

Valószínűségszámítás

2021. december 1.
Mészáros Szabolcs

Tárgyhonlap:
cs.bme.hu/valszam

A prezentáció anyagát és az abból készült videofelvételt a tárgy hallgatói jogosultak használni, kizárólag saját célra. A felvétel másolása, videómegosztókra való feltöltése részben vagy egészben tilos, illetve csak a tantárgyfelelős előzetes engedélyével történhet.

Copyright © 2021, BME VIK

Teljes várható érték tétele, folytonos eset

Állítás: Legyen X folytonos val. változó, sűrűségfüggvénye f_X .

Ha $\mathbb{E}(Y)$ véges, akkor

$$\mathbb{E}(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{E}(Y \mid X = x) f_X(x) dx$$

Példa: Válasszunk egyetlenesen véletlenszerűen egy X számot 0 és 1 között, majd válasszunk egyetlenesen véletlenszerűen egy Y számot X^2 és X között. Mennyi Y várható értéke?

Teljes várható érték tétele, folytonos eset

Mivel az Y “feltételes eloszlása” egyenletes az $[X^2, X]$ intervallumon, ezért

$$f_{Y|X}(y | x) = \begin{cases} \frac{1}{x-x^2} & \text{ha } x^2 < y < x \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

$$\mathbb{E}(Y | X = x) = \int_{-\infty}^{\infty} y \cdot f_{Y|X}(y | x) dy = \left[\frac{y^2}{2(x-x^2)} \right]_{x^2}^x = \frac{x+x^2}{2}$$

$$\mathbb{E}(Y) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{E}(Y | X = x) f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{x+x^2}{2} dx = \frac{5}{12}$$

Teljes valószínűség tétele

Kérdés: Ha a teljes várható érték tételének van több alakja, akkor a teljes valószínűség tételének is van?

Emlékeztető: (teljes eseményrendszerre)

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{i=1}^n \mathbb{P}(B \mid A_i) \cdot \mathbb{P}(A_i)$$

Köv.: X diszkrét val. változó, B esemény

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{k \in S_X} \mathbb{P}(B \mid X = k) \cdot \mathbb{P}(X = k)$$

Megj.: folytonos esetben az utóbbi értelmetlen

Teljes valószínűség tétele

Def.: Legyen X val. változó, A esemény. Ekkor A -nak az X -re vett *feltételes valószínűsége* az

$$x \mapsto \mathbb{E}(\mathbf{1}_A \mid X = x)$$

regressziós függvény. Jelölése: $\mathbb{P}(A \mid X = x)$

Tétel: (*Teljes valószínűség tétele*) Legyen X folytonos val. változó (sfv.: f_X). Ekkor tetszőleges A eseményre:

$$\mathbb{P}(A) = \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{P}(A \mid X = x) f_X(x) dx$$

Teljes valószínűség tétele

Példa: X : valszám vizsgára szánt felkészülési idő.

$$X \sim U(\varepsilon; 20) \quad 0 < \varepsilon \leq 20$$

x felkészülési idő esetén az ötös érdemjegy valószínűsége $\left(\frac{x}{21}\right)^2$

Mekkora eséllyel lehet ötöst kapni?

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{20-\varepsilon} & \text{ha } \varepsilon \leq x \leq 20 \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases} \quad \mathbb{P}(A \mid X = x) = \left(\frac{x}{21}\right)^2$$

Teljes valószínűség tétele

Példa (folyt.):

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A) &= \int_{\varepsilon}^{20} \left(\frac{x}{21}\right)^2 \frac{1}{20 - \varepsilon} dx = \\ &= \left[\frac{x^3}{3 \cdot 21^2(20 - \varepsilon)} \right]_{\varepsilon}^{20} = \frac{\varepsilon^2 + 20\varepsilon + 20^2}{3 \cdot 21^2}\end{aligned}$$

$\varepsilon = 1$ esetén ez 0,3182

Többdimenziós binomiális eloszlás

Kérdés: Hogyan általánosítható a binomiális eloszlás többdimenziós esetre?

Ötlet: legyenek X_1, \dots, X_m együttesen függetlenek, ahol minden i -re $X_i \sim B(n; p_i)$ valamilyen $0 < p_i < 1$ számokra.

Milyen problémát modellez ez? n kísérlet m -féle, független értelemben lehet sikeres vagy sikertelen? Ez nem túl realisztikus model.

Többdimenziós binomiális eloszlás

Példa: szabályos dobókocka, címkéi: 1 db 1-es, 2 db 2-es, 3 db 3-as.
13-szor dobunk. Mi a valószínűsége, hogy 3 db 1-est, 4 db 2-est és 6 db 3-ast látunk?

X_i : i értékű dobások száma

Klasszikus valószínűség:

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(X_1 = 3, X_2 = 4, X_3 = 6) &= \\ &= \frac{13!}{3!4!6!} \left(\frac{1}{6}\right)^3 \left(\frac{1}{3}\right)^4 \left(\frac{1}{2}\right)^6 \approx 0,05364\end{aligned}$$

Többdimenziós binomiális eloszlás

Def.: Az $\underline{X} = (X_1, \dots, X_m)$ val. vektorváltozó *polinomiális* (avagy *multinomiális*) eloszlású, $n \in \mathbb{N}$ és $(p_1, p_2, \dots, p_m) \in [0, 1]^m$ paraméterekkel, ha $p_1 + \dots + p_m = 1$ és

$$\mathbb{P}(X_1 = k_1, \dots, X_m = k_m) = \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_m!} p_1^{k_1} \dots p_m^{k_m}$$

minden $0 \leq k_i \leq n$ ($i = 1, \dots, m$) $k_1 + \dots + k_m = n$ esetén.

Megj.:

- A peremeloszlások binomiális eloszlásúak.
- A koordináták nem függetlenek.
- A peremeloszlások nem határozzák meg az együttes eloszlást.

Többdimenziós exponenciális eloszlás

Def.: Legyenek Y_1, Y_2, Y_3 együttesen független val. változók, ahol $Y_i \sim \text{Exp}(\lambda_i)$ ($i = 1, 2, 3$). Definiáljuk az $\underline{X} = (X_1, X_2)$ vektorváltozót: $X_1 = \min(Y_1, Y_3)$ és $X_2 = \min(Y_2, Y_3)$.

Az \underline{X} eloszlását Marshall–Olkin-féle kétváltozós exponenciális eloszlásnak hívják.

Megj.:

- A peremeloszlások exponenciálisak.
- A koordináták nem függetlenek.
- Ez nem folytonos eloszlás (együttes sfv értelemben), és nem is diszkrét.

Többdimenziós exponenciális eloszlás

Motiváció: örökifjú tulajdonság többdimenziós esetben?

Ötlet: $\mathbb{P}(\underline{X} > \underline{t} + \underline{s} \mid \underline{X} > \underline{s}) = \mathbb{P}(\underline{X} > \underline{t}) \quad \forall \underline{t}, \underline{s} \in [0, \infty)^2$

Ekkor \underline{X} koordinátái együttesen függetlenek és exponenciális eloszlásúak.

Másik ötlet: $\mathbb{P}(\underline{X} > t \cdot \underline{1} + \underline{s} \mid \underline{X} > \underline{s}) = \mathbb{P}(\underline{X} > t \cdot \underline{1})$

ahol $\underline{1} = (1, 1)$ $\forall t \geq 0 \quad \forall \underline{s} \in [0, \infty)^2$

Többdimenziós exponenciális eloszlás

Példa: Egy gépben két fontos alkatrész van. Élettartamukat jelölje X_1, X_2 . Tegyük fel, hogy az alkatrészek kora (s_1 és s_2) nem befolyásolja, hogy t idő alatt elromlik-e valamelyikük, vagyis

$$\begin{aligned}\mathbb{P}((X_1, X_2) > (t+s_1, t+s_2) \mid (X_1, X_2) > (s_1, s_2)) &= \\ &= \mathbb{P}((X_1, X_2) > (t, t))\end{aligned}$$

Ekkor (X_1, X_2) lehet Marshall–Olkin eloszlású is, valamilyen λ_1, λ_2 paraméterekre.

Többdimenziós normális eloszlás

Kérdés: Hogyan általánosítható a normális eloszlás többdimenziós esetre?

Modellezendő jelenség: (X, Y) mérési eredmény.

Mit várunk egy ilyen (X, Y) -től?

1. folytonos (létezik $f_{X,Y}$ együttes sűrűségfüggvény)
 2. forgásszimmetrikus $f_{X,Y}(x, y) = h(x^2 + y^2)$
 3. a koordináták függetlenek $h : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$
- $$f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

Többdimenziós normális eloszlás

Állítás: Ha egy (X, Y) val. vektorváltozó teljesíti az előző három feltételt, akkor

$$f_{X,Y}(x, y) = e^{a(x^2+y^2)-c}$$

valamilyen $a, c \in \mathbb{R}$, ahol $a < 0$.

Megj.:

- Ha a adott, akkor c kiszámolható, mert a sűrűségfüggvény integrálja 1.
- Gyenge feltételek, mégis csak “egyféle” ilyen eloszlás van.
- Nem hivatkozunk az egy-dimenziós normális eloszlásra.
- 2-nél több dimenzió esetén ugyanez igaz (ha megfelelően definiáljuk a forgásszimmetriát).

Többdimenziós normális eloszlás

Biz.: $h(x^2 + 0^2) = f_{X,Y}(x, 0) = f_X(x) \cdot f_Y(0)$

$$\Rightarrow f_X(x) = \frac{1}{f_Y(0)} h(x^2) \qquad f_Y(y) = \frac{1}{f_X(0)} h(y^2)$$

$$h(x^2 + y^2) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{1}{f_Y(0)} h(x^2) \cdot \frac{1}{f_X(0)} h(y^2)$$

$$u = x^2 \qquad \ln h(u + v) = \ln h(u) + \ln h(v) - c$$

$$v = y^2 \qquad \Rightarrow \ln h(u) = au - c \quad (a \in \mathbb{R})$$

$$c = \ln(f_X(0)f_Y(0)) \qquad \Rightarrow f_{X,Y}(x, y) = e^{a(x^2+y^2)-c}$$

Standard normális eloszlás

Def.: Az $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ val. vektorváltozó n -dimenziós *standard normális eloszlású*, ha folytonos, és együttes sűrűségfüggvénye:

$$f_{\underline{X}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n x_i^2}$$

Megj.:

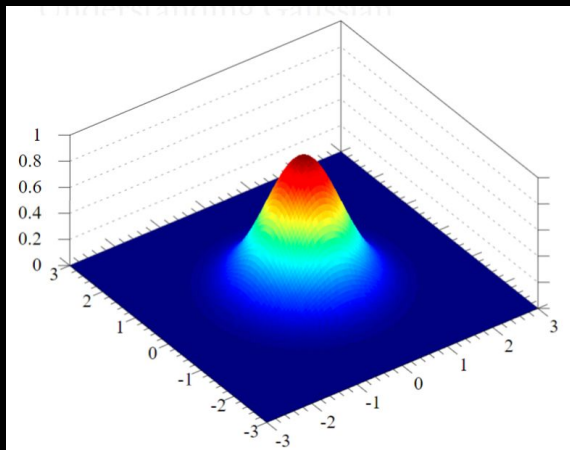
- az előző állítás jelölésével: $a = -\frac{1}{2}$ $c = \frac{n}{2} \ln(2\pi)$
- $n = 1$ esetén 1-dim standard normális
- a koordináták függetlenek (hiszen a sűrűségfüggvény szorzattá bomlik)

Kérdés: Hogyan kapjuk a nem standard n -dim normális eloszlásokat?

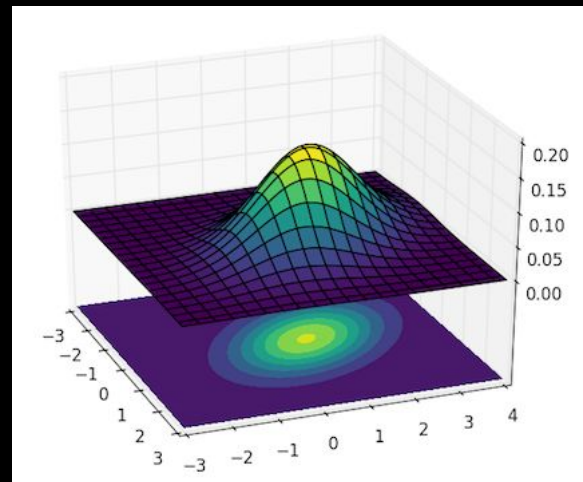
Itt is várható érték és “szórásnégyzet” paraméterezi őket?

Vizualizálás

Standard normális



Nem-standard normális



Kovarianciamátrix

Ismétlés:

$$\text{COV}(\underline{X}) = \begin{pmatrix} \text{COV}(X_1, X_1) & \text{COV}(X_1, X_2) & \dots & \text{COV}(X_1, X_n) \\ \text{COV}(X_2, X_1) & \text{COV}(X_2, X_2) & & \vdots \\ \vdots & & \dots & \\ \text{COV}(X_n, X_1) & \dots & & \text{COV}(X_n, X_n) \end{pmatrix}$$

Def.: Az $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ val. vektorváltozó várható érték vektora:

$$(\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_n)$$

Jelölés: $\mathbb{E}\underline{X}$

Többdimenziós normális eloszlás

Alternatív kovarianciamátrix definíció:

$$\text{cov}(\underline{Y}) = \mathbb{E}((\underline{Y} - \mathbb{E}\underline{Y}) \cdot (\underline{Y} - \mathbb{E}\underline{Y})^T)$$

Def.: Az $\underline{Y} = (Y_1, \dots, Y_n)$ val. vektorváltozó többdimenziós *normális eloszlású*, ha

$$\underline{Y} = \underline{\underline{A}} \cdot \underline{X} + \underline{\mu}$$

valamilyen $\underline{\underline{A}} \in \mathbb{R}^{n \times n}$, $\underline{\mu} \in \mathbb{R}^n$ és \underline{X} n -dimenziós standard normális eloszlású val. vektorváltozó esetén.

Az eloszlást *nemelfajulónak* hívjuk, ha $\det(\underline{\underline{A}}) \neq 0$.

Kérdés: Mi köze ennek a definíciónak a kovarianciamátrixhoz?

Többdimenziós normális eloszlás

Állítás: Legyen $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ standard normális eloszlású val. vektorváltozó, és $\underline{Y} = \underline{A} \cdot \underline{X} + \underline{\mu}$. Ekkor

$$\mathbb{E}\underline{Y} = \underline{\mu} \qquad \text{cov}(\underline{Y}) = \underline{A} \cdot \underline{A}^T$$

Állítás: Legyen \underline{Y} nemelfajuló n -dimenziós normális eloszlású vektorváltozó, aminek várható érték vektora $\underline{\mu}$, kovarianciamátrixa $\underline{\Sigma}$. Ekkor \underline{Y} sűrűségfüggvénye

$$f_{\underline{Y}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \det(\underline{\Sigma})^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{1}{2}(\underline{x} - \underline{\mu})^T \underline{\Sigma}^{-1}(\underline{x} - \underline{\mu})}$$

Jelölés: $\underline{Y} \sim N(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$

Többdimenziós normális eloszlás

Kérdés: Ez mit jelent kétdimenziós esetben?

$$\underline{\underline{\Sigma}} = \begin{pmatrix} a & b \\ b & c \end{pmatrix} \quad \begin{aligned} a &= \mathbb{D}^2(Y_1) \\ b &= \text{cov}(Y_1, Y_2) \\ c &= \mathbb{D}^2(Y_2) \end{aligned} \quad \underline{\underline{\Sigma}}^{-1} = \frac{1}{\det(\underline{\underline{\Sigma}})} \begin{pmatrix} c & -b \\ -b & a \end{pmatrix}$$
$$\det(\underline{\underline{\Sigma}}) = ac - b^2$$

$$f_{(X,Y)}(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{ac - b^2}} e^{-\frac{1}{2(ac - b^2)}(cx^2 + ay^2 - 2bxy)}$$

Többdimenziós normális eloszlás, példa

Legyen \underline{X} kétdimenziós standard normális eloszlású val. változó, és

$$\underline{A} = \begin{bmatrix} 2 & v \\ 0 & 3 \end{bmatrix} \quad \underline{Y} = (Y_1, Y_2) = \underline{A} \cdot \underline{X}$$
$$\text{corr}(Y_1, Y_2) = 0,5$$

valamilyen $v \in \mathbb{R}$ számra. Mennyi v ?

$$\underline{A} \cdot \underline{A}^T = \begin{bmatrix} v^2 + 4 & 3v \\ 3v & 9 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbb{D}^2(Y_1) & \text{cov}(Y_1, Y_2) \\ \text{cov}(Y_2, Y_1) & \mathbb{D}^2(Y_2) \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow 0,5 = \text{corr}(Y_1, Y_2) = \frac{3v}{\sqrt{v^2 + 4} \cdot \sqrt{9}} \quad \Rightarrow x = \pm \frac{2}{\sqrt{3}}$$

Többdimenziós normális eloszlás

Állítás: Ha $\underline{Y} \sim N(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$ akkor $Y_i \sim N(\mu_i, \Sigma_{i,i})$.

Megj.:

- Ezért is jogos a többdimenziós normális név.
- A kovarianciamátrix diagonálisa elemei a koordináták szórásnégyzetei.

Köv.: Legyen $(Y_1, Y_2) \sim N(\underline{\mu}, \underline{\Sigma})$. Ekkor

1. $c_1 Y_1 + c_2 Y_2$ egydimenziós normális eloszlású (vagy konstans),
2. ha $\text{corr}(Y_1, Y_2) = 0$, akkor Y_1 és Y_2 függetlenek.
3. az $\mathbb{E}(Y_2 \mid Y_1)$ regresszió megegyezik az Y_2 -nek az Y_1 -re vett lineáris regressziójával.

Köszönöm a figyelmet!
