

İST265-MATEMATİKSEL İSTATİSTİK UYGULAMA 5

- 1.** X ve Y bağımsız sürekli raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıda verilmiştir.

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x}, & x > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases} \quad f(y) = \begin{cases} \frac{e^{-y/3}}{3}, & y > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

$Z = X + \frac{Y}{2}$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Cözüm:

X ve Y **bağımsız** sürekli raslantı değişkenleri olduğuna göre bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x, y) = f(x)f(y)$$

$$f(x, y) = e^{-x} \frac{1}{3} e^{-y/3}, \quad x > 0, y > 0 \\ = 0, \quad \text{o.d.}$$

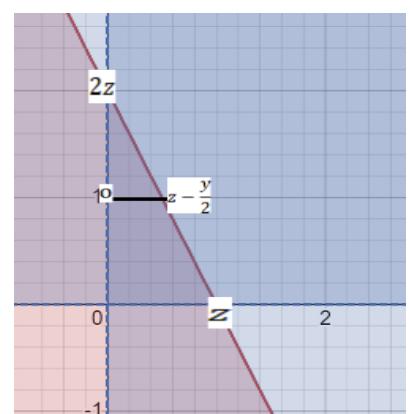
şeklinde elde edilir. $Z = X + \frac{Y}{2}$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için

Dağılım Fonksiyonu Yönteminden yararlanılsın. Z raslantı değişkeninin dağılım fonksiyonu,

$$G(z) = P(Z \leq z) = P\left(X + \frac{Y}{2} \leq z\right) = P\left(X \leq z - \frac{Y}{2}\right)$$

birimindedir. Burada sınırlara dikkat edilmelidir. $Z = X + \frac{Y}{2}$ eşitliğinde, $x = 0$ için $Y = 2z$, $y = 0$ için $X = z$ olacaktır. Buradan $G(Z)$,

$$\begin{aligned} G(z) &= P\left(X \leq z - \frac{Y}{2}\right) = \int_0^{2z} \int_0^{z-y/2} e^{-x} \frac{1}{3} e^{-y/3} dx dy = \frac{1}{3} \int_0^{2z} e^{-y/3} \left[-e^{-x}\right]_0^{z-y/2} dy \\ &= \frac{1}{3} \int_0^{2z} e^{-\frac{y}{3}} \left(1 - e^{\frac{y}{2}-z}\right) dy = \frac{1}{3} \left(-3e^{-\frac{y}{3}} - 6e^{\frac{y}{6}} e^{-z}\right) \Big|_0^{2z} \\ &= 1 - 3e^{-\frac{2z}{3}} + 2e^{-z} \end{aligned}$$



şeklinde elde edilir. Buradan olasılık yoğunluk fonksiyonu $g(z) = \frac{dG(z)}{dz}$,

$$g(z) = \frac{d\left(1 - 3e^{-\frac{2z}{3}} + 2e^{-z}\right)}{dz} = \begin{cases} 2e^{-\frac{2z}{3}} - 2e^{-z}, & z > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases} \quad \text{biçiminde elde edilir.}$$

2. X ve Y sürekli raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıda verilmiştir.

$$f(x, y) = \begin{cases} 4e^{-2(x+y)}, & x, y > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

$Z = X - Y$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Cözüm:

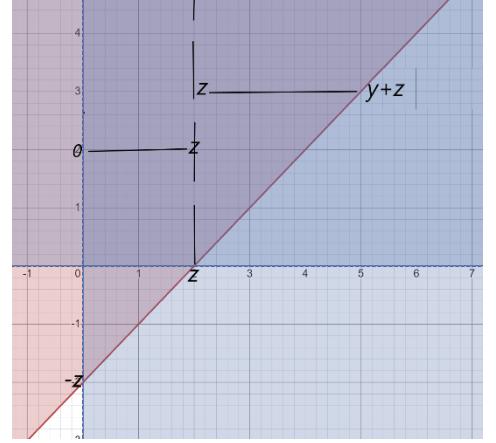
$Z = X - Y$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dağılım Fonksiyonu Yönteminden* yararlanılsın. Z raslantı değişkeninin dağılım fonksiyonu,

$G(z) = P(Z \leq z) = P(X - Y \leq z) = P(X \leq z + Y)$ şeklinde elde edilir. Burada $Z = X - Y$ raslantı değişkenin alacağı değerlerle ilgili iki durum söz konusudur.

- ⊕ Birinci durum ($x > y$): X raslantı değişkeninin Y raslantı değişkeninden daha büyük değerler alması ile $z > 0$ olacaktır.
- ⊕ İkinci durum ($x < y$): X raslantı değişkeninin Y raslantı değişkeninden daha küçük değerler alması ile $z < 0$ olacaktır. İki durum için de sınırlar ve bölgeler farklılık gösterecektir.

O halde $G(z) = P(Z \leq z) = \begin{cases} I.\text{durum}, & z > 0 \\ II.\text{durum}, & z < 0 \end{cases}$ olacak şekilde, $I.\text{durum}$, $z > 0$,

$$\begin{aligned}
&= \int_0^\infty \int_0^z f(x, y) dx dy + \int_0^\infty \int_z^{y+z} f(x, y) dx dy \\
&= \int_0^\infty \int_0^z 4e^{-2x} e^{-2y} dx dy + \int_0^\infty \int_z^{y+z} 4e^{-2x} e^{-2y} dx dy \\
&= \int_0^\infty e^{-2y} \left[4 \frac{e^{-2x}}{-2} \right]_0^z dy + \int_0^\infty e^{-2y} \left[4 \frac{e^{-2x}}{-2} \right]_z^{y+z} dy \\
&= \int_0^\infty e^{-2y} [2 - 2e^{-2z}] dy + \int_0^\infty e^{-2y} [2e^{-2z} - 2e^{-2(y-z)}] dy \\
&= \left[2 \frac{e^{-2y}}{-2} - 2 \frac{e^{-2y} e^{-2z}}{-2} \right]_0^\infty + \left[2 \frac{e^{-2y} e^{-2z}}{-2} - 2 \frac{e^{-4y} e^{-2z}}{-4} \right]_0^\infty \\
&= 1 - e^{-2z} + \frac{1}{2} e^{-2z} \\
&= 1 - \frac{1}{2} e^{-2z} \quad \Rightarrow \frac{dG(z)}{dz} = \frac{-1}{2} (-2)e^{-2z} = e^{-2z}, \quad z > 0
\end{aligned}$$

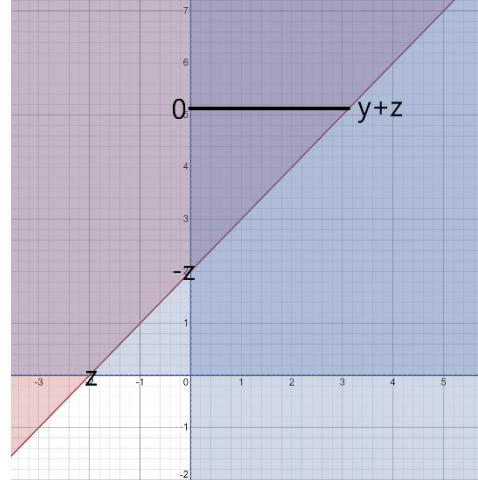


şeklindedir. II.durum, $z < 0$,

$$\begin{aligned}
&= \int_{-z}^\infty \int_0^{y+z} 4e^{-2x-2y} dx dy = 4 \int_{-z}^\infty e^{-2y} \left[\frac{e^{-2x}}{-2} \right]_0^{y+z} dy \\
&= 2 \int_{-z}^\infty (e^{-2y} - e^{-4y-2z}) dy = 2 \left(\frac{e^{-2y}}{-2} + \frac{1}{4} e^{-4y} e^{-2z} \right) \Big|_{-z}^\infty \\
&= \frac{1}{2} e^{2z} \quad \Rightarrow \frac{dG(z)}{dz} = 2 \frac{1}{2} e^{2z} = e^{2z}, \quad z < 0
\end{aligned}$$

şeklindedir. O halde Z raslantı değişkenin dağılım fonksiyonu,

$$G(z) = P(Z \leq z) = \begin{cases} 1, & z \rightarrow \infty \\ 1 - \frac{1}{2} e^{-2z}, & z > 0 \\ \frac{1}{2} e^{2z}, & z < 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$



biçiminde elde edilir. Buradan olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(z) = \begin{cases} e^{-2z}, & z > 0 \\ e^{2z}, & z < 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

3. X_1 ve X_2 bağımsız sürekli raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıda verilmiştir.

$$f(x_1, x_2) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} e^{-\left(\frac{x_1+x_2}{\lambda_1+\lambda_2}\right)}, & x_1, x_2 > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

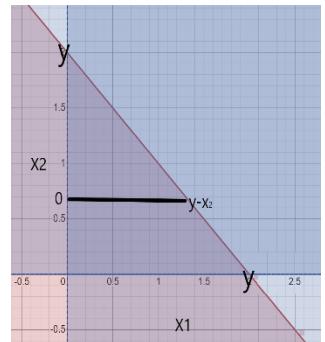
$Y = X_1 + X_2$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Çözüm:

$Y = X_1 + X_2$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dağılım Fonksiyonu Yönteminden* yararlanılsın. Y raslantı değişkeninin dağılım fonksiyonu,

$G(y) = P(Y \leq y) = P(X_1 + X_2 \leq y) = P(X_1 \leq y - X_2)$ şeklinde elde edilir. Buradan $G(y)$,

$$\begin{aligned} G(y) &= P(Y \leq y) = \int_0^y \int_0^{y-x_2} \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} e^{-\left(\frac{x_1+x_2}{\lambda_1+\lambda_2}\right)} dx_1 dx_2 \\ &= \int_0^y \frac{1}{\lambda_1 \lambda_2} e^{-\left(\frac{x_2}{\lambda_2}\right)} \left[-\lambda_1 e^{-\left(\frac{x_1}{\lambda_1}\right)} \right]_{0}^{y-x_2} dx_2 = \int_0^y \frac{1}{\lambda_2} e^{-\left(\frac{x_2}{\lambda_2}\right)} \left[1 - e^{-\left(\frac{y-x_2}{\lambda_1}\right)} \right] dx_2 \\ &= \int_0^y \left[\frac{1}{\lambda_2} e^{-\left(\frac{x_2}{\lambda_2}\right)} - e^{-\left(\frac{y-x_2}{\lambda_1}\right)} + \frac{1}{\lambda_2} e^{-\left(\frac{x_2}{\lambda_2}\right)} \right] dx_2 = \left[\frac{1}{\lambda_2} \cdot \frac{\lambda_1 \lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{x_2 \lambda_1 - \lambda_2 y + x_2 \lambda_2}{\lambda_1 \lambda_2}} - e^{-\left(\frac{x_2}{\lambda_2}\right)} \right]_0^y \\ &= \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_2}} - e^{-\frac{y}{\lambda_2}} - \left(\frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_1}} - 1 \right) \\ &= \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_2}} - \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_1}} + 1, \quad y > 0 \end{aligned}$$



$$G(y) = P(Y \leq y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ \frac{\lambda_2}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_2}} - \frac{\lambda_1}{\lambda_1 - \lambda_2} e^{-\frac{y}{\lambda_1}} + 1, & y > 0 \\ 1, & y \rightarrow \infty \end{cases}$$

şeklinde elde edilir. Olasılık yoğunluk fonksiyonu $g(y)$ ise, $g(y) = \frac{dG(y)}{dy}$,

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda_1 - \lambda_2} \left(e^{-\frac{y}{\lambda_1}} - e^{-\frac{y}{\lambda_2}} \right), & y > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

biçimindedir.

4. X ve Y , $U(0,1)$ dağılımına sahip bağımsız sürekli raslantı değişkenleri olarak verilsin.
 $Z = X + Y$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Çözüm: X ve Y , $U(0,1)$ dağılımına sahip sürekli raslantı değişkenleri olduğuna göre olasılık yoğunluk fonksiyonları,

$$f(x) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases} \quad f(y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

biçimindedir. Bu raslantı değişkenlerin bağımsız olduğu soruda belirtilmiştir. O halde $f(x, y) = f(x)f(y)$,

$$f(x, y) = \begin{cases} 1, & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

olacaktır. $Z = X + Y$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dağılım Fonksiyonu Yönteminden* yararlanılsın. Z raslantı değişkeninin dağılım fonksiyonu,

$$G(z) = P(Z \leq z) = P(X + Y \leq z) = P(Y \leq z - X)$$

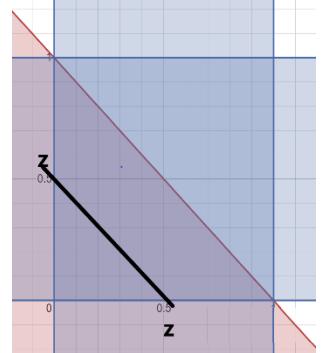
şeklinde elde edilir. Burada $Z = X + Y$ raslantı değişkenin alacağı değerlerle ilgili iki durum söz konusudur.

 Birinci durum: $0 < z < 1$

 İkinci durum: $1 < z < 2$

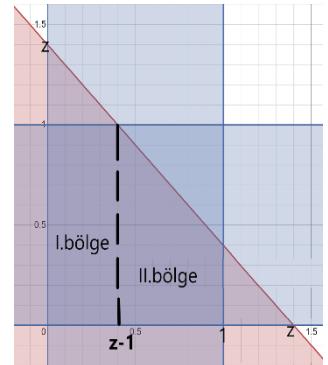
I.durum, $0 < z < 1$,

$$G(z) = P(Z \leq z) = \int_0^z \int_0^{z-x} 1 dy dx = \int_0^z [y] \Big|_0^{z-x} dx = \int_0^z (z-x) dx = zx - \frac{x^2}{2} \Big|_0^z = \frac{z^2}{2}, \quad 0 < z < 1$$



II.durum, $1 < z < 2$,

$$\begin{aligned} G(z) &= \int_0^{z-1} \int_0^1 1 dy dx + \int_{z-1}^1 \int_0^{z-x} 1 dy dx \\ &= \int_0^{z-1} y \Big|_0^1 dx + \int_{z-1}^1 y \Big|_0^{z-x} dx \\ &= (z-1) + \int_{z-1}^1 (z-x) dx = (z-1) + \left(zx - \frac{x^2}{2} \Big|_{z-1}^1 \right) \\ &= 1 - \frac{1}{2}(2-z)^2, \quad 1 < z < 2 \end{aligned}$$



$$G(z) = P(Z \leq z) = \begin{cases} 0, & z < 0 \\ \frac{z^2}{2}, & 0 < z < 1 \\ 1 - \frac{1}{2}(2-z)^2, & 1 < z < 2 \\ 1, & z \rightarrow \infty \end{cases}$$

şeklinde elde edilir. Buradan $g(z) = \frac{dG(z)}{dz}$,

$$g(z) = \begin{cases} z, & 0 < z < 1 \\ (2-z), & 1 < z < 2 \\ 0, & ö.d \end{cases}$$

olacaktır.

5. X_1 ve X_2 bağımsız sürekli raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıda verilmiştir.

$$f(x_1, x_2) = \begin{cases} 6e^{-3x_1-2x_2}, & x_1, x_2 > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

$Y = X_1 + X_2$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Çözüm:

$Y = X_1 + X_2$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dağılım Fonksiyonu Yönteminden* yararlanılsın. Y raslantı değişkeninin dağılım fonksiyonu,

$$\begin{aligned} G(y) &= P(Y \leq y) = P(X_1 + X_2 \leq y) = \int_0^y \int_0^{y-x_2} 6e^{-3x_1-2x_2} dx_1 dx_2 \\ &= \int_0^y 6e^{-2x_2} \left(\frac{-1}{3} e^{-3x_1} \right) \Big|_0^{y-x_2} = \int_0^y 2(e^{-2x_2} - e^{-3y} e^{x_2}) dx_2 \\ &= \left[e^{-2x_2} - 2e^{-3y} e^{x_2} \right] \Big|_0^y \\ &= 1 - 3e^{-2y} + 2e^{-3y}, \quad y > 0 \end{aligned}$$

$$G(y) = P(Y \leq y) = \begin{cases} 0, & y < 0 \\ 1 - 3e^{-2y} + 2e^{-3y}, & y > 0 \\ 1, & y \rightarrow \infty \end{cases} \quad \text{biçiminde elde edilir. Buradan } g(y) = \frac{dG(y)}{dy},$$

$$g(y) = \begin{cases} 6e^{-2y} - 6e^{-3y}, & y > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

olacaktır.

6. X_1 ve X_2 bağımsız sürekli raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonları aşağıda verilmiştir.

$$f(x_i) = \begin{cases} \frac{1}{x_i^2}, & x_i \geq 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

$i = 1, 2$ olmak üzere, $Y_i = X_1 X_2$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Çözüm:

$Y_1 = X_1 X_2$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dönüşüm Yönteminden* yararlanılsın. İlk olarak X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları elde edilsin. $Y_1 = X_1 X_2$ olduğuna göre dönüşüm yönteminden yararlanabilmek için yeni bir raslantı değişkeni $Y_2 = X_2$ olarak tanımlansın. Buradan ters dönüşüm fonksiyonları, $x_1 = y_1 / y_2$ ve $x_2 = y_2$ olacaktır. Jakobien matrisi ve bu matrisin determinantının mutlak değeri,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{y_2} & -\frac{y_1}{y_2^2} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ ve } |\det J| = \frac{1}{y_2}$$

olarak bulunur. Y_1 ve Y_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonu,

$$g(y_1, y_2) = f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2)) |\det J|$$

birimde elde edildiği biliniyor. Ters dönüşüm fonksiyonları ve $|\det J|$ yukarıda bulunmuştur. $g(y_1, y_2)$ 'nin hesaplanabilmesi için X_1 ve X_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonuna ihtiyaç vardır. Bu raslantı değişkenlerinin bağımsız oldukları bilindiğine göre, $f(x_1, x_2)$

$$f(x_1, x_2) = \begin{cases} \frac{1}{x_1^2 x_2^2}, & x_1, x_2 \geq 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

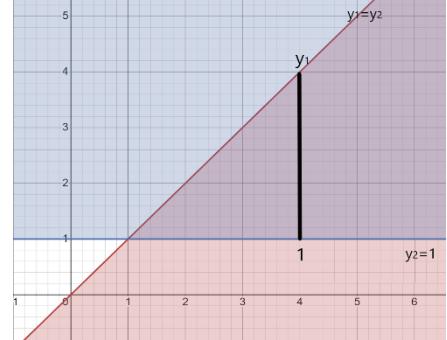
şeklinde elde edilir. Buradan $g(y_1, y_2)$,

$$g(y_1, y_2) = \underbrace{\frac{1}{y_2^2} \frac{1}{\left(\frac{y_1}{y_2}\right)^2}}_{f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2))} \frac{1}{|\det J|}, \quad \begin{array}{l} y_2 \geq 1, \frac{y_1}{y_2} \geq 1 \\ x_2 \geq 1 \\ x_1 \geq 1 \end{array} \quad \text{düzenlenirse,}$$

$$g(y_1, y_2) = \begin{cases} \frac{1}{y_2 y_1^2}, & y_2 \geq 1, y_1 \geq y_2 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

olacaktır. Y_1 raslantı değişkenin marjinal olasılık fonksiyonu, $g(y_1)$,

$$g(y_1) = \int_1^{y_1} \frac{1}{y_2 y_1^2} dy_2 = \frac{1}{y_1^2} [\ln y_2]_1^{y_1} = \begin{cases} \frac{\ln y_1}{y_1^2}, & y_1 > 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$



7. X_1 ve X_2 bağımsız sürekli raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıda verilmiştir.

$$f(x_1, x_2) = \begin{cases} e^{-x_1-x_2}, & x_1, x_2 > 0 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

$Y_1 = X_1 + X_2$ ve $Y_2 = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkenleri olsun. Buna göre,

- a. $g(y_1, y_2)$ bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.
- b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Cözüm:

$Y_1 = X_1 + X_2$ ve $Y_2 = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dönüştüm Yönteminden* yararlanılsın. X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları, $x_1 = y_1 y_2$ ve $x_2 = y_1 - y_1 y_2$ olacaktır.

Jakobien matrisi ve bu matrisin determinantının mutlak değeri,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 & y_1 \\ 1-y_2 & -y_1 \end{bmatrix} \text{ ve } |\det J| = y_1$$

olarak bulunur. Y_1 ve Y_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonu,

$$g(y_1, y_2) = \underbrace{e^{-y_1 y_2 - y_1 + y_1 y_2}}_{f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2)) |\det J|} \quad y_1 > 0, 0 < y_2 < 1 \quad \text{düzenlenirse,}$$

$$g(y_1, y_2) = \begin{cases} y_1 e^{-y_1}, & y_1 > 0, 0 < y_2 < 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases} \quad \text{olarak elde edilir.}$$

b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(y_2) = \int_0^{\infty} y_1 e^{-y_1} dy_1 = \Gamma(2) = \begin{cases} 1, & 0 < y_2 < 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases} \Rightarrow Y_2 \sim U(0,1)$$

şeklinde elde edilir.

8. X_1 ve X_2 sürekli raslantı değişkenleri $Gamma(n, \lambda)$ dağılımına sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Y_1 = X_1 + X_2$ ve $Y_2 = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ ise,

a. $g(y_1, y_2)$ bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Çözüm:

$Y_1 = X_1 + X_2$ ve $Y_2 = \frac{X_1}{X_1 + X_2}$ raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dönüştüm Yönteminden* yararlanılsın. X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları, $x_1 = y_1 y_2$ ve $x_2 = y_1 - y_1 y_2$ olacaktır.

Jakobien matrisi ve bu matrisin determinantının mutlak değeri,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix} = \begin{bmatrix} y_2 & y_1 \\ 1-y_2 & -y_1 \end{bmatrix} \text{ ve } |\det J| = y_1$$

olarak bulunur. $g(y_1, y_2)$ 'nin hesaplanabilmesi için X_1 ve X_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonuna ihtiyaç vardır. $X_i \sim Gamma(n, \lambda)$ $i=1,2$ aynı dağılımlı raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının $f(x_i) = \frac{1}{\Gamma(n)\lambda^n} x_i^{n-1} e^{-x_i/\lambda}$, $x_i > 0$, $i=1,2$

biçiminde olduğu biliniyor. Bu raslantı değişkenlerinin bağımsız oldukları da bilindiğine göre, $f(x_1, x_2)$,

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} (x_1 x_2)^{n-1} e^{-(x_1+x_2)/\lambda}, \quad x_1 > 0, \quad x_2 > 0 \text{ olacaktır. O halde } g(y_1, y_2),$$

$$g(y_1, y_2) = \underbrace{\frac{1}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} \left(\underbrace{y_1 y_2 \cdot \underbrace{y_1(1-y_2)}_{x_2}}_{f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2))} \right)^{n-1} e^{-y_1/\lambda}}_{|\det J|} y_1, \quad y_1 > 0, 0 < y_2 < 1 \text{ düzenlenirse,}$$

$$g(y_1, y_2) = \frac{1}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} \left(y_1^2 (y_2 - y_2^2) \right)^{n-1} y_1 e^{-y_1/\lambda}, \quad y_1 > 0, 0 < y_2 < 1 \text{ şeklinde elde edilir.}$$

b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(y_2) = \int_0^\infty g(y_1, y_2) dy_1 = \frac{(y_2(1-y_2))^{n-1}}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} \int_0^\infty (y_1^2)^{n-1} y_1 e^{-y_1/\lambda} dy_1 = \frac{(y_2(1-y_2))^{n-1}}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} \int_0^\infty y_1^{2n-1} e^{-y_1/\lambda} dy_1 \text{ 'dir.}$$

Burada integralin çözümü için değişken değiştirme yöntemi kullanılın ve $u = \frac{y_1}{\lambda}$ olsun.

Diferansiyelleri $du = \frac{1}{\lambda} dy_1$ olacaktır. $\int_0^\infty y_1^{2n-1} e^{-y_1/\lambda} dy_1$ integrali,(sınırlar yine aynı olacaktır),

$$\int_0^\infty (u\lambda)^{2n-1} e^{-u} \lambda du = \lambda^{2n} \underbrace{\int_0^\infty u^{2n-1} e^{-u} du}_{\Gamma(2n)} = \lambda^{2n} \Gamma(2n)$$

şeklinde elde edilir. Buna göre $g(y_2)$,

$$g(y_2) = \frac{(y_2(1-y_2))^{n-1}}{(\Gamma(n))^2 \lambda^{2n}} \lambda^{2n} \Gamma(2n) = \begin{cases} \frac{\Gamma(2n)}{\Gamma(n)\Gamma(n)} y_2^{n-1} (1-y_2)^{n-1}, & 0 < y_2 < 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

olarak elde edilir. $Y_2 \sim Beta(\alpha = n, \beta = n)$ dağılımına sahip raslantı değişkenidir.

Hatırlatma: $X \sim Beta(\alpha, \beta)$ dağılımına sahip bir raslantı değişkeni olsun. X raslantı değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}, & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

birimindedir.

9. X_1 ve X_2 standart normal dağılıma sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin.

$$Y_1 = X_1 + X_2 \text{ ve } Y_2 = \frac{X_1}{X_2} \text{ ise,}$$

- a. $g(y_1, y_2)$ bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.
- b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulunuz.

Cözüm:

$Y_1 = X_1 + X_2$ ve $Y_2 = \frac{X_1}{X_2}$ raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak

için Dönüşüm Yönteminden yararlanılsın. X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları, $x_1 = \frac{y_1 y_2}{1+y_2}$

ve $x_2 = \frac{y_1}{1+y_2}$ olacaktır.

Jakobien matrisi ve bu matrisin determinantının mutlak değeri,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \frac{y_2}{1+y_2} & \frac{y_1}{(1+y_2)^2} \\ \frac{1}{1+y_2} & -\frac{y_1}{(1+y_2)^2} \end{vmatrix} \text{ ve } |\det J| = \frac{y_1}{(1+y_2)^2}$$

olarak bulunur. $g(y_1, y_2)$ 'nin hesaplanabilmesi için X_1 ve X_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonuna ihtiyaç vardır. $X_i \sim N(0,1)$ $i=1,2$ aynı dağılımlı raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının $f(x_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x_i^2/2}$, $-\infty < x_i < +\infty$, $i=1,2$ biçiminde olduğu biliniyor. Bu raslantı değişkenlerinin bağımsız oldukları da bilindiğine göre, $f(x_1, x_2)$,

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi} e^{-(x_1^2 + x_2^2)/2}, \quad -\infty < x_1, x_2 < +\infty \text{ olacaktır. O halde } g(y_1, y_2),$$

$$g(y_1, y_2) = \underbrace{\frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1^2 y_2^2}{(1+y_2)^2} + \frac{y_1^2}{(1+y_2)^2}\right)}}_{f(h_1(y_1, y_2), h_2(y_1, y_2))} \underbrace{\frac{y_1}{(1+y_2)^2}}_{|\det J|}, \quad -\infty < y_1 < +\infty, -\infty < y_2 < +\infty, y_2 \neq -1 \text{ düzenlenirse,}$$

$$g(y_1, y_2) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1^2(1+y_2^2)}{(1+y_2)^2}\right)} \frac{y_1}{(1+y_2)^2}, & -\infty < y_1 < +\infty, -\infty < y_2 < +\infty, y_2 \neq -1 \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

b. $g(y_2)$ marjinal olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(y_2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y_1^2(1+y_2^2)}{(1+y_2)^2}\right)} \frac{y_1}{(1+y_2)^2} dy_1 \text{ 'dir.}$$

Burada integralin çözümü için değişken değiştirme yöntemi kullanılın ve $u = \frac{1}{2}\left(\frac{y_1^2(1+y_2^2)}{(1+y_2)^2}\right)$

olsun. Diferansiyelleri $du = \frac{1}{2}2y_1\left(\frac{(1+y_2^2)}{(1+y_2)^2}\right)dy_1 \Rightarrow \frac{du}{(1+y_2^2)} = \frac{y_1 dy_1}{(1+y_2)^2}$ olacaktır. İntegral tekrar

düzenlenirse,(sınırlara dikkat edilirse, y_1 'in karesel olması sebebiyle $-\infty$ 'dan 0'a kadar olan sınırı ile 0' dan ∞ 'a kadar olan sınırında u nun sınırları 0' dan ∞ 'a kadar olacaktır. Bu yüzden de 2 ile çarpılmıştır.),

$$= 2 \int_0^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-u} \frac{du}{(1+y_2^2)} = \frac{1}{\pi(1+y_2^2)} \underbrace{\int_0^{\infty} e^{-u} du}_{-e^{-u}|_0^{\infty} = 1} = \frac{1}{\pi(1+y_2^2)}$$

$$g(y_2) = \begin{cases} \frac{1}{\pi(1+y_2^2)}, & -\infty < y_2 < \infty \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

şeklinde elde edilir. $Y_2 \sim Cauchy(\alpha = 0, \beta = 1)$ (standart cauchy) dağılımına sahip raslantı değişkenidir.

Hatırlatma: $X \sim Cauchy(\alpha, \beta)$ dağılımına sahip bir raslantı değişkeni olsun. X raslantı değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\beta\left[1+\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^2\right]}, & -\infty < x < +\infty \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

biçimindedir.

10. X_1 ve X_2 , $Uniform(1, \beta)$ dağılımına sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Y_1 = X_1 X_2$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu dönüşüm yöntemiyle bulunuz.

Çözüm:

$Y_1 = X_1 X_2$ raslantı değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonunu bulmak için *Dönüşüm Yönteminden* yararlanılsın. İlk olarak X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları elde edilsin. $Y_1 = X_1 X_2$ olduğuna göre dönüşüm yönteminden yararlanabilmek için yeni bir raslantı değişkeni $Y_2 = X_2$ olarak tanımlansın. X_1 ve X_2 'nin ters dönüşüm fonksiyonları, $x_1 = y_1 / y_2$ ve $x_2 = y_2$ olacaktır.

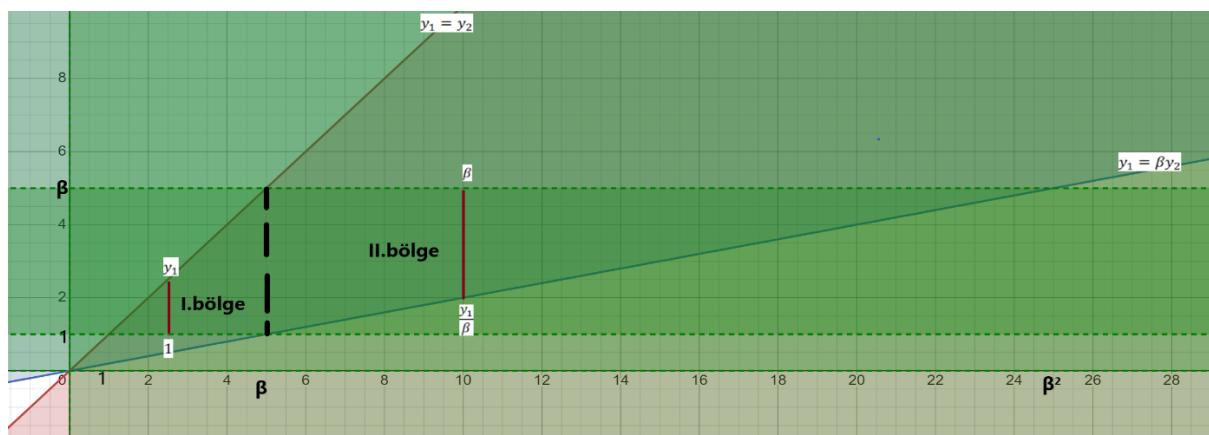
Jakobien matrisi ve bu matrisin determinantının mutlak değeri,

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial y_1} & \frac{\partial x_1}{\partial y_2} \\ \frac{\partial x_2}{\partial y_1} & \frac{\partial x_2}{\partial y_2} \end{vmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -y_1 \\ y_2 & y_2^2 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ ve } |\det J| = \frac{1}{y_2}$$

olarak bulunur. $g(y_1, y_2)$ 'nin hesaplanabilmesi için X_1 ve X_2 raslantı değişkenlerinin bileşik olasılık fonksiyonuna ihtiyaç vardır. $X_i \sim Uniform(1, \beta)$ $i=1, 2$ aynı dağılımlı raslantı değişkenlerinin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının $f(x_i) = \frac{1}{\beta-1}$, $1 < x_i < \beta$, $i=1, 2$ biçiminde olduğu biliniyor. Bu raslantı değişkenlerinin bağımsız oldukları da bilindiğine göre, $f(x_1, x_2)$,

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{(\beta-1)^2}, \quad 1 < x_i < \beta, \quad \text{olacaktır. O halde } g(y_1, y_2),$$

$$g(y_1, y_2) = \frac{1}{(\beta-1)^2} \frac{1}{y_2}, \quad 1 < y_2 < \beta, \quad y_2 < y_1 < \beta y_2 \quad \text{şeklinde elde edilir.}$$



$g(y_1)$ marginal olasılık yoğunluk fonksiyonu,

$$g(y_1) = \begin{cases} \int_1^{y_1} \frac{1}{(\beta-1)^2} \frac{1}{y_2} dy_2, & 1 < y_1 < \beta \\ \int_{\frac{y_1}{\beta}}^{\beta} \frac{1}{(\beta-1)^2} \frac{1}{y_2} dy_2, & \beta < y_1 < \beta^2 \\ 0, & \text{o.d} \end{cases}$$

düzenlenirse,

$$g(y_1) = \begin{cases} \frac{\ln y_1}{(\beta-1)^2}, & 1 < y_1 < \beta \\ \frac{2 \ln \beta - \ln y_1}{(\beta-1)^2}, & \beta < y_1 < \beta^2 \\ 0, & \text{o.d} \end{cases}$$

olarak elde edilir.

11. X_1, X_2, \dots, X_n , sırasıyla $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ parametreleriyle Poisson dağılımına sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. Bu değişkenlerin toplamının λ parametresi ile Poisson dağılımına sahip olduğunu moment çikaran fonksiyon yöntemiyle gösteriniz.

Çözüm: X raslantı değişkeni $X \sim P(\lambda)$ dağılımına sahip ise moment çikaran fonksiyonun,

$M_X(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$ olduğu bilinmektedir. Bu değişkenlerin toplamı $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ raslantı değişkeni ile ifade edilsin. Parametreler toplamı ise, $\lambda = \sum_{i=1}^n \lambda_i$ olsun. O halde $Y = \sum_{i=1}^n X_i$ raslantı değişkenin dağılımını bulmak için *Moment Çikaran Fonksiyon Yönteminden* yararlanılsın.

$$\begin{aligned}
M_Y(t) &= E(e^{tY}) = E(e^{t(X_1+X_2+\dots+X_n)}) = M_{X_1}(t)M_{X_2}(t)\dots M_{X_n}(t) \\
&= e^{\lambda_1(e^t-1)}e^{\lambda_2(e^t-1)}\dots e^{\lambda_n(e^t-1)} \\
&= e^{(\lambda_1+\lambda_2+\dots+\lambda_n)(e^t-1)} \\
&= e^{\lambda(e^t-1)}
\end{aligned}$$

Böylece $Y \sim P(\lambda)$ raslantı değişkenin λ parametresiyle Poisson dağıldığı gösterilmiştir.

12. $X_i \sim N(0,1)$ $i=1,2,3,4$ bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Y = X_1 - X_2 - 2X_3 + X_4$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunu moment çeken fonksiyon yöntemi ile bulunuz.

Cözüm:

Aynı dağılımlı $X_i \sim N(0,1)$ $i=1,2,3,4$ bağımsız raslantı değişkenleri için moment çeken fonksiyonun $M_{X_i}(t) = e^{\frac{t^2}{2}}$ olduğu biliniyor. Y raslantı değişkenin moment çeken fonksiyonu,

$$\begin{aligned}
M_Y(t) &= E(e^{tY}) = E(e^{t(X_1-X_2-2X_3+X_4)}) = M_{X_1}(t)M_{X_2}(-t)M_{X_3}(-2t)M_{X_4}(t) \\
&= e^{\frac{t^2}{2}}e^{\frac{t^2}{2}}e^{\frac{4t^2}{2}}e^{\frac{t^2}{2}} \\
&= e^{\frac{7t^2}{2}} \Rightarrow \mu = 0, \sigma^2 = 7
\end{aligned}$$

biçiminde elde edilir. Y raslantı değişkenin $Y \sim N(0,7)$ dağılımına sahiptir. Buradan $g(y)$,

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{7}}e^{-\frac{1}{2}\frac{y^2}{7}}, & -\infty < y < +\infty \\ 0, & \text{o.d.} \end{cases}$$

13. $X_1 \sim N(0,1)$, $X_2 \sim N(1,1)$, $X_3 \sim N(1,9)$ ve $X_4 \sim N(2,4)$ bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Y = X_1 - 2X_2 + 3X_3 - X_4$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkenin olasılık yoğunluk fonksiyonunu moment çeken fonksiyon yöntemi ile bulunuz.

Çözüm:

$X_1 \sim N(0,1)$, $X_2 \sim N(1,1)$, $X_3 \sim N(1,9)$ ve $X_4 \sim N(2,4)$ bağımsız raslantı değişkenleri için moment çikaran fonksiyonları sırasıyla, $M_{X_1}(t) = e^{\frac{t^2}{2}}$, $M_{X_2}(t) = e^{\frac{t+4t^2}{2}}$, $M_{X_3}(t) = e^{\frac{t+9t^2}{2}}$ ve $M_{X_4}(t) = e^{\frac{2t+4t^2}{2}}$ olduğu biliniyor. Y raslantı değişkenin moment çikaran fonksiyonu,

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= E(e^{tY}) = E\left(e^{t(X_1-2X_2+3X_3-X_4)}\right) = M_{X_1}(t)M_{X_2}(-2t)M_{X_3}(3t)M_{X_4}(-t) \\ &= e^{\frac{t^2}{2}} e^{-2t+\frac{(-2t)^2}{2}} e^{3t+\frac{9(3t)^2}{2}} e^{2(-t)+\frac{4t^2}{2}} \\ &= e^{45t^2-t} \Rightarrow \mu = -1, \sigma^2 = 90 \end{aligned}$$

biçiminde elde edilir. Y raslantı değişkenin $Y \sim N(-1, 90)$ dağılımına sahiptir. Buradan $g(y)$,

$$g(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{90}} e^{\frac{-1(y+1)^2}{2 \cdot 90}}, & -\infty < y < +\infty \\ 0, & \text{o.d} \end{cases} \quad \text{olacaktır.}$$

14. X_i , $i = 1, 2, \dots, k$ bağımsız raslantı değişkenlerine ait moment çikaran fonksiyon aşağıda verilmiştir.

$$M_{X_i}(t) = \left(c + \frac{7}{8}e^t\right)^{n_i}$$

a. c sabitini bulunuz.

b. $Y = \sum_{i=1}^k X_i$ raslantı değişkeninin dağılımını moment çikaran yönteminden yararlanarak bulunuz.

c. $E(Y)$ beklenen değerini bulunuz.

Çözüm:

a. Herhangi bir X_i raslantı değişkeni için $t=0$ olması durumunda $M_{X_i}(t=0) = 1$ olmalıdır. O halde

$$c, \quad M_{X_i}(0) = \left(c + \frac{7}{8}e^0\right)^{n_i} = 1 \Rightarrow c = \frac{1}{8} \text{ olarak bulunur.}$$

b. $Y = \sum_{i=1}^k X_i$ raslantı değişkeninin dağılımı, Moment Çıkaran Fonksiyon Yönteminden yararlanılarak,

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= E(e^{tY}) = E\left(e^{t(X_1+X_2+\dots+X_k)}\right) = M_{X_1}(t)M_{X_2}(t)\dots M_{X_k}(t) \\ &= \left(\frac{1}{8} + \frac{7}{8}e^t\right)^{n_1} \left(\frac{1}{8} + \frac{7}{8}e^t\right)^{n_2} \dots \left(\frac{1}{8} + \frac{7}{8}e^t\right)^{n_k} \\ &= \left(\frac{1}{8} + \frac{7}{8}e^t\right)^{\sum_{i=1}^k n_i} \end{aligned}$$

$Y \sim Binom\left(\sum_{i=1}^k n_i, p = \frac{1}{8}\right)$ şeklinde elde edilir.

c. $Y \sim Binom\left(\sum_{i=1}^k n_i, p = \frac{1}{8}\right)$ dağılıma sahip olduğu bilindiğine göre $E(Y)$,

$$E(Y) = \left(\sum_{i=1}^k n_i\right) \text{ olacaktır. (X raslantı değişkeni } X \sim Binom(n, p) \text{ ise } E(X) = np \text{ 'dir)}$$

15. $X \sim NegatifBinom(k, p)$ ve $Y \sim NegatifBinom(m, p)$ dağılımına sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Z = X + Y$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkenin dağılımını bulunuz.

Cözüm: $Z = X + Y$ biçiminde tanımlanan raslantı değişkenin dağılımını bulmak için Moment Çıkaran Fonksiyon Yönteminden yararlanılsın. $X \sim NegatifBinom(k, p)$ ise moment çıkarılan fonksiyonun, $M_X(t) = \left(\frac{pe^t}{1-qe^t}\right)^k$, $Y \sim NegatifBinom(m, p)$ ise moment çıkarılan fonksiyonun,

$M_Y(t) = \left(\frac{pe^t}{1-qe^t}\right)^m$ olduğu biliniyor. $Z = X + Y$ raslantı değişkenin moment çıkarılan fonksiyonu,

$$\begin{aligned} M_Z(t) &= E(e^{tZ}) = E(e^{t(X+Y)}) = M_X(t)M_Y(t) = \left(\frac{pe^t}{1-qe^t}\right)^k \left(\frac{pe^t}{1-qe^t}\right)^m \\ &= \left(\frac{pe^t}{1-qe^t}\right)^{m+k} \end{aligned}$$

biçiminde elde edilir. Z raslantı değişkenin dağılımı, $Z \sim NegatifBinom(k+m, p)$ olacaktır.

16. X_1, X_2, \dots, X_n sırasıyla $(r_1, \lambda), (r_2, \lambda), \dots, (r_n, \lambda)$ parametreleriyle $Gamma(r_i, \lambda)$ dağılımına sahip bağımsız raslantı değişkenleri olarak verilsin. $Y = \sum_{i=1}^k X_i$ raslantı değişkeninin dağılımını moment çıkararak yönteminden yararlanarak bulunuz.

Çözüm: $X_i \sim Gamma(r_i, \lambda)$ ise $M_{X_i}(t) = (1 - \lambda t)^{-r_i}$ 'dir. $Y = \sum_{i=1}^k X_i$ raslantı değişkeninin moment çıkararak fonksiyonu,

$$\begin{aligned} M_Y(t) &= E(e^{tY}) = E\left(e^{t(X_1 + X_2 + \dots + X_n)}\right) = M_{X_1}(t)M_{X_2}(t)\dots M_{X_n}(t) \\ &= (1 - \lambda t)^{-r_1} (1 - \lambda t)^{-r_2} \dots (1 - \lambda t)^{-r_n} \\ &= (1 - \lambda t)^{-\sum_{i=1}^n r_i} \end{aligned}$$

birimde elde edilir. Y raslantı değişkenin dağılımı, $Y \sim Gamma(\sum_{i=1}^n r_i, \lambda)$ olacaktır.