Brzegowy rozkład prawdopodobieństwa

Brzegowym rozkładem prawdopodobieństwa zmiennej X nazywamy (jednoargumentową) funkcję P_X(x_i):

$$P_X(x_i) \equiv P(X = x_i) = \sum_j P(\{X = x_i\} \cap \{Y = y_j\}) = \sum_j P_{X,Y}(x_i, y_j)$$

- Analogicznie: $P_Y(y_i) = \sum P_{X,Y}(x_i, y_i)$
- Przykład: dwukrotny rzut monetą
- X liczba orłów w pierwszym rzucie Y – liczba orłów w dwóch rzutach

	x _i	0	1	
	$P_X(x_i)$	1/2	1/2	
1	y _j	0	1	2
	$P_Y(y_j)$	1/4	1/2	1/4

y_j x_i	0	1	P _Y (y _j)
0	1/4	0	=1/4
1	1/4	1/4	=1/2
2	0	1/4	=1/4
$P_X(x_i)$	=1/2	=1/2	=1

RPiS 2013/2014

Łączna dystrybuanta

Łączna dystrybuanta

$$F_{X,Y}(x,y) = P[X \le x, Y \le y] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(u,v) \, du \, dv$$

- Własności
 - 1. $F_{X,Y}(-\infty, y) = F_{X,Y}(x, -\infty) = 0$
 - 2. $F_{x,y}(+\infty,+\infty)=1$
 - 3. $dla x_1 \le x_2 i y_1 \le y_2 \quad F_{X,Y}(x_1, y_1) \le F_{X,Y}(x_2, y_2)$
 - 4. $\lim_{\delta \to 0^+} F_{X,Y}(x+\delta,y) = \lim_{\delta \to 0^+} F_{X,Y}(x,y+\delta) = F_{X,Y}(x,y)$
 - 5. $f_{X,Y}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x,y)$
 - 6. $P[a < X \le b, c < Y \le d] = F_{X,Y}(b,d) F_{X,Y}(b,c)$

$$-F_{X,Y}(a,d)+F_{X,Y}(a,c)$$

RPiS 2013/2014

Łączna dystrybuanta

7.
$$F_X(x) = P[X \le x] = P[X \le x, Y < +\infty] = F_{X,Y}(x, +\infty)$$

 $F_Y(y) = F_{X,Y}(+\infty, y)$

- Prowadzi to do dystrybuanty brzegowej
- Dystrybuanta brzegowa zmiennej X to $F_X(x) = \lim F_{X,Y}(x,y)$

a stąd brzegowe funkcje gęstości prawdopodobieństwa

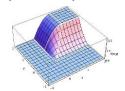
$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{d}{dx} F_{X,Y}(x, +\infty) =$$

$$= \frac{d}{dx} \left[\int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(u, v) du dv \right] = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, v) dv$$

RPiS 2013/2014

Niezależność zmiennych losowych

Przykład: łączna funkcja gęstości określona na trójkącie



- Zmienne losowe X,Y tworzące
- wektor losowy są niezależne gdy

$$\forall x, y \quad F_{X,Y}(x, y) = F_X(x)F_Y(y)$$

co jest równoważne

$$\forall x, y \quad P_{X,Y}(x, y) = P_X(x)P_Y(y)$$
$$\forall x, y \quad f_{X,Y}(x, y) = f_X(x)f_Y(y)$$

RPiS 2013/2014

Wektor losowy – przypadek n>2

• Syt.: dany jest n-wymiarowy wektor losowy \overrightarrow{X} , z którego tworzymy wielowymiarową zmienną losową \vec{Y} : $\vec{Y} = \vec{Y}(\vec{X})$

rozwijamy wokół Y=E(X), zostawiając człony liniowe

$$Y_{i} = \underbrace{Y_{i}(E(\overrightarrow{X}))}_{E(Y_{i})} + \sum_{j} \left(\frac{\partial Y_{j}}{\partial X_{j}} \right) \Big|_{\overrightarrow{X} = E(\overrightarrow{X})} \left(X_{j} - E(X_{j}) \right) + \dots$$

$$Y_{i} - E(Y_{i}) = \sum_{j} \left(\frac{\partial Y_{i}}{\partial X_{j}} \right) \Big|_{\overrightarrow{X} = E(\overrightarrow{X})} \left(X_{j} - E(X_{j}) \right)$$

RPiS 2013/2014

Prawo przenoszenia błędów

$$cov(Y_k, Y_q) = E[(Y_k - E(Y_k))(Y_q - E(Y_q))] =$$

$$= E \left[\sum_{l} \left(\frac{\partial Y_{i}}{\partial X_{l}} \right)_{|\overline{X} = E(\overline{X})} (X_{l} - E(X_{l})) \sum_{m} \left(\frac{\partial Y_{q}}{\partial X_{m}} \right)_{|\overline{X} = E(\overline{X})} (X_{m} - E(X_{m})) \right] =$$

$$=\sum_{l,m}\left(\frac{\partial Y_k}{\partial X_l}\right)_{\left|\overrightarrow{X}=E(\overrightarrow{X})}\left(\frac{\partial Y_q}{\partial X_m}\right)_{\left|\overrightarrow{X}=E(\overrightarrow{X})}E\left[\left(X_l-E(X_l)\right)\left(X_m-E(X_m)\right)\right]=$$

$$= \sum_{l,m} \left(\frac{\partial Y_k}{\partial X_l} \right) \bigg|_{\overrightarrow{X} = E(\overrightarrow{X})} \left(\frac{\partial Y_q}{\partial X_m} \right) \bigg|_{\overrightarrow{X} = E(\overrightarrow{X})} cov(X_l, X_m)$$

$$= \underbrace{\sum_{l,m} \left(\frac{\partial Y_k}{\partial X_l} \right)_{|\vec{X} = E(\vec{X})}}_{|\vec{X} = D(\vec{X})} \underbrace{\left(\frac{\partial Y_q}{\partial X_m} \right)_{|\vec{X} = E(\vec{X})}}_{|\vec{X} = E(\vec{X})} \underbrace{cov(X_l, X_m)}_{|\vec{X} = E(\vec{X})}$$

$$= \underbrace{\left[C(Y) \right]_{l,m}}_{l,m} = \underbrace{cov(X_l, X_m)}_{l,m}; \underbrace{\left[C(Y) \right]_{k,q}}_{l,m} = \underbrace{cov(Y_k, Y_q)}_{l,m}; \quad T_{l,j} = \underbrace{\left(\frac{\partial Y_l}{\partial X_j} \right)_{|\vec{Y} = E(\vec{X})}}_{|\vec{X} = E(\vec{X})}$$

$$[C(Y)]_{k,q} = \sum_{l=1}^{n} T_{k,l} T_{q,m} [C(X)]_{l,m} = \sum_{l=1}^{n} T_{k,l} [C(X)]_{l,m} T_{m,q}^{T}$$

RPiS 2013/2014

Wektor losowy – przypadek n>2

Syt.: dany jest n-wymiarowy wektor losowy \overrightarrow{X} , z którego tworzymy zmienną losową (jednowymiarową) Z: $Z = a_0 + a_1 X_1 + \ldots + a_n X_n$

$$E(Z) = a_0 + a_1 E(X_1) + \dots + a_n E(X_n)$$

$$var(Z) = \left[\sum_{k=1}^n a_k^2 var(X_k) \right] + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{k=i+1}^n a_i a_k cov(X_i, X_k) =$$

$$K_{X_1,\dots,X_n} = \begin{pmatrix} var(X_1) & cov(X_1,X_2) & \dots & cov(X_1,X_n) \\ cov(X_1,X_2) & var(X_2) & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ cov(X_1,X_n) & \dots & \dots & var(X_n) \end{pmatrix}$$

RPiS 2013/2014

Wielowymiarowy rozkład normalny

Łączna gęstość prawdopodobieństwa

$$f_{\vec{X}}(\vec{x}) = \left(\frac{\det(K^{-1})}{(2\pi)^n}\right)^{1/2} e^{\frac{-1}{2}(\vec{x} - \vec{a})^T K^{-1}(\vec{x} - \vec{a})}$$

 \overrightarrow{X} – wektor n zmiennych losowych K – macierz kowariancji nxn \overrightarrow{a} – stały wektor n liczb ($\overrightarrow{E(X)} = \overrightarrow{a}$)

dla n=2

$$K^{-1} = \frac{1}{var(X_1)var(X_2) - (cov(X_1, X_2))^2} \begin{pmatrix} var(X_2) & -cov(X_1, X_2) \\ -cov(X_1, X_2) & var(X_1) \end{pmatrix}$$

Standaryzacja $U_i = \frac{X_i - a_i}{\sigma(X_i)}$ dla n=2 prowadzi do

$$f_{\overline{U}}(u_1, u_2) = \left(\frac{\det(K^{-1})}{(2\pi)^2}\right)^{1/2} e^{\frac{-1}{2}\overline{u}^T K^{-1}\overline{u}}$$

ρ to współczynnik korelacji u₁ i u₂ $K^{-1} = \frac{1}{1 - \rho^2} \begin{pmatrix} 1 & -\rho \\ -\rho & 1 \end{pmatrix}$

RPiS 2013/2014

Wielowymiarowy rozkład normalny - elipsa kowariancji

Łączna gęstość prawdopodobieństwa

$$f_{\vec{U}}(u_1, u_2) = const \rightarrow \vec{u}^T K^{-1} \vec{u} = const \rightarrow$$

$$\frac{1}{1-\rho^2}(u_1^2 + u_2^2 - 2u_1u_2\rho) = const \to$$

$$\frac{1}{1-\rho^2} \left(\frac{(x_1 - a_1)^2}{(\sigma(X_1))^2} + \frac{(x_2 - a_2)^2}{(\sigma(X_2))^2} - 2\rho \frac{(x_1 - a_1)}{\sigma(X_1)} \frac{(x_2 - a_2)}{\sigma(X_2)} \right) = const$$

 Jest to równanie elipsy zwanej dla const=1 elipsą kowariancji. Prawdopodobieństwo wystąpienia zmiennych losowych wewnątrz elipsy kowariancji jest niezależna od $\sigma(X_1), \sigma(X_2)$ i ρ .

RPiS 2013/2014

Transformacje wektorów losowych

- Syt. $\vec{Z} = g(\vec{X})$
- Przypadek dyskretny: grupujemy te wartości \overrightarrow{X} , które dają te same wartości \overrightarrow{Z} i dodajemy prawdopodobieństwa. Otrzymujemy rozkład prawdopodobieństwa wektora losowego \vec{Z} .
- Przypadek ciągły:

I sposób: (zał. Z jest jednowymiarowe czyli $Z = g(X_1, X_2, ..., X_n)$) $F_z(z) =$ $f_{\overline{y}}(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n$

$$f_{\overline{X}}(x_1, x_2, ..., x_n) dx_1 ... dx_n$$

Znając dystrybuantę obliczamy (łączną) funkcję gęstości prawdopodobieństwa.

Dla Z n-wymiarowej całkujemy po wszystkich zdarzeniach dla których $Z_1(A) \le z_1 \wedge Z_2(A) \le z_2 \wedge ... \wedge Z_n(A) \le z_n$.

RPiS 2013/2014

RPiS 2013/2014

Transformacje wektorów losowych

Przypadek ciągły:

II sposób:

1. n=2 czyli $(X,Y)\rightarrow (V,W)$ czyli $V=g_1(X,Y)$, $W=g_2(X,Y)$

2. istnieją jednoznaczne funkcje h_1 : $X=h_1(V,W)$ i h_2 : $Y=h_2(V,W)$

3. dla każdego x,y funkcje g₁ i g₂ mają ciągłe pochodne cząstkowe

$$J_{(X,Y)} \equiv \begin{vmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial x} & \frac{\partial g_1}{\partial y} \\ \frac{\partial g_2}{\partial x} & \frac{\partial g_2}{\partial y} \end{vmatrix} \neq 0$$

$$f_{V,W}(v,w) = f_{X,Y}(x(v,w), y(v,w)) |J_{(X,Y)}|^{-1}$$

RPiS 2013/2014

Transformacja Box-Mullera

 X₁, X₂ mają rozkłady jednorodne na przedziale (0,1); wtedy $Y_1 = \sqrt{-2ln(X_1)}\cos(2\pi X_2)$ i $Y_2 = \sqrt{-2ln(X_1)}\sin(2\pi X_2)$

mają rozkłady N(0,1). f(Y₁=y) _{0,2}