

Primer: transformacije

Naj bo sedaj $f : (x, y) \mapsto (u, v)$ transformacija slučajnega vektorja (X, Y) v slučajni vektor (U, V) določena z zvezama $u = u(x, y)$ in $v = v(x, y)$ – torej $U = u(X, Y)$ in $V = v(X, Y)$.

Porazdelitveni zakon za nov slučajni vektor (U, V) je

$$\begin{aligned} F_{U,V}(u, v) &= P(U < u, V < v) = P((U, V) \in A(u, v)) = \\ &= P((X, Y) \in f^{-1}(A(u, v))) \end{aligned}$$

Pri zvezno porazdeljenem slučajnem vektorju (X, Y) z gostoto $p(x, y)$ je

$$F_{U,V}(u, v) = \int \int_{f^{-1}(A(u, v))} p(x, y) dx dy$$

...Primer: transformacije

Če je f bijektivna z zveznimi parcialnimi odvodi, lahko nadaljujemo

$$F_{U,V}(u, v) = \int \int_{A(u,v)} p(x(u, v), y(u, v)) |J(u, v)| du dv$$

kjer je $J(u, v)$ Jacobijeva determinanta.

Za gostoto $q(u, v)$ vektorja (U, V) dobimo od tu

$$q(u, v) = p(x(u, v), y(u, v)) |J(u, v)|$$

Pogojne porazdelitve

Naj bo B nek mogoč dogodek, tj. $P(B) > 0$. Potem lahko vpeljemo *pogojno porazdelitveno funkcijo*

$$F(x|B) = P(X < x|B) = \frac{P(X < x, B)}{P(B)}$$

V diskretnem primeru je: $p_{ik} = P(X = x_i, Y = y_k)$, $B = (Y = y_k)$ in $P(B) = P(Y = y_k) = q_k$. Tedaj je pogojna porazdelitvena funkcija

$$\begin{aligned} F_X(x|y_k) &= F_X(x|Y = y_k) = P(X < x|Y = y_k) = \\ &= \frac{P(X < x, Y = y_k)}{P(Y = y_k)} = \frac{1}{q_k} \sum_{x_i < x} p_{ik} \end{aligned}$$

Vpeljimo *pogojno verjetnostno funkcijo* z $p_{i|k} = \frac{p_{ik}}{q_k}$.

Tedaj je $F_X(x|y_k) = \sum_{x_i < x} p_{i|k}$.

Zvezne pogojne porazdelitve

Postavimo $B = (y \leq Y < y + h)$ za $h > 0$ in zahtevajmo $P(B) > 0$.

$$\begin{aligned} F_X(x|B) &= P(X < x|B) = \frac{P(X < x, y \leq Y < y + h)}{P(y \leq Y < y + h)} = \\ &= \frac{F(x, y + h) - F(x, y)}{F_Y(y + h) - F_Y(y)} \end{aligned}$$

Če limita za $h \rightarrow 0$

$$F_X(x|y) = F_X(x|Y = y) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{F(x, y + h) - F(x, y)}{F_Y(y + h) - F_Y(y)}$$

obstaja, jo imenujemo *pogojna porazdelitvena funkcija* slučajne spremenljivke X glede na dogodek $(Y = y)$.

Gostota zvezne pogojne porazdelitve

Naj bosta gostoti $p(x, y)$ in $p_Y(y)$ zvezni ter $p_Y(y) > 0$. Tedaj je

$$F_X(x|y) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\frac{F(x, y+h) - F(x, y)}{h}}{\frac{F_Y(y+h) - F_Y(y)}{h}} = \frac{\frac{\partial F}{\partial y}(x, y)}{F'_Y(y)} = \frac{1}{p_Y(y)} \int_{-\infty}^x p(u, y) du$$

oziroma, če vpeljemo *pogojno gostoto*

$$p_X(x|y) = \frac{p(x, y)}{p_Y(y)}$$

tudi $F_X(x|y) = \int_{-\infty}^x p_X(u|y) du$.

V primeru dvorazsežne normalne porazdelitve dobimo

$$p_X(x|y) : N(\mu_x + \rho \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \mu_y), \sigma_x \sqrt{1 - \rho^2}).$$

Matematično upanje

Matematično upanje EX (pričakovana vrednost) je posplošitev povprečne

vrednosti diskretne spremenljivke X :

$$\begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \cdots & x_n \\ p_1 & p_2 & \cdots & p_n \end{pmatrix}$$

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n x_i k_i = \sum_{i=1}^n x_i f_i$$

od koder izhaja

$$EX = \sum_{i=1}^n x_i p_i$$

Diskretna slučajna spremenljivka X z verjetnostno funkcijo p_k ima matematično upanje $EX = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p_i$, če je $\sum_{i=1}^{\infty} |x_i| p_i < \infty$.

Zvezna slučajna spremenljivka X z gostoto $p(x)$ ima matematično upanje $EX = \int_{-\infty}^{\infty} xp(x)dx$, če je $\int_{-\infty}^{\infty} |x|p(x)dx < \infty$.

... Matematično upanje

Primeri slučajnih spremenljivk, za katere matematično upanje ne obstaja:

Diskretna: $x_k = (-1)^{k+1} 2^k / k$, $p_k = 2^{-k}$

Zvezna: $X : p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$ – Cauchyeva porazdelitev

Lastnosti matematičnega upanja

Naj bo a realna konstanta. Če je $P(X = a) = 1$, $\mathbf{E}X = a$.

Slučajna spremenljivka X ima matematično upanje natanko takrat, ko ga ima slučajna spremenljivka $|X|$. Velja $|\mathbf{E}X| \leq \mathbf{E}|X|$. Za diskretno slučajno spremenljivko je $\mathbf{E}|X| = \sum_{i=1}^{\infty} |x_i|p_i$, za zvezno pa $\mathbf{E}|X| = \int_{-\infty}^{\infty} |x|p(x)dx$.

Velja splošno: matematično upanje funkcije $f(X)$ obstaja in je enako za diskretno slučajno spremenljivko $\mathbf{E}f(X) = \sum_{i=1}^{\infty} f(x_i)p_i$, za zvezno pa $\mathbf{E}f(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x)p(x)dx$, če ustrezeni izraz absolutno konvergira.

Naj bo a realna konstanta. Če ima slučajna spremenljivka X matematično upanje, potem ga ima tudi spremenljivka aX in velja $\mathbf{E}(aX) = a\mathbf{E}X$.

Če imata slučajni spremenljivki X in Y matematično upanje, ga ima tudi njuna vsota $X + Y$ in velja $\mathbf{E}(X + Y) = \mathbf{E}X + \mathbf{E}Y$.

... Lastnosti matematičnega upanja

Za primer dokažimo zadnjo lastnost za zvezne slučajne spremenljivke.

Naj bo p gostota slučajnega vektorja (X, Y) in $Z = X + Y$. Kot vemo, je $p_Z(z) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, z - x) dx$.

Pokažimo najprej, da Z ima matematično upanje.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}|X + Y| &= \mathbf{E}|Z| = \int_{-\infty}^{\infty} |z| p_Z(z) dz = \int_{-\infty}^{\infty} |z| \int_{-\infty}^{\infty} p(x, z - x) dx dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |x + y| p(x, y) dx dy \\ &\leq \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |x| p(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} |y| p(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} |x| p_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} |y| p_Y(y) dy = \mathbf{E}|X| + \mathbf{E}|Y| < \infty \end{aligned}$$

Sedaj pa še zvezo

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(X + Y) &= \mathbf{E}Z = \int_{-\infty}^{\infty} z p_Z(z) dz = \int_{-\infty}^{\infty} z \int_{-\infty}^{\infty} p(x, z - x) dx dz \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x + y) p(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x p(x, y) dx dy + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} y p(x, y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x p_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} y p_Y(y) dy = \mathbf{E}X + \mathbf{E}Y \end{aligned}$$

... Lastnosti matematičnega upanja

Torej je matematično upanje \mathbf{E} linearen funkcional

$$\mathbf{E}(aX + bY) = a\mathbf{E}X + b\mathbf{E}Y.$$

Z indukcijo posplošimo to na poljubno končno število členov

$$\mathbf{E}(a_1X_1 + a_2X_2 + \cdots + a_nX_n) = a_1\mathbf{E}X_1 + a_2\mathbf{E}X_2 + \cdots + a_n\mathbf{E}X_n$$

Če obstajata matematični upanji $\mathbf{E}X^2$ in $\mathbf{E}Y^2$, obstaja tudi matematično upanje produkta $\mathbf{E}XY$ in velja ocena $\mathbf{E}|XY| \leq \sqrt{\mathbf{E}X^2\mathbf{E}Y^2}$. Enakost velja natanko takrat, ko velja $Y = \pm\sqrt{\mathbf{E}X^2\mathbf{E}Y^2}X$ z verjetnostjo 1.

Če sta slučajni spremenljivki, ki imata matematično upanje, neodvisni, obstaja tudi matematično upanje njunega produkta in velja $\mathbf{E}XY = \mathbf{E}X \cdot \mathbf{E}Y$.

Opomba: obstajajo tudi odvisne spremenljivke, za katere velja gornja zveza. Spremenljivki, za kateri velja $\mathbf{E}XY \neq \mathbf{E}X \cdot \mathbf{E}Y$ imenujemo *korelirani*.

Disperzija

Disperzija ali *varianca* DX slučajne spremenljivke, ki ima matematično upanje, je določena z izrazom

$$DX = E(X - EX)^2$$

Disperzija je vedno nenegativna, $DX \geq 0$, je pa lahko tudi neskončna.

Velja zveza

$$DX = EX^2 - (EX)^2$$

Naj bo a realna konstanta. Če je $P(X = a) = 1$, je $DX = 0$.

$$D(aX) = a^2DX$$

Če obstaja DX in je a realna konstanta, obstaja tudi $E(X - a)^2$ in velja $E(X - a)^2 \geq DX$. Enakost velja natanko za $a = EX$.

Količino $\sigma X = \sqrt{DX}$ imenujemo *standardna deviacija* ali *standardni odklon*.

Standardizirane spremenljivke

Slučajno spremenljivko X *standardiziramo* s transformacijo

$$X_S = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

kjer sta $\mu = \mathbf{E}X$ in $\sigma = \sqrt{\mathbf{D}X}$.

Za X_S velja $\mathbf{E}X_S = 0$ in $\mathbf{D}X_S = 1$.

$$\mathbf{E}X_S = \mathbf{E}\frac{X-\mu}{\sigma} = \frac{\mathbf{E}(X-\mu)}{\sigma} = \frac{\mu-\mu}{\sigma} = 0$$

$$\mathbf{D}X_S = \mathbf{D}\frac{X-\mu}{\sigma} = \frac{\mathbf{D}(X-\mu)}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2-0}{\sigma^2} = 1$$

Matematična upanje in disperzije porazdelitev

porazdelitev	EX	DX
binomska $B(n, p)$	np	npq
Poissonova $P(\lambda)$	λ	λ
Pascalova $P(m, p)$	m/p	mq/p^2
geometrijska $G(p)$	$1/p$	q/p^2
enakomerna zv. $E(a, b)$	$(a + b)/2$	$(b - a)^2/12$
normalna $N(\mu, \sigma)$	μ	σ^2
gama $\Gamma(b, c)$	b/c	b/c^2
hi-kvadrat $\chi^2(n)$	n	$2n$

Kovarianca

Kovarianca $\text{Cov}(X, Y)$ slučajnih spremenljivk X in Y je določena z izrazom

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbf{E}((X - \mathbf{E}X)(Y - \mathbf{E}Y)) = \mathbf{E}XY - \mathbf{E}X\mathbf{E}Y$$

Velja: $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$ (simetričnost) in

$\text{Cov}(aX + bY, Z) = a\text{Cov}(X, Z) + b\text{Cov}(Y, Z)$ (bilinearnost).

Če obstajata $\mathbf{D}X$ in $\mathbf{D}Y$, obstaja tudi $\text{Cov}(X, Y)$ in velja

$$|\text{Cov}(X, Y)| \leq \sqrt{\mathbf{D}X\mathbf{D}Y} = \sigma_X\sigma_Y.$$

Enakost velja natanko takrat, ko je

$$Y - \mathbf{E}Y = \pm \frac{\sigma_Y}{\sigma_X} (X - \mathbf{E}X)$$

z verjetnostjo 1.

Spremenljivki X in Y sta nekorelirani natanko takrat, ko je $\text{Cov}(X, Y) = 0$.

Če imata spremenljivki X in Y končni disperziji, jo ima tudi njuna vsota $X + Y$ in velja

$$D(X + Y) = DX + DY + 2\text{Cov}(X, Y).$$

Če pa sta spremenljivki nekorelirani, je enostavno

$$D(X + Y) = DX + DY.$$

Zvezo lahko posplošimo na

$$D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n DX_i + \sum_{i \neq j} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

in za paroma nekorelirane spremenljivke

$$D\left(\sum_{i=1}^n X_i\right) = \sum_{i=1}^n DX_i.$$

Korelacijski koeficient

Korelacijski koeficient slučajnih spremenljivk X in Y je določen z izrazom

$$r(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

Velja $r(X, Y) = \frac{\mathbf{E}((X - \mathbf{E}X)(Y - \mathbf{E}Y))}{\sigma_X \sigma_Y} = \mathbf{E}(X_S Y_S)$.

Za $(X, Y) : N(\mu_x, \mu_y, \sigma_x, \sigma_y, \rho)$ je $r(X, Y) = \rho$. Torej sta normalno porazdeljeni slučajni spremenljivki X in Y neodvisni natanko takrat, ko sta nekorelirani.

Velja še: $-1 \leq r(X, Y) \leq 1$

$r(X, Y) = 0$ natanko takrat, ko sta X in Y nekorelirani.

$r(X, Y) = 1$ natanko takrat, ko je $Y = \frac{\sigma_Y}{\sigma_X}(X - \mathbf{E}X) + \mathbf{E}Y$ z verjetnostjo 1;

in je $r(X, Y) = -1$ natanko takrat, ko je $Y = -\frac{\sigma_Y}{\sigma_X}(X - \mathbf{E}X) + \mathbf{E}Y$ z verjetnostjo 1. Torej, če je $|r(X, Y)| = 1$, obstaja med X in Y linearna zveza z verjetnostjo 1.