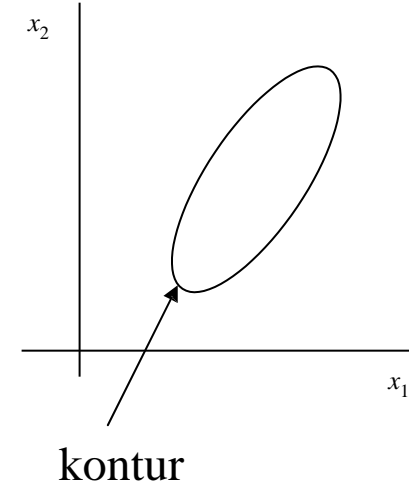
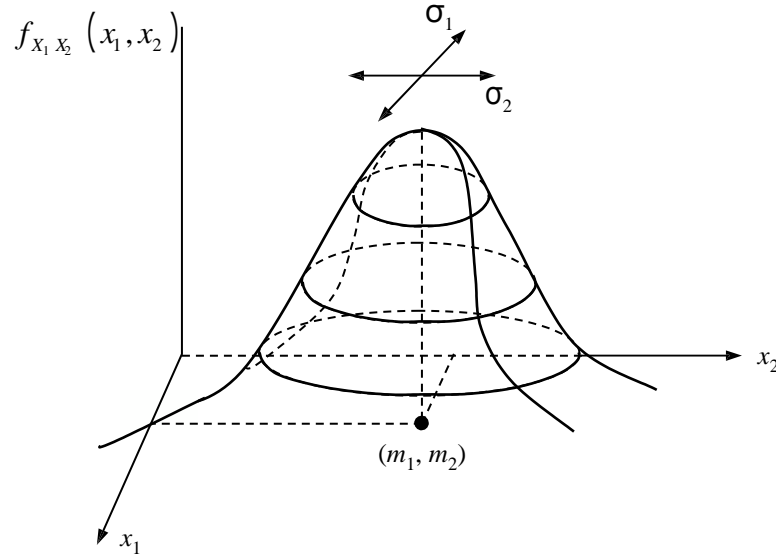


# İki Değişkenli (Bivariate) Gausyen OYF (Ortak Gausyen yoğunluk fonksiyonu)



$$f_{x_1, x_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \times \exp\left[-\frac{1}{2\sqrt{1-\rho^2}} \left( \frac{(x_1 - m_1)^2}{\sigma_1^2} - 2\rho \frac{(x_1 - m_1)(x_2 - m_2)}{\sigma_1\sigma_2} + \frac{(x_2 - m_2)^2}{\sigma_2^2} \right)\right]$$

## İki Değişkenli (Bivariate) Gausyen OYF, devam.

Marjinal yoğunluklar

$$f_{X_i}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left[-\frac{(x_i - m_i)^2}{\sigma_i^2}\right] \quad i = 1, 2$$

Şartlı yoğunluk

$$f_{X_1|X_2}(x_1 | x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{(x_1 - \mu(x_2))^2}{2\sigma^2}\right]$$

burada

$$\sigma^2 = \sigma_1^2(1 - \rho^2) \quad \text{ve} \quad \mu(x_2) = m_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}(x_2 - m_2)$$

## İki Rastgele Değişkenin (Rastgele Vektör) Beklenen Değeri

Kompakt notasyon kullanılırsa

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \quad 2 \times 1 \text{ vektör}, \quad f_{\mathbf{X}}(x), F_{\mathbf{X}}(x)$$

$$E[\gamma(\mathbf{X})] = \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(x) f_{\mathbf{X}}(x) dx$$

$$E[\gamma(X_1, X_2)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \gamma(x_1, x_2) f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

$$E[\mathbf{X}] = E\left[\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix}\right] = \begin{bmatrix} E[X_1] \\ E[X_2] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} = \mathbf{m}_{\mathbf{X}} \quad 2 \times 1 \text{ vektör}$$

*İkinci moment (ilinti matrisi)*

$$\begin{aligned}
 \mathbf{R}_X &= E[\mathbf{X}\mathbf{X}^T] = E\left[\begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 & X_2 \end{bmatrix}\right] \\
 &= E\begin{bmatrix} X_1X_1 & X_1X_2 \\ X_2X_1 & X_2X_2 \end{bmatrix} \\
 &= E\begin{bmatrix} E[X_1^2] & E[X_1X_2] \\ E[X_2X_1] & E[X_2^2] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} \\ r_{21} & r_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$X_1$  ve  $X_2$  nin ilintisi şu şekilde ifade edilir

$$r_{ij} = E[X_i X_j] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_i x_j f_{x_1 x_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2, \quad i = 1, 2; j = 1, 2$$

*İkinci merkezi moment* (kovaryans matrisi)

$$\begin{aligned}
 \mathbf{C}_X &= E\left[(\mathbf{X} - \mathbf{m}_X)(\mathbf{X} - \mathbf{m}_X)^T\right] \\
 &= \begin{bmatrix} E\left[(X_1 - m_1)^2\right] & E\left[(X_1 - m_1)(X_2 - m_2)\right] \\ E\left[(X_2 - m_2)(X_1 - m_1)\right] & E\left[(X_2 - m_2)^2\right] \end{bmatrix} \\
 &= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

$X_1$  ve  $X_2$  nin kovaryansı şu şekilde ifade edilir

$$c_{ij} = \text{Cov}[X_i, X_j] = E\left[(X_i - m_i)(X_j - m_j)\right]$$

Hatırlatma -  $c_{ii} = \sigma_{X_i}^2 = \text{Var}[X_i]$

Önemli bir bağıntı:

$$\mathbf{C}_X = \mathbf{R}_X - \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T$$

*İspat:*

$$\begin{aligned} \mathbf{C}_X &= E \left[ (\mathbf{X} - \mathbf{m}_X)(\mathbf{X} - \mathbf{m}_X)^T \right] \\ &= E \left[ \mathbf{X}\mathbf{X}^T \right] - E \left[ \mathbf{X} \right] \mathbf{m}_X^T - \mathbf{m}_X E \left[ \mathbf{X}^T \right] + \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T \\ &= \mathbf{R}_X - \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T - \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T + \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T \\ &= \mathbf{R}_X - \mathbf{m}_X \mathbf{m}_X^T \end{aligned}$$

Bileşenler formunda:  $c_{ij} = r_{ij} - m_i m_j$

(bunu daha önce görmüştük)

## İki Değişkenli Gaussyan Rastgele Değişkenler $X_1, X_2$

$X_1$  ve  $X_2$  ortak Gaussyan r.d. ler olsun

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{m}_X = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{C}_X = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \text{cov}(X_1, X_2) \\ \text{cov}(X_1, X_2) & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

$N \times 1$  vektör için Gaussyan oyf

$$f_X(\mathbf{X}) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2} |\mathbf{C}_X|^{1/2}} e^{-1/2(\mathbf{x}-\mathbf{m}_X)^T \mathbf{C}_X^{-1}(\mathbf{x}-\mathbf{m}_X)}$$

$N = 2$  ve  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$  için

$$\mathbf{C}_X = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \text{cov}(X_1, X_2) \\ \text{cov}(X_1, X_2) & \sigma^2 \end{bmatrix} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$$

burada  $\rho = \text{cov}(X_1, X_2) / \sigma^2$

**Örnek:**

(a)  $N = 2$ ,  $\sigma^2 = 4$ ,  $\rho = 0.8$ ,  $\mathbf{m}_X = 0$

$$|\mathbf{C}_X|^{1/2} = \sigma^2 \sqrt{1 - \rho^2} = 2.4,$$

$$\mathbf{C}_X^{-1} = \frac{1}{\sigma^2 \sqrt{1 - \rho^2}} \begin{bmatrix} 1 & -\rho \\ -\rho & 1 \end{bmatrix} = \frac{1}{1.44} \begin{bmatrix} 1 & -0.8 \\ -0.8 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{x}^T \mathbf{C}_X^{-1} \mathbf{x} = \frac{1}{2.88} \begin{bmatrix} x_1 - 0.8x_2 & -0.8x_1 + x_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}$$

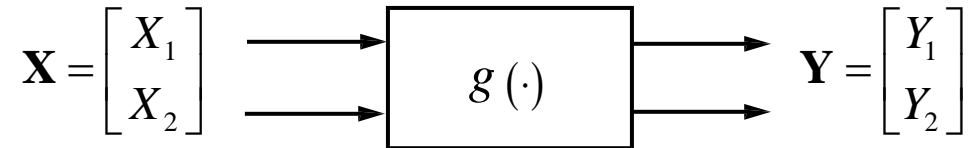
$$f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{4.8\pi} e^{-(x_1^2 - 1.6x_1x_2 + x_2^2)/2.88}$$

(b)  $X_1$  ve  $X_2$  bağımsızsa  $\rho = 0$ ,  $\mathbf{m}_X = 0$ ,  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$

$$f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-(x_1^2 + x_2^2)/2\sigma^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-x_1^2/2\sigma^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-x_2^2/2\sigma^2}$$



## İki r.d. nin fonksiyonu



$$\mathbf{Y} = g(\mathbf{X}) = g(X_1, X_2)$$

$$f_{\mathbf{Y}}(\mathbf{y}) = |J(\mathbf{y})| f_{\mathbf{X}}(x) \Big|_{\mathbf{x}=g^{-1}(\mathbf{y})}$$

İki r.d.

Tek r.d.

$$|J(y_1, y_2)| = \left| \begin{bmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{bmatrix} \right| = \frac{1}{|J(x_1, x_2)|} \quad |J(y)| = \left| \frac{dx}{dy} \right|$$

**Örnek:**

$X_1, X_2$  sıfır ortalamalı,  $\sigma^2$  varyanslı Gaussyen r.d. lerdir

$$\begin{aligned} f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-x_1^2/2\sigma^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-x_2^2/2\sigma^2} \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-(x_1^2+x_2^2)/2\sigma^2}, \quad -\infty < x_1, x_2 < \infty \end{aligned}$$

Çıktı

$$\begin{bmatrix} r \\ \theta \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{x_1^2 + x_2^2} \\ \tan^{-1}\left(\frac{x_2}{x_1}\right) \end{bmatrix}, \quad \begin{aligned} r &\geq 0, \text{ mesafe} \\ \theta &= [0, 2\pi], \text{ açı} \end{aligned}$$

**Örnek:** (devam)

Ters eşleme

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r \cos \theta \\ r \sin \theta \end{bmatrix}$$

$$|J(r, \theta)| = \begin{vmatrix} \cos \theta & -r \sin \theta \\ \sin \theta & r \cos \theta \end{vmatrix} = r \cos^2 \theta + r \sin^2 \theta = r$$

Çıktı vektörünün ortak yoğunluk fonksiyonu

$$f_{R\theta}(r, \theta) = r \cdot \frac{1}{2\pi\sigma^2} \cdot e^{-r^2/2\sigma^2}, \quad r \geq 0, \quad 0 \leq \theta \leq 2\pi.$$

**Örnek:** (devam)

$R$ 'nin marjinal yoğunluk fonksiyonu

$$\begin{aligned} f_R(r) &= \int_0^{2\pi} f_{R\theta}(r, \theta) d\theta = \frac{r}{2\pi\sigma^2} e^{-r^2/2\sigma^2} \int_0^{2\pi} d\theta \\ &= \frac{r}{\sigma^2} e^{-r^2/2\sigma^2}, \quad r \geq 0 \quad \text{Rayleigh r.d.} \end{aligned}$$

$\theta$  nın marjinal yoğunluk fonksiyonu

$$\begin{aligned} f_\theta(\theta) &= \int_0^\infty f_{R\theta}(r, \theta) dr = \frac{1}{2\pi} \int_0^\infty \frac{r}{\sigma^2} e^{-r^2/2\sigma^2} dr \\ &= \frac{1}{2\pi}, \quad 0 \leq \theta \leq 2\pi \quad \text{Birbiçim r.d.} \end{aligned}$$

## İki rastgele değişkenin toplamı $Y = X_1 + X_2$

$Y$ 'nin oyf sini kdf'sinden bulalım

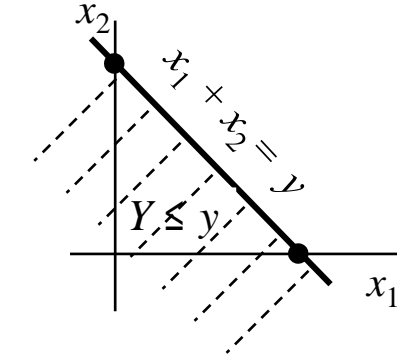
$$F_Y(y) = \Pr[Y \leq y] = \Pr[X_1 + X_2 \leq y]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{y-x_1} f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_2 dx_1$$

$$f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \int_{-\infty}^{\infty} \left[ \frac{d}{dy} \int_{-\infty}^{y-x_1} f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_2 \right] dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1 X_2}(x_1, y - x_1) dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(y - x_1) dx_1 \quad X_1, X_2 \text{ bağımsızsa}$$



$dx \ dx$

Bağımsız iki rastgele değişkenin toplamı: Toplamın oyf si bileşenlerin oyf'lerinin konvolusyonudur.

## Örnek:

$X_1, X_2$  sırasıyla iki ampulün ömürleri olsun.

Ampullerin birlikte ömrü :  $Y = X_1 + X_2$ .

$X_i, i = 1, 2$  için oyf:  $f_{X_i}(x_i) = \lambda e^{-\lambda x_i} \quad x_i \geq 0$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(y - x_1) dx_1$$

$X_1$  ve  $X_2$  oyf lerini yerine koyarsak

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_0^y \lambda e^{-\lambda x_1} \cdot \lambda e^{-\lambda(y-x_1)} dx_1 \\ &= \lambda^2 e^{-\lambda y} \int_0^y dx_1 = \lambda^2 y e^{-\lambda y}, \quad y \geq 0 \end{aligned}$$

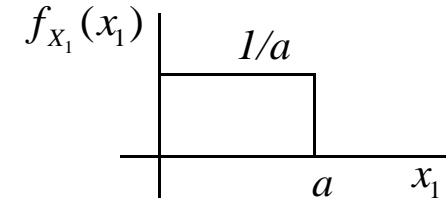
( $Y$  2-Erlang r.d. dir)

**Örnek:**

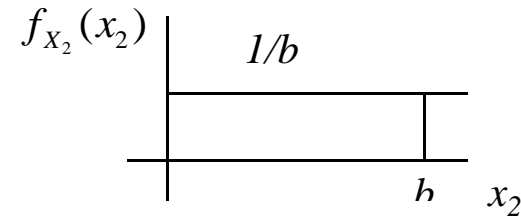
$Y = X_1 + X_2$  gibi iki r.d. nin toplamı olsun.  $f_{X_1}(x_1)$   $[0, a]$  arasında ve  $f_{X_2}(x_2)$   $[0, b]$  arasında birbiçimdir.  $0 < a < b$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(y - x_1) dx_1$$

Durum 1  $y < 0, f_Y(y) = 0$



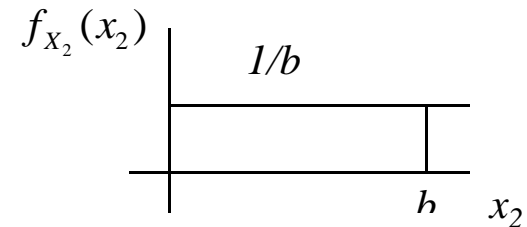
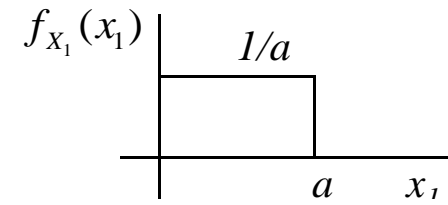
Case 2  $0 \leq y < a$



$$f_Y(y) = \int_0^y \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx_1 = \frac{1}{ab} y$$

Durum 3  $a \leq y < b$

$$f_Y(y) = \int_0^a \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx_1 = \frac{1}{b}$$

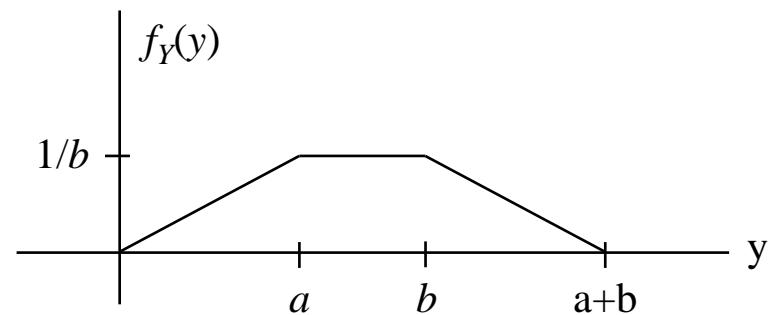


Durum 4  $b \leq y \leq a + b$

$$f_Y(y) = \int_{y-b}^a \frac{1}{a} \cdot \frac{1}{b} dx_1 = \frac{1}{ab} x_1 \Big|_{y-b}^a = \frac{1}{ab} [a + b - y]$$

Durum 5  $y > a + b$

$$f_Y(y) = 0$$





## **r.d. lerin toplami**

$X_1, X_2, \dots, X_n$   $n$  tane rastgele deęişken olsun ve toplamları řu řekilde verilsin

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

*Y'nin ortalaması*

$$E[X_1 + \dots + X_n] = E[X_1] + E[X_2] + \dots + E[X_n]$$

$$E\left[\sum_{i=1}^n X_i\right] = \sum_{i=1}^n [X_i]$$

*Y'nin varyansı* (basitlik açısından  $n = 2$  seçelim)

$$\begin{aligned}
 \text{var}(X_1 + X_2) &= E\left[\left(X_1 + X_2 - E[X_1] - E[X_2]\right)^2\right] \\
 &= E\left[\left((X_1 - m_1) + (X_2 - m_2)\right)^2\right] \\
 &= E\left[(X_1 - m_1)^2\right] + E\left[(X_2 - m_2)^2\right] + 2E\left[(X_1 - m_1)(X_2 - m_2)\right] \\
 &= \text{var}(X_1) + \text{var}(X_2) + 2\text{cov}(X_1, X_2)
 \end{aligned}$$

Genellersek

$$\text{var}(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n \sum_{j=1}^n \text{cov}(X_i, X_j)$$

## İlintisiz r.d. ler için varyans

$$Y = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$$

$X_i$  ve  $X_j$  ilintisiz ise ( $i \neq j$ ), kovaryans sıfırdır:

$$E\left[(X_i - m_X) + (X_j - m_X)\right] = \text{cov}(X_i, X_j) = 0$$

Bu yüzden

$$\text{var}(X_1 + X_2 + \cdots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i)$$

*ilintisiz* r.d.'ler için

- Bağımsız rastgele değişkenler ilintisizdir.

## IID Rastgele Değişkenler

Bağımsız ve özdeşçe dağılmış (IID) r.d. ler karşılıklı olarak bağımsızdırlar ve hepsi aynı oyf/kdf ye sahiptirler.

$X_1, X_2, \dots, X_n$  IID olsun ve her biri  $m_X$  ortalamasına  $\sigma_X^2$  varyansına sahip olsun

Bu durumda

$$E[X_1 + \dots + X_n] = \sum_{i=1}^n E[X_i] = nm_X$$

$X_i$  ve  $X_j$  bağımsız olduğundan ( $i \neq j$ ), kovaryans sıfırdır:

$$E\left[(X_i - m_X) + (X_j - m_X)\right] = \text{cov}(X_i, X_j) = 0$$

Sonuç olarak

$$\text{var}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) = \sum_{i=1}^n \sigma_X^2 = n\sigma_X^2$$

## İki r.d. nin toplamının OYF si

$$Y = X_1 + X_2 \quad \text{ve}$$

$X_1$  ve  $X_2$  bağımsız r.d. ler olsun.

$Y$  nin moment üreten fonksiyonu

$$\begin{aligned} M_Y(s) &= E\left[e^{sY}\right] = E\left[e^{s(X_1+X_2)}\right] = E\left[e^{sX_1sX_2}\right] \\ &= E\left[e^{sX_1}\right]E\left[e^{sX_2}\right] \quad \Leftarrow X_1 \text{ ve } X_2 \text{ bağımsız olduğundan} \\ &= M_{X_1}(s)M_{X_2}(s) \end{aligned}$$

Buradan:  $f_Y = f_{X_1} * f_{X_2}$

## Genelleme

$X_1 + X_2, \dots, X_n$  bağımsız r.d. ler olsun

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$$

Moment üreten fonksiyon

$$\begin{aligned} M_Y(s) &= E[e^{sY}] = E[e^{s(X_1+X_2+\dots+X_n)}] \\ &= E[e^{sX_1} e^{sX_2} \dots e^{sX_n}] \quad \Leftarrow X_1 \text{ ve } X_2 \text{ bağımsız olduğundan} \\ &= E[e^{sX_1}] E[e^{sX_2}] \dots E[e^{sX_n}] \\ &= M_{X_1}(s) M_{X_2}(s) \dots M_{X_n}(s) \end{aligned}$$

$M_Y(s) \Leftrightarrow f_y(y)$  olduğundan:

$$f_Y = f_{X_1} * f_{X_2} * \dots * f_{X_n}$$

### Örnek:

$X_1 + X_2, \dots, X_n$   $m_i$  ortalamalı  $\sigma_i^2$  varyanslı bağımsız Gaussiyen r.d. ler ve  
 $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  olsun

$$m_Y = m_1 + m_2 + \dots + m_n \quad \text{ve} \quad \sigma_Y^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2$$

ise  $f_Y(y) = ?$ .

Moment üreten fonksiyon sadece  $j\omega$  ekseninde yakınsar. Bu yüzden,  $s = j\omega$  olsun. Bu durumda  $X_i$  nin karakteristik fonksiyonu

$$M_X(j\omega) = e^{-j\omega m_i + \omega^2 \sigma_i^2 / 2} \quad \Leftrightarrow \quad f_{X_i}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i}} e^{-(x_i - m_i)^2 / 2\sigma_i^2}$$

### Örnek (devam):

$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  için karakteristik fonksiyon

$$\begin{aligned} M_Y(j\omega) &= M_{X_1}(j\omega)M_{X_2}(j\omega)\cdots M_{X_n}(j\omega) \\ &= e^{-j\omega(m_1+m_2+\cdots+m_n)+\omega^2(\sigma_1^2+\sigma_2^2+\cdots+\sigma_n^2)/2} \end{aligned}$$

Gözlem yaparak şu yazılabilir

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \cdots + \sigma_n^2)}} e^{-\frac{(y-m_1-m_2-\cdots-m_n)^2}{2(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \cdots + \sigma_n^2)}}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_Y}} e^{-\frac{(y-m_y)^2}{2\sigma_Y^2}}$$

*Bağımsız Gausyen rastgele değişkenlerin toplamı da Gausyen dir*