[aX + bY - a\mathbb{E}(X) + b\mathbb{E}(Y)]^2 \\
 &= \mathbb{E}[a(X - \mathbb{E}(X)) + b(Y - \mathbb{E}(Y))]^2 \\
 &= \mathbb{E}[a^2(X - \mathbb{E}(X))^2 + 2ab(X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)) + \\
 &\quad b^2(Y - \mathbb{E}(Y))^2] \\
 &= a^2\mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))^2 + 2ab\mathbb{E}(X - \mathbb{E}(X))(Y - \mathbb{E}(Y)) + \\
 &\quad b^2\mathbb{E}(Y - \mathbb{E}(Y))^2 \\
 &= a^2\text{Var}(X) + 2ab\text{Cov}(X, Y) + b^2\text{Var}(Y) \\
 &= a^2\text{Var}(X) + b^2\text{Var}(Y) + 2ab\text{Cov}(X, Y)
 \end{aligned}$$

2.7 Koefisien Korelasi

Terdapat hubungan antara varian dan kovarian dengan koefisien korelasi populasi, yang dinotasikan dengan ρ (baca; rho), adalah sebagai berikut :

Definisi 36

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}} = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_x \sigma_y}$$

Theorema 5

Koefisien korelasi ρ_{xy} berlaku : $|\rho| \leq 1$

Bukti :

$$\text{Misal } X^* = \frac{X - \mu_x}{\sigma_x} \text{ dan } Y^* = \frac{Y - \mu_y}{\sigma_y}$$

$$\text{Var}(X^*) = \text{Var} \left[\frac{X - \mu_x}{\sigma_x} \right]$$

$$\begin{aligned}
&= \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} - \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} \right] \right]^2 = \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} - \frac{\mathbb{E}(X) - \mu_X}{\sigma_X} \right]^2 \\
&= \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} - \frac{\mathbb{E}(X) - \mu_X}{\sigma_X} \right]^2 = \mathbb{E} \left[\frac{X - \mathbb{E}(X)}{\sigma_X} \right]^2 \\
&= \frac{1}{\sigma_X^2} \mathbb{E}[X - \mathbb{E}(X)]^2 \\
&= \frac{1}{\sigma_X^2} \text{Var}(X) = \frac{1}{\sigma_X^2} \sigma_X^2 = 1
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\text{Var}(Y^*) &= \text{Var} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right] \\
&= \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} - \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right] \right]^2 = \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} - \frac{\mathbb{E}(Y) - \mu_Y}{\sigma_Y} \right]^2 \\
&= \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} - \frac{\mathbb{E}(Y) - \mu_Y}{\sigma_Y} \right]^2 = \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mathbb{E}(Y)}{\sigma_Y} \right]^2 \\
&= \frac{1}{\sigma_Y^2} \mathbb{E}[Y - \mathbb{E}(Y)]^2 \\
&= \frac{1}{\sigma_Y^2} \text{Var}(Y) = \frac{1}{\sigma_Y^2} \sigma_Y^2 = 1
\end{aligned}$$

Menurut theorem 5

$$\text{Var}(X^* + Y^*) = \text{Var}(X^*) + \text{Var}(Y^*) + 2 \text{Cov}(X^*, Y^*)$$

$$\begin{aligned}
&= \text{Var} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} \right] + \text{Var} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right] + 2 \text{Cov} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X}, \frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right] \\
&= 1 + 1 + 2 \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} - \mathbb{E} \left[\frac{X - \mu_X}{\sigma_X} \right] \right] \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} - \mathbb{E} \left[\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right] \right]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 2 + 2 \mathbb{E} \left\{ \frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} - \frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \mathbb{E} \left[\frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right] - \right. \\
&\quad \left. \mathbb{E} \left[\frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \right] \frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} + \mathbb{E} \left[\frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \right] \mathbb{E} \left[\frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} \right] \right\} \\
&= 2 + 2 \mathbb{E} \left\{ \frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} - \frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \frac{[\mathbb{E}(Y)-\mu_Y]}{\sigma_Y} - \right. \\
&\quad \left. \frac{[\mathbb{E}(X)-\mu_X]}{\sigma_X} \frac{Y-\mu_Y}{\sigma_Y} + \frac{[\mathbb{E}(X)-\mu_X]}{\sigma_X} \frac{[\mathbb{E}(Y)-\mu_Y]}{\sigma_Y} \right\}
\end{aligned}$$

karena $\mathbb{E}(X)-\mu_X = 0$ dan $\mathbb{E}(Y) - \mu_Y = 0$ maka :

$$\begin{aligned}
\text{Var}(X^* + Y^*) &= 2 + 2 \left\{ \frac{\mathbb{E}(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \right\} \\
&= 2 + 2 \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \\
&= 2 + 2 \rho_{XY} = 2(1 + \rho_{XY})
\end{aligned}$$

Karena $\text{Var}(X^* + Y^*) \geq 0$, maka :

$2(1 + \rho_{XY}) \geq 0$ sehingga $1 + \rho_{XY} \geq 0$ dan didapat :

$$\rho_{XY} \geq -1$$

Selanjutnya dengan cara yang sama didapat :

$\text{Var}(X^* - Y^*) = 2 - 2 \rho_{XY}$, karena $\text{Var}(X^* - Y^*) \geq 0$, maka
 didapat : $2 - 2 \rho_{XY} = 2(1 - \rho_{XY}) \geq 0$ sehingga $1 - \rho_{XY} \geq 0$
 dan didapat $\rho_{XY} \leq 1$

Dari hasil-hasil di atas didapat $-1 \leq \rho_{XY} \leq 1$ atau

$$|\rho_{XY}| \leq 1$$

Dengan demikian harga dari ρ adalah $-1 \leq \rho \leq 1$.

ρ mengukur hubungan linier antara dua variabel, apabila

$\rho = -1$ menunjukkan hubungan negatif sempurna, sedangkan

$\rho = 1$ menunjukkan hubungan positif sempurna.

apabila $\rho = 1$ menunjukkan hubungan positif sempurna.

2.8 Distribusi Normal

Suatu variabel acak X yang kontinu dikatakan berdistribusi normal. jika memiliki fungsi kepadatan peluang sebagai berikut :

$$\begin{aligned} f(x) &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(X-\mu)^2}{2\sigma^2} \right] \\ &= \frac{1}{\sigma(2\pi)^{1/2}} e^{-1/2 \frac{(X-\mu)^2}{\sigma^2}} \end{aligned} \quad (1)$$

dengan μ dan σ^2 dikenal sebagai parameter rata-rata dan varian distribusi normal.

2.9 Vektor Random dan Matrik Random

Vektor Random adalah vektor yang elemen-elemennya variabel random, sedangkan matrik random adalah matrik yang elemen-elemennya variabel random. Nilai harapan matrik random adalah nilai harapan dari setiap elemennya.

Misal $\underline{X} = \{x_{ij}\}$ adalah matrik $p \times p$, nilai harapan dari \underline{X} ditulis $E(\underline{X})$ adalah matrik $p \times n$, yaitu :

$$E(\underline{X}) = \begin{bmatrix} E(X_{11}) & E(X_{12}) & \dots & E(X_{1n}) \\ E(X_{21}) & E(X_{22}) & \dots & E(X_{2n}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(X_{p1}) & E(X_{p2}) & \dots & E(X_{pn}) \end{bmatrix} \quad (2)$$

Definisi 37

$E(X_{ij}) = \int X_{ij} f_{ij}(x_{ij}) dx_{ij}$, bila X_{ij} variabel random

kontinu dengan fungsi kepadatan $f_{ij}(x_{ij})$.

Definisi 38

$$\mathbb{E}(X_{ij}) = \sum_{x_{ij}} x_{ij} P_{ij}(x_{ij}), \text{ bila } X_{ij} \text{ variabel random}$$

diskrit dengan fungsi probabilitas $P_{ij}(x_{ij})$.

Definisi 39

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= \mathbb{E}(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j) \\ &= \int \int (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) f_{ij}(x_i, x_j) dx_i dx_j \end{aligned}$$

Bila X_i, X_j variabel acak kontinu dengan fungsi kepadatan $f_{ij}(X_i, X_j)$.

Definisi 40

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= \mathbb{E}(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j) \\ &= \sum_{x_i} \sum_{x_j} (x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j) P_{ij}(x_i, x_j) \end{aligned}$$

Bila X_i, X_j variabel acak diskrit dengan fungsi probabilitas $P_{ij}(X_i, X_j)$.

Theorema 6

$$\sigma_{ij} = \sigma_i^2 \text{ bila } i = j \text{ dan } \sigma_{ij} = \sigma_{ji} \text{ dengan } i \neq j$$

Bukti :

Menurut Definisi 39

$$\sigma_{ij} = \mathbb{E}(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j) \text{ karena } i = j \text{ maka}$$

$$\sigma_{ij} = \mathbb{E}(X_i - \mu_i)(X_i - \mu_i)$$

$$= \mathbb{E}(X_i - \mu_i)^2$$

menurut definisi 31

$$\mathbb{E}(X_i - \mu_i)^2 = \sigma_i^2$$

$$\text{dan } \sigma_{ij} = \mathbb{E}(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j) = \mathbb{E}(X_j - \mu_j)(X_i - \mu_i) = \sigma_{ji}$$

Theorema 6 Terbukti

Definisi 41

$$\bar{X}_p = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{pi}$$

Untuk mempermudah perhitungan biasanya digunakan rumus di bawah ini :

Definisi 42

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= \mathbb{E}(X_{pi} X_{qj}) - \mu_p \mu_q \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_{pi} - \bar{X}_p)(X_{qj} - \bar{X}_q) \end{aligned}$$

Bila digunakan pembagi $(n-1)$ sebagai pengganti n variannya merupakan varian sampel penduga tak bias untuk varian populasi, yaitu ;

Definisi 43

$$S_{ij} = \frac{1}{n-1} \sum_{i,j=1}^n (X_{pi} - \bar{X}_p)(X_{qj} - \bar{X}_q)$$

Theorema 7

$$S_{ij} = \frac{1}{n-1} \frac{\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj}}{n}$$

Bukti :

Menurut definisi 43

$$\begin{aligned} S_{ij} &= \frac{1}{n-1} \sum_{i,j=1}^n (X_{pi} - \bar{X}_p)(X_{qj} - \bar{X}_q) \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_{i,j=1}^n (X_{pi} X_{qj} - X_{pi} \bar{X}_q - X_{qj} \bar{X}_p + \bar{X}_p \bar{X}_q) \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_{i,j=1}^n \left(X_{pi} X_{qj} - X_{pi} \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{qj} - X_{qj} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{pi} + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} \right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} - \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_{qj} \sum_{i=1}^n X_{pi} + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} \right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} \right) \\ &= \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj} \right) \\ &= \frac{1}{n-1} \frac{\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj}}{n} \\ S_{ij} &= \frac{\sum_{i,j=1}^n X_{pi} X_{qj} - \sum_{i=1}^n X_{pi} \sum_{j=1}^n X_{qj}}{n(n-1)} \end{aligned}$$

Nilai Harapan dari vektor random \underline{X} dapat
 $p \times 1$

ditulis :

$$\mathbb{E}(\underline{X}) = \begin{bmatrix} \mathbb{E}(X_1) \\ \mathbb{E}(X_2) \\ \vdots \\ \mathbb{E}(X_p) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_p \end{bmatrix} = \underline{\mu} \quad (3)$$

Varian dari vektor random \underline{X} dapat ditulis sebagai matrik
 $p \times p$

,yaitu :

Definisi 44

$$\text{Var}(\underline{X}) = \mathbb{E}\{(\underline{X} - \underline{\mu})(\underline{X} - \underline{\mu})'\}$$

$$= \mathbb{E} \begin{bmatrix} X_1 - \mu_1 \\ X_2 - \mu_2 \\ \vdots \\ X_p - \mu_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 - \mu_1 & X_2 - \mu_2 & \dots & X_p - \mu_p \end{bmatrix}$$

$$= \mathbb{E} \begin{bmatrix} (X_1 - \mu_1)(X_1 - \mu_1) & (X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_1 - \mu_1)(X_p - \mu_p) \\ (X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1) & (X_2 - \mu_2)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_2 - \mu_2)(X_p - \mu_p) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ (X_p - \mu_p)(X_1 - \mu_1) & (X_p - \mu_p)(X_2 - \mu_2) & \dots & (X_p - \mu_p)(X_p - \mu_p) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \mathbb{E}(X_1 - \mu_1)(X_1 - \mu_1) & \mathbb{E}(X_1 - \mu_1)(X_2 - \mu_2) & \dots & \mathbb{E}(X_1 - \mu_1)(X_p - \mu_p) \\ \mathbb{E}(X_2 - \mu_2)(X_1 - \mu_1) & \mathbb{E}(X_2 - \mu_2)(X_2 - \mu_2) & \dots & \mathbb{E}(X_2 - \mu_2)(X_p - \mu_p) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbb{E}(X_p - \mu_p)(X_1 - \mu_1) & \mathbb{E}(X_p - \mu_p)(X_2 - \mu_2) & \dots & \mathbb{E}(X_p - \mu_p)(X_p - \mu_p) \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_p^2 \end{bmatrix} = \underline{\Sigma}$$

karena $\sigma_{ik} = \sigma_{ki}$ maka :

$$\text{Var}(\underline{X}) = \underline{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \dots & \sigma_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{1p} & \sigma_{2p} & \dots & \sigma_p^2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

yang merupakan matrik simetris.

$\underline{\mu}$ dan $\underline{\Sigma}$ adalah mean dan varian kovarian populasi.

Dan karena $\sigma_i^2 = \text{Var}(X_i)$, maka persamaan (4) dapat ditulis menjadi :

$$\underline{\Sigma} = \text{Var}(X_i) = \begin{bmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_1, X_2) & \dots & \text{Cov}(X_1, X_p) \\ \text{Cov}(X_1, X_2) & \text{Var}(X_2) & & \text{Cov}(X_2, X_p) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_1, X_p) & \text{Cov}(X_2, X_p) & \dots & \text{Var}(X_p) \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$\text{Jika } \underline{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_p \end{bmatrix} \quad \text{dan} \quad \underline{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_p \end{bmatrix} \quad (6)$$

masing- masing adalah vektor random, maka matrik

$$\begin{bmatrix} \text{Cov}(X_1, Y_1) & \text{Cov}(X_1, Y_2) & \dots & \text{Cov}(X_1, Y_q) \\ \text{Cov}(X_2, Y_1) & \text{Cov}(X_2, Y_2) & & \text{Cov}(X_2, Y_q) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_p, Y_1) & \text{Cov}(X_p, Y_2) & \dots & \text{Cov}(X_p, Y_q) \end{bmatrix} \quad (7)$$

dimana X_i adalah komponen ke- i dari \underline{X} dan Y_j adalah komponen ke- j dari \underline{Y} , disebut matrik kovarian dari \underline{X} dan \underline{Y} dan dinyatakan dengan $\text{Cov}(\underline{X}, \underline{Y})$.

Theorema 8

Jika \underline{A} suatu matrik konstanta maka berlaku :

$$\text{Var}(\underline{A} \underline{X}) = \underline{A} \underline{\Sigma} \underline{A}'$$

Bukti :

Menurut Definisi 44

$$\begin{aligned} \text{Var}(\underline{A} \underline{X}) &= \mathbb{E} \left[[\underline{A} \underline{X} - \mathbb{E}(\underline{A} \underline{X})][\underline{A} \underline{X} - \mathbb{E}(\underline{A} \underline{X})]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[[\underline{A} (\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X}))][\underline{A} (\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X}))]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\underline{A} [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})][\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})]' \underline{A}' \right] \\ &= \underline{A} \mathbb{E} \left[[\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})][\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})]' \right] \underline{A}' \\ &= \underline{A} \underline{\Sigma} \underline{A}' \end{aligned}$$

Theorema 9

Jika $\underline{a}' \underline{X} = a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_p X_p$ maka berlaku :

$$\text{Var}(\underline{a}' \underline{X}) = \underline{a}' \underline{\Sigma} \underline{a}$$

Bukti :

Menurut Definisi 44

$$\begin{aligned} \text{Var}(\underline{a}' \underline{X}) &= \mathbb{E} \left[[\underline{a}' \underline{X} - \mathbb{E}(\underline{a}' \underline{X})][\underline{a}' \underline{X} - \mathbb{E}(\underline{a}' \underline{X})]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\underline{a}' [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})][\underline{a}' [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})]]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\underline{a}' [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})][\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})]' \underline{a} \right] \\ &= \underline{a}' \mathbb{E} \left[[\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})][\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})]' \right] \underline{a} \end{aligned}$$

$$= \underline{a}' \underline{\Sigma} \underline{a}$$

Theorema 10

Jika \underline{A} dan \underline{B} matrik konstanta berlaku :

$$\text{Cov}(\underline{A} \underline{X}, \underline{B} \underline{Y}) = \underline{A} \text{Cov}(\underline{X}, \underline{Y}) \underline{B}'$$

Bukti :

Menurut Definisi 44

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\underline{A} \underline{X}, \underline{B} \underline{Y}) &= \mathbb{E} \left[[\underline{A} \underline{X} - \mathbb{E}(\underline{A} \underline{X})] [\underline{B} \underline{Y} - \mathbb{E}(\underline{B} \underline{Y})]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\underline{A} [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})] [\underline{B} (\underline{Y} - \mathbb{E}(\underline{Y}))]' \right] \\ &= \mathbb{E} \left[\underline{A} [\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})] (\underline{Y} - \mathbb{E}(\underline{Y}))' \underline{B}' \right] \\ &= \underline{A} \mathbb{E} \left[[\underline{X} - \mathbb{E}(\underline{X})] (\underline{Y} - \mathbb{E}(\underline{Y}))' \right] \underline{B}' \\ &= \underline{A} \text{Cov}(\underline{X}, \underline{Y}) \underline{B}' \end{aligned}$$

Ukuran keeratan hubungan antara variabel random X_i dan X_j adalah koefisien korelasi ρ_{ij} dengan :

Definisi 45

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{\text{Cov}(X_i, X_j)}{\sqrt{\text{Var}(X_i) \text{Var}(X_j)}}$$

Maka matrik $\underline{P} = [\rho_{ij}]$

$$j = i = 1, 2, \dots, p$$

$$P = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sqrt{\sigma_{11}} \sqrt{\sigma_{11}} & \sqrt{\sigma_{11}} \sqrt{\sigma_{22}} & \dots & \sqrt{\sigma_{11}} \sqrt{\sigma_{pp}} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ \sqrt{\sigma_{11}} \sqrt{\sigma_{12}} & \sqrt{\sigma_{22}} \sqrt{\sigma_{22}} & \dots & \sqrt{\sigma_{22}} \sqrt{\sigma_{pp}} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \sigma_{1p} & \sigma_{2p} & \dots & \sigma_{pp} \\ \sqrt{\sigma_{11}} \sqrt{\sigma_{pp}} & \sqrt{\sigma_{22}} \sqrt{\sigma_{pp}} & \dots & \sqrt{\sigma_{pp}} \sqrt{\sigma_{pp}} \end{bmatrix}$$

$$\rho = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \dots & \rho_{1p} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} & \dots & \rho_{2p} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 & \dots & \rho_{3p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \rho_{p1} & \rho_{p2} & \rho_{p3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (8)$$

disebut matrik korelasi P dari X.

2.10 Distribusi Normal Multivariat

Sebaiknya diingat dahulu bahwa distribusi normal univariat dengan mean μ dan varian σ^2 mempunyai densitas probabilitas :

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{1/2} \sigma} e^{-1/2 \left[\frac{(x-\mu)}{\sigma} \right]^2}$$

Fungsi densitas dengan mean μ dan varian σ^2 ditulis dengan notasi $N(\mu, \sigma^2)$. Notasi akan diperluas dengan untuk kasus multivariat, yaitu :

Kuantitas $\left[\frac{x-\mu}{\sigma} \right]^2 = (x-\mu) \sigma^{-2} (x-\mu)$ diperluas untuk

vektor \underline{X} dengan dimensi p , menjadi $(\underline{X} - \underline{\mu})' \underline{\Sigma}^{-1} (\underline{X} - \underline{\mu})$

di mana : $\underline{\mu} = E(\underline{X})$

$\underline{\Sigma}^{-1} = \text{Cov}(\underline{X})$, $\underline{\Sigma}$ diasumsikan definit positif.

Dengan demikian densitas multivariat normal p dimensi untuk vektor random $\underline{X}' = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p]$ mempunyai bentuk:

$$f(\underline{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} |\underline{\Sigma}|^{1/2}} e^{-1/2 (\underline{X} - \underline{\mu})' \underline{\Sigma}^{-1} (\underline{X} - \underline{\mu})}$$

diberi notasi $N_p(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$.

2.11 Turunan Parsiil

Definisi 46

Jika $Z = f(x, y)$ adalah fungsi dari variabel bebas X dan Y maka :

Turunan Parsiil pertama dari $Z = f(x, y)$ ke x dengan y konstan adalah :

$$\frac{\partial z}{\partial x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{f(x+\Delta x, y) - f(x, y)}{\Delta x}$$

Turunan Parsiil pertama dari $Z = f(x, y)$ ke y dengan x konstan adalah :

$$\frac{\partial z}{\partial y} = \lim_{\Delta y \rightarrow 0} \frac{f(x, y+\Delta y) - f(x, y)}{\Delta y}$$

Turunan Parsiil $\frac{\partial z}{\partial x}$ dan $\frac{\partial z}{\partial y}$ dari $z = f(x, y)$ dapat diturunkan parsial lagi ke x dan y , menghasilkan turunan parsial kedua sebagai berikut :

$$\frac{\partial^2 z}{\partial x^2} = \frac{\partial}{\partial x} \left[\frac{\partial z}{\partial x} \right], \quad \frac{\partial^2 z}{\partial y^2} = \frac{\partial}{\partial y} \left[\frac{\partial z}{\partial y} \right] \quad \text{dan} \quad \frac{\partial^2 z}{\partial x \partial y} = \frac{\partial}{\partial y} \left[\frac{\partial z}{\partial x} \right] = \frac{\partial}{\partial x} \left[\frac{\partial z}{\partial y} \right]$$

Definisi 47

Apabila $z = f(x,y)$ mempunyai turunan parsial pertama dan kedua dalam daerah tertentu yang memuat titik (x_0, y_0, z_0) dengan $\frac{\partial z}{\partial x} = 0$ dan $\frac{\partial z}{\partial y} = 0$. Maka, jika

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial^2 z}{\partial x^2} \\ \frac{\partial^2 z}{\partial y^2} \end{bmatrix} - \left[\frac{\partial^2 z}{\partial x \partial y} \right]^2 > 0 \text{ di } P_0, Z = f(x,y) \text{ mempunyai:}$$

minimum relatif di P_0 jika $\frac{\partial^2 z}{\partial x^2} > 0$

maksimum relatif di P_0 jika $\frac{\partial^2 z}{\partial x^2} < 0$

2.12 Bentuk Multiple Langrange

Misalkan ingin didapatkan nilai-nilai dari sebuah fungsi $f(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ dari m variabel $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ dengan kendala θ_i misalnya $g_j(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m) = 0$ dengan $j = 1, 2, \dots, q$.

Bentuklah fungsi :

$$F = f - \sum_{i=1}^q \lambda_j g_j \quad (9)$$

dengan $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q$ tidak diketahui.

Diferensialkan parsial persamaan (10) terhadap θ_i dan hasilnya disamakan dengan nol. Maka diperoleh m persamaan:

$$\frac{\partial F}{\partial \theta_i} = \frac{\partial f}{\partial \theta_i} - \sum_{i=1}^q \lambda_j \frac{\partial g_j}{\partial \theta_i} = 0 \quad (10)$$

m persamaan ini dengan penambahan q persamaan $g_j = 0$, $j = 1, 2, \dots, q$ menghasilkan $(q+m)$ persamaan yang dapat diselesaikan untuk $q+m$ parameter yang tidak diketahui $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m, \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q$. Kuantitas λ_j disebut

Pengali Langrange.

2.13 Taksiran Kuadrat Terkecil

Model persamaan Regresi Linier Multivariat secara umum dapat ditulis sebagai berikut :

$$Y_{ij} = \beta_{1j} + \beta_{2j}X_{i1} + \dots + \beta_{qj}X_{iq} + \epsilon_{ij} \quad (11)$$

dengan :

Y_{ij} adalah variabel tak bebas

X_1, X_2, \dots, X_q adalah variabel bebas

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ adalah parameter yang akan ditaksir

ϵ_{ij} adalah kesalahan (error)

Persamaan (11) dapat pula dinyatakan dalam bentuk matrik sebagai berikut :

$$\underline{Y} = \underline{X} \underline{\beta} + \underline{\epsilon} \quad (12)$$

$\begin{matrix} \text{nxp} & \text{nxq} & \text{qxp} & \text{nxp} \end{matrix}$

dengan :

$$\underline{Y} = \begin{bmatrix} Y_{11} & Y_{12} & \dots & Y_{1p} \\ Y_{21} & Y_{22} & \dots & Y_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{n1} & Y_{n2} & \dots & Y_{np} \end{bmatrix}, \quad \underline{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1q} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2q} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{nq} \end{bmatrix}$$

$$\underline{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1p} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{q1} & \beta_{q2} & \dots & \beta_{qp} \end{bmatrix}, \quad \underline{\epsilon} = \begin{bmatrix} \epsilon_{11} & \epsilon_{12} & \dots & \epsilon_{1p} \\ \epsilon_{21} & \epsilon_{22} & \dots & \epsilon_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \epsilon_{n1} & \epsilon_{n2} & \dots & \epsilon_{np} \end{bmatrix}$$

Matrik parameter $\underline{\beta}$ yang belum diketahui dapat ditaksir dari persamaan (11) atau persamaan (12).

Namun untuk mempermudah pembahasan selanjutnya digunakan persamaan (12).

$$\underline{Y} = \underline{X} \underline{\beta} + \underline{\epsilon}$$

Misalkan $\hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{11} & \hat{\beta}_{12} & \dots & \hat{\beta}_{1p} \\ \hat{\beta}_{21} & \hat{\beta}_{22} & \dots & \hat{\beta}_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\beta}_{q1} & \hat{\beta}_{q2} & \dots & \hat{\beta}_{qp} \end{bmatrix}$ menunjukkan matrik dari

taksiran β , maka persamaan (12) dapat ditulis :

$$\underline{Y} = \underline{X} \hat{\beta} + \underline{e} \quad (13)$$

dengan \underline{e} adalah matrik dari n residual $(\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta})$.

Dari persamaan (13) jumlah kuadrat residual adalah :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n e_{ij}^2 &= \underline{e}' \underline{e} \\ &= (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta})' (\underline{Y} - \underline{X}\hat{\beta}) \\ &= \underline{Y}' \underline{Y} - \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{Y} - \underline{Y}' \underline{X} \hat{\beta} + \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{X} \hat{\beta} \\ &= \underline{Y}' \underline{Y} - 2 \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{Y} + \hat{\beta}' \underline{X}' \underline{X} \hat{\beta} \end{aligned} \quad (14)$$

Taksiran kuadrat terkecil $\hat{\beta}$ diperoleh dengan meminimumkan jumlah kuadrat residual, dimana harus memenuhi :

$$\frac{\partial(\underline{e}' \underline{e})}{\partial \hat{\beta}} = -2 \underline{X}' \underline{Y} + 2 \underline{X}' \underline{X} \hat{\beta} = 0$$

sehingga diperoleh :

$$\begin{aligned} \underline{X}' \underline{X} \hat{\beta} &= \underline{X}' \underline{Y} \\ \hat{\beta} &= (\underline{X}' \underline{X})^{-1} \underline{X}' \underline{Y} \end{aligned} \quad (15)$$