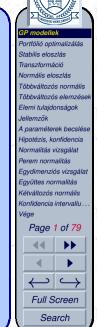
GP modellek VI.

Fegyverneki Sándor Miskolci Egyetem Alkalmazott Matematikai Intézeti Tanszék matfs@uni-miskolc.hu

2021. március 22.



Portfólió optimalizálás

Adott ndb befektetés.

a hozam

$$\xi^T = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n),$$

ahol $E(\xi) = \mu$, $Var(\xi) = \Sigma$ és legyenek a portfólió súlyok $w^T = (w_1, w_2, \dots, w_n).$

 $\varepsilon \sim N(\mu, \Sigma)$, ekkor a portfólió hozama

$$\xi_p = w^T \xi \sim N(\mu_p, \sigma_p^2),$$

ahol $\mu_p = w^T \mu$, $\sigma_p^2 = w^T \Sigma w$.



Stahilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás



Egydimenziós vizsgálat Eqvüttes normalitás







Feladat:

Keressük meg a portfólió minimális szórásnégyzetét, ha a hozam várható értékének minimális értéke c, azaz

$$\min_{w} w^T \Sigma w,$$

$$w^T \mu \geq c,$$

$$e^T w = 1,$$
 ahol
$$e^T = (1, 1, \dots, 1).$$

Markowitz (1952)



Portfólió optimalizálá

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat

Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae



Page 3 of 79



Stabilis eloszlás

A tapasztalat alapján a hozam stabilis eloszlású. ε stabilis eloszlású, ha nem egy pontra koncentrálódik és minden n esetén létezik $a_n > 0$ és b_n úgy, hogy

$$\frac{\xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n}{a_n} - b_n$$

eloszlása megegyezik & eloszlásával $(\xi_1, \xi_2, \ldots, \xi_n \quad iid).$

 $a_n = n^{1/\alpha}, \quad 0 < \alpha < 2.$

 $\alpha = 2$ – normális.

 $\alpha = 1$ – Cauchy.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális

Többyáltozós elemzések

Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Eavdimenziós vizsaálat Eqvüttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Vége Page 4 of 79





Full Screen Search

Lévy (1919) – a karakterisztikus függvény megadása

$$\phi(t) = \exp\left[i\mu t - \sigma\left|t\right|\left(1 + i\beta \mathrm{sgn}(t)\right)\omega(t,\alpha)\right]$$

$$\omega(t,\alpha) = \begin{cases} \operatorname{tg}\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right), \text{ ha } \alpha \neq 1, \\ \frac{2}{\pi}\ln|t|, \text{ ha } \alpha = 1. \end{cases}$$



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás

Többváltozós normális

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.





Full Screen Search Close

- momentumok $a < \alpha < 2$.
- szimmetrikus eset b = 0, $0 < \alpha < 2$.
- eloszlásfüggvény megadása ($\alpha = 1, \alpha = 2$)

– sűrűségfüggvény
$$f_{lpha}(x)=rac{1}{\pi}\int_{0}^{+\infty}\exp(-rac{t^{lpha}}{lpha})\cos(tx)dt$$

$$f_{\alpha}(x) = \frac{1}{\pi} \int_{0}^{\infty} \exp(-\frac{t}{\alpha}) \cos(tx) dt \qquad (x > 0)$$

$$f_{\alpha}(-x) = f_{\alpha}(x)$$

$$\xi \sim F_{\alpha} \left(\frac{\xi - \mu}{\sigma} \right)$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Transzformáció Normális eloszlás Többváltozós normális Többyáltozós elemzések

Stabilis eloszlás

Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat

Equüttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu. Véae

Page 6 of 79

Full Screen Search Close

- becslési és numerikus problémák
- alkalmazások (VAR modellek, portfólió)



Elemi tulajdonságok Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae Page 7 of 79 Full Screen Search

Jólismert, ha a ξ valószínűségi változó F eloszlásfüggvénye invertálható, akkor az $F(\xi)$ valószínűségi változó egyenletes eloszlású a [0,1] intervallumon. Ezért

$$E_F\left(\psi\left(\frac{\xi-\mu}{\sigma}\right)\right) = 0$$

$$D_F^2\left(\psi\left(\frac{\xi-\mu}{\sigma}\right)\right) = \frac{1}{12},$$

ahol $\psi(x) = F(x) - 0.5$.

Becsléseink a momentumok módszeréből adódnak.

GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Vége Page 8 of 79

Full Screen

PIT-BECSLÉSEK ÉS TULAJDONSÁGAIK

$$\sum_{i=1}^{n} \left(F\left(\frac{\xi_i - \mu}{\sigma}\right) - \frac{1}{2} \right) = 0,$$

$$\sum_{i=1}^{n} \left(\left(F\left(\frac{\xi_i - \mu}{\sigma}\right) - \frac{1}{2} \right)^2 - \frac{1}{12} \right) = 0.$$

-probability integral transformation



Portfólió optimalizálás

Transzformáció

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Véae

Normális eloszlás

Elemi tulaidonságok

Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

Page 9 of 79

Full Screen Search Close

Többváltozós normális

Többváltozós elemzések

Stabilis eloszlás

Definíció: Az előző egyenletrendszer létező megoldását (jelölje azt T_n és s_n) a hely-, illetve skálaparaméter modelleloszlás szerinti becslésének (röviden (PIT)-becslés) nevezziik



Többváltozós normális Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

Véae

Page 10 of 79 Full Screen

(PT)-becslés a Cauchy-eloszlás alapján:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi} arctgx dF_{\alpha}(x) = 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\pi^2} arctg^2 x dF_{\alpha}(x) = \beta_1(\alpha)$$



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu...

Véae

Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Page 11 of 79

Full Screen Search Close

(PT)-becslés a normális eloszlás alapján:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} (\Phi(x) - 0.5) dF_{\alpha}(x) = 0$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} (\Phi(x) - 0.5)^2 dF_{\alpha}(x) = \beta_2(\alpha)$$



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat

Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae Page 12 of 79

Full Screen Search

SZIMMETRIKUSSÁG – a helyparaméter nem változik.

Jelölje $s_1(\alpha)$ és $s_2(\alpha)$ a skálaparaméter becsléseket az a

Legyen a keresett alakparaméter α_0 .

alakparaméter függvényében.

Ha $\alpha < \alpha_0$, akkor $s_1(\alpha) < s_2(\alpha)$ és ha $\alpha > \alpha_0$, akkor $s_1(\alpha) > s_2(\alpha)$.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többyáltozós elemzések

A paraméterek becslése

Eqvüttes normalitás

Elemi tulaidonságok

Jellemzők

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Vége Page 13 of 79



SZIMULÁCIÓ, TÁBLÁZATOK

α	$\beta_1(\alpha)$	$\beta_2(\alpha)$
1.0	0.083333	0.126801
1.1	0.075872	0.118956
1.2	0.069761	0.112279
1.3	0.064708	0.106573
1.4	0.060462	0.101675
1.5	0.056895	0.097452
1.6	0.053884	0.093800
1.7	0.051326	0.090627
1.8	0.049108	0.087864
1.9	0.047215	0.085449
2.0	0.045564	0.083333



Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu...



A racionális törtfüggvény alakja:

$$r_{\alpha}(x) = \frac{a_5 x^5 + \dots + a_1 x + a_0}{x^4 + b_3 x^3 + b_2 x^2 + b_1 x + b_0}$$

A racionális törtfüggvények együtthatói:



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu

Page 15 of 79



Zolotarev (1966)

$$S(\alpha) = \frac{\sin(\alpha\xi)}{1} \left(\frac{\cos((1-\alpha)\xi)}{\eta}\right) \overline{\alpha}$$

 $(\cos \xi) \alpha$ ahol η standard exponenciális és ξ egyenletes a $\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás Többváltozós normális

Elemi tulaidonságok

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

Page 16 of 79

Full Screen Search Close

Jellemzők A paraméterek becslése

Véae

 $\alpha \neq 1$

Többyáltozós elemzések

n=400. α ismert

 $T_2(\alpha)$ $s_2(\alpha)$ $T_1(\alpha)$ $s_1(\alpha)$ α 1.0 0.0876 0.9009 0.0935 0.8864 1.2 0.0238 1.0516 -0.03391.0549 1.4 0.0204 1.0297 -0.01681.0351 1.6 0.1043 1.0209 0.1119 1.0304

1.0344

0.9740

0.0717

-0.0072

1.0230

0.9754

1.8

2.0

0.0714

0.0088

Portfólió optimalizálás Stabilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás

GP modellek

Transzformáció
Normális eloszlás
Többváltozós normális
Többváltozós elemzések

Elemi tulajdonságok Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége

n = 2500. α ismert

 $T_2(\alpha)$ $s_2(\alpha)$ $T_1(\alpha)$ $s_1(\alpha)$ α 1.0 -0.00431.0069 -0.00481.0143 1.2 -0.01711.0455 -0.02131.0451 1.4 0.0105 1.0128 0.0100 1.0160

-0.04031.6 -0.03951.0096 1.0078

1.8 -0.02650.9745 -0.02640.9734 2.0 -0.01621.0055 -0.01601 0042 GP modellek

Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többyáltozós elemzések

Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae Page 18 of 79



Close

Search

1.3781

1 4184

-0.0020

-0.0024

1.5114

1.5695

19

2.0

0.0007

0.0003



Perem normalitás

Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu . Vége

Page 19 of 79

Full Screen
Search
Close

44

Eavdimenziós vizsaálat

3 Transzformáció

<u>Definíció:</u> Az együttes eloszlásfüggvénye az (Y_1, \ldots, Y_n) véletlen

vektornak, amely az (X_1, \ldots, X_n) véletlen vektorból áll elő úgy, hogy

$$Y_k = g_k(X_1, \dots, X_n)$$
 $k = 1, 2, \dots, n$

a következő

$$F_{Y_1,\ldots,Y_n}(y_1,\ldots,y_n) = P(\{\omega | g_k(X_1(\omega),\ldots,X_n(\omega)) < y_k,$$

$$k=1,2,\ldots,n\}).$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció
Normális eloszlás

Többváltozós normális

Többváltozós normalis Többváltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás

Konfidencia intervallu... Vége Page 20 of 79

Kétváltozós normális





Most tekintsük azt az esetet, amikor g_k $(k=1,2,\ldots,n)$ függvényeknek folytonos az első parciális deriváltjuk minden (x_1,\ldots,x_n) pontban úgy, hogy

$$J(x_1, \dots, x_n) = \begin{pmatrix} \frac{\partial g_1}{\partial x_1} & \frac{\partial g_1}{\partial x_2} & \dots & \frac{\partial g_1}{\partial x_n} \\ \frac{\partial g_2}{\partial x_1} & \frac{\partial g_2}{\partial x_2} & \dots & \frac{\partial g_2}{\partial x_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial g_n}{\partial x_1} & \frac{\partial g_n}{\partial x_2} & \dots & \frac{\partial g_n}{\partial x_n} \end{pmatrix} \neq 0.$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás

Normalis eloszias Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok

Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás
Egydimenziós vizsgálat
Együttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége Page 21 of 79



Ha a (X_1,\dots,X_n) véletlen vektornak létezik az f_{X_1,\dots,X_n} együttes sűrűségfüggvénye és a

$$y_k = g_k(x_1, x_2, \dots, x_n), \qquad k = 1, 2, \dots, n,$$

egyenletrendszernek minden (x_1,\ldots,x_n) pontban pontosan egy megoldása van, akkor a (Y_1,\ldots,Y_n) véletlen vektornak az együttes sűrűségfüggvénye

 f_{Y_1} $Y_n(y_1, y_2, \dots, y_n) =$

$$= f_{X_1,\dots,X_n}(x_1,x_2,\dots,x_n)|J(x_1,x_2,\dots,x_n)|^{-1}.$$



GP modellek

Stabilis eloszlás

Transzformáció
Normális eloszlás
Többyáltozós normális

Többváltozós elemzésel Elemi tulajdonságok

Eiemi tulajdonsagok Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége Page 22 of 79

Eqvüttes normalitás



4 Normális eloszlás

$$X = AU + b$$

véletlen vektort normális eloszlásúnak nevezzük.



Megiegyzés:

Az X véletlen vektor várható értéke b, és kovarianciamátrixa AA^T . Ezt jelölje C. A p-dimenziós bvárható értékű és C kovarianciáiú normális eloszlást $N_n(b,C)$ -vel jelöljük. Ha X,Y együttes eloszlása normális, akkor mindig található olyan A és B mátrix és az X-től független U standard normális vektor, hogy

$$Y - E(Y) = A(X - E(X)) + BU.$$

Ebből következik, hogy Y-nak X-re vett feltételes várható értéke:

$$E(Y|X) = A(X - E(X)) + E(Y).$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Többyáltozós normális

Többyáltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás

Konfidencia intervallu Page 24 of 79

Kétváltozós normális

Full Screen

Search

Belátható, hogy ha X és Y együttes eloszlása normális, akkor abból, hogy a kovarianciamátrixuk 0-val egyenlő, következik, hogy X és Y függetlenek. A p-dimenziós normális eloszlás sűrűségfüggvénye

$$(2\pi)^{-p/2}(\det(C))^{-1/2}\exp\left(-\frac{1}{2}(x-b)^TC^{-1}(x-b)\right).$$

f(x) =



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Többváltozós normális

Jellemzők

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

> Page 25 of 79 Full Screen

Legyen a (X_1, X_2) véletlen vektor sűrűségfüg-Példa: gvénve

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2\sqrt{1-\rho^2}} \times$$

 $\exp\left\{-\frac{(x_1-m)^2-2\rho(x_1-m)(x_2-m)+(x_2-m)^2}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\right\}$ Tehát a (X_1, X_2) véletlen vektor normális eloszlású, ahol

 $E(X_1) = E(X_2) = m, \quad D^2(X_1) = D^2(X_2) = \sigma^2$

és $r(X_1, X_2) = \rho$.

Készítsük el a X_1, X_2 mintaelemekből (nem függetlenek) az átlagot (jelölje Y_1) és a tapasztalati szórásnégyzet kétszeresét (jelölje Y_2), azaz

$$Y_1 = \frac{X_1 + X_2}{2}, \qquad Y_2 = \frac{(X_1 - X_2)^2}{2}$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Equittes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat



Full Screen Search

Az (Y_1, Y_2) véletlen vektor sűrűségfüggvényének meghatározásához a megfelelő transzformációk:

$$y_1 = \frac{x_1 + x_2}{2}, \qquad y_2 = \frac{(x_1 - x_2)^2}{2}.$$

Ez a transzformáció leképezi az $A = \mathbf{R}^2$ halmazt a $B = \{(y_1, y_2) | y_1 \in \mathbf{R}, y_2 \ge 0\}$ halmazra. De ez a transzformáció nem egyértelmű és a B halmaz minden elemének (kivéve, amikor $y_2 = 0$) két elem felel meg az A halmazban. Így az inverzfüggvények két csoportja tartozik a transzformációhoz:

$$x_1 = y_1 - \sqrt{\frac{y_2}{2}},$$

 $x_1 = y_1 + \sqrt{\frac{y_2}{2}},$
 $x_2 = y_1 + \sqrt{\frac{y_2}{2}},$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Többyáltozós normális

Többyáltozós elemzésel Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Eavdimenziós vizsaálat Equittes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu .

Page 27 of 79

Close

Full Screen Search

$$x_2 = y_1 - \sqrt{\frac{y_2}{2}}.)$$

Továbbá az A halmaz nem írható fel két olyan diszjunkt halmaz uniójaként, amelyek mindegyike esetén a transzformációnk a B halmazra képez. A problémát az A halmaznak azok a pontjai okozzák, amelyek az $x_1=x_2$ egyenletű egyenesen fekszenek. Ekkor ugyanis $y_2=0$. Azonban mondhatjuk azt, hogy $f(x_1,x_2)=0$ minden olyan

pontban, ahol $x_1 = x_2$. Ezt megtehetjük anélkül, hogy az

eloszlás megváltozna, hiszen ezen pontok valószínűsége 0.

Legyen tehát $A=\mathbf{R}^2\backslash\{(x_1,x_2)|x_1=x_2\}$. Ez a mintatér az $A_1=\{(x_1,x_2)|x_2< x_1\}$ és $A_2=\{(x_1,x_2)|x_2> x_1\}$ diszjunkt halmazok uniója. Ekkor a transzformációnk kölcsönösen egyértelmű az A_i (i=1,2) halmazok mindegyikéről az új

$$B = \{(y_1, y_2) | y_1 \in \mathbf{R}, y_2 > 0\}$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Töhhváltozós normális

Többváltozós elemzésel Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége Page 28 of 79



← ← ← ← Full Screen

Search

halmazra. Az (Y_1, Y_2) véletlen vektor sűrűségfüggvénye most már meghatározható. A transzformációk Jacobideterminánsaira teljesül, hogy

$$|J_1| = |J_2| = \frac{1}{\sqrt{2y_2}}.$$

Tehát az (Y_1, Y_2) véletlen vektor sűrűségfüggvénye

$$g(y_1, y_2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2 \sqrt{1 - \rho^2}} \frac{2}{\sqrt{2y_2}} \times$$

$$\exp\left\{-\frac{(2-2\rho)(y_1-m)^2 + (1+\rho)y_2}{2\sigma^2(1-\rho^2)}\right\} \frac{1}{\sqrt{2y_2}}$$
$$= \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2\pi}\sigma\sqrt{1+\rho^2}} \times$$

$$= \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2\pi}\sigma\sqrt{1+\rho}} \times \exp\left\{-\frac{(y_1-m)^2}{\sigma^2(1+\rho)}\right\} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma\sqrt{1-\rho}} \frac{1}{\sqrt{y_2}} \times \frac{1}{$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás

Többváltozós normális Többyáltozós elemzésel

Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Eqvüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.





$$\exp\left\{-\frac{y_2}{2\sigma^2(1-\rho)}\right\}.$$

Ebből jól látható, hogy Y_1 és Y_2 sztochasztikusan függetlenek (ez ismert független valószínűségi változók esetére). Továbbá, Y_1 eloszlása normális, amelyre

$$E(Y_1) = m$$
 és $D^2(Y_1) = \frac{\sigma^2(1+\rho)}{2}$.

Míg

$$\overline{\sigma^2(1-
ho)}$$

eloszlása 1-szabadságfokú χ^2 .

Legyen $Y=aX\ (a>0),$ ekkor az eloszlásfüggvényekre illetve a sűrűségfüggvényekre teljesül, hogy

$$F_Y(x) = F_X\left(\frac{x}{a}\right), \quad f_Y(x) = \frac{1}{a}f_X\left(\frac{x}{a}\right),$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Normalis eloszlas Többváltozós normális

Többváltozós elemzésel Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu.





azaz ha

$$f_X(x) = \frac{1}{\Gamma(\frac{1}{2})\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{x}} e^{-\frac{x}{2}},$$

$$f_Y(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(1-\rho)x}} \exp\{-\frac{x}{2\sigma^2(1-\rho)}\}.$$

Továbbá ez azt jelenti, hogy

$$\frac{Y_2}{2} = \frac{(X_1 - X_2)^2}{4}$$

sűrűségfüggvénye
$$\frac{1}{\Gamma(\frac{1}{2})\sigma\sqrt{1-\rho}\sqrt{x}}\exp\{-\frac{y_2}{\sigma^2(1-\rho)}\}.$$

ahol
$$\Gamma(\frac{1}{2})=\sqrt{\pi},$$
 és ha $a=\sigma^2(1-
ho),$ akkor



Portfólió optimalizálás Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás

Többváltozós normális Többváltozós elemzések















Page 31 of 79

Full Screen Search Close









A szakasz eredményeit a következőképpen összegezhetjük: Ha adott két korrelált, normális eloszlású valószínűségi változó, akkor a belőlük képzett számtani átlag és tapasztalati szórásnégyzet független. Továbbá, a tapasztalati szórásnégyzet eloszlása egy olyan 1-szabadságfokú χ^2

eloszlás, melynek a várható értéke

$$rac{\sigma^2(1-
ho)}{2}$$
.



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Többyáltozós normális

i obdivaitozos normalis Többváltozós elemzések

Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Perem normalitás
Egydimenziós vizsgálat
Együttes normalitás
Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu . Vége

Page 32 of 79 **▲♦♦**



Full Screen

Többváltozós normális

A mai elemzők a többváltozós normális eloszlást több nézőpontból is megvizsgálják.

A mai napig nincs olyan egységes definíció, amely alkalmazható lenne a különböző nézetekre.

Egyváltozós esetben a Z véletlen változó - amelynek várható értéke 0 $\big(E(Z)=0\big)$ és szórásnégyzete 1 $\big(D^2(Z)=1\big)$ - sűrűségfüggvénye

$$(2\pi)^{-1/2}\exp(-z^2/2),$$

 $\mathsf{ahol} \ -\infty < z < \infty.$



A többdimenziós kiterjesztés a Z_1, \ldots, Z_n független változókból (N(0,1)) áll, amelyek együttes sűrűségfüggvénye az alábbi módon írható fel

$$(2\pi)^{-p/2} \exp(-\mathbf{z}^{\mathbf{T}}\mathbf{z}/2), \quad \mathbf{z} \in \mathbb{R}^p.$$

Jelölésére a $\mathbf{Z} \sim N_p(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ kifejezést használjuk.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

lingul a literatus de la literatura de l

Többyáltozós elemzésel Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat



Search Close

Full Screen

Definíció: Az X p-dimenziós véletlen vektor nemszinguláris p-dimenziós normális eloszlású, ha x elemeinek az együttes sűrűségfügvénye a következő:

$$f(x_1,\ldots,x_p) =$$

$$=(2\pi)^{-p/2}\left|\mathbf{\Sigma}\right|^{-1/2} imes\exp\{-(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})^T\mathbf{\Sigma}^{-1}(\boldsymbol{x}-\boldsymbol{\mu})/2\},$$
ahol $\boldsymbol{x}\in R^p.$

Jelölés: $\mathbf{X} \sim N_n(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$.

Itt μ a várható érték vektor, Σ a variancia-kovariancia mátrix

 Σ a determinánsa Σ mátrixnak.

guláris normális eloszlása van. X áttranszformálható az Y = **AX** + **b** vektorba, ahol **A** $r \times p$ mátrix és a rangia r.

Ha Σ rangja kisebb mint p, akkor az **X** vektornak szin-

Ekkor Y nemszinguláris többváltozós normális eloszlású r-dimenzióban.

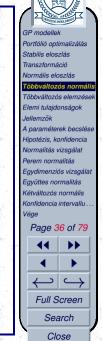


GP modellek Portfólió optimalizálás Stahilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás öbbváltozós normá Többyáltozós elemzése Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Page 35 of 79 \leftarrow \rightarrow Full Screen Search

<u>Definíció:</u> (Srivastava és Khatri) Az X p-dimenziós véletlen vektornak többváltozós normális eloszlása van $(N_p(\mu, \Sigma))$, ha X eloszlása ugyanolyan, mint az $\mathbf{Y} = \mu + \mathbf{D}\mathbf{Z}$ vektornak, ahol \mathbf{D} $p \times r$ mátrix és a rangja r, $\mathbf{\Sigma} = DD^T$ és $\mathbf{Z} \sim N_r(\mathbf{0}, \mathbf{I})$.

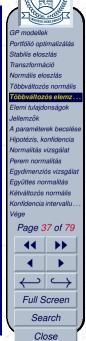
Megjegyzés:

Ebben az esetben r az **X** eloszlásának rangját jelenti. Következésképpen Σ rangja p kell legyen. Az eloszlást tehát az egyik fő jellemző tulajdonsága alapján definiáltuk.



Többváltozós elemzések

A normális eloszlás sűrűségfüggvénye - az ismert haranggörbe (Gauss-görbe) - több dimenzióra történő általánosítása alapvető szerepet játszik a többváltozós elemzésben. Számos többváltozós technika feltételezi, hogy az adatok többyáltozós normális eloszlásból származnak Bár a valós adatok sosem követik pontosan a többváltozós normális eloszlást, a normális sűrűség gyakran egy hasznos közelítést ad a "valódi" sokasági eloszlásra. Tehát a normális eloszlás sokszor megfelelő populáció modellként szolgál. Számos többváltozós statisztika mintavételi eloszlása közelítőleg normális, tekintet nélkül a szülő populációra, a centrális határeloszlás tétel miatt



A p-dimenziós normális eloszlás sűrűségfüggvényének szintvonalai ellipszisek, amelyek egyenlete az x függvényében a következő

$$(\mathbf{x} - \mu)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \mu) = c^2.$$

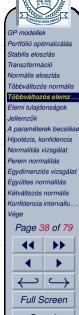
Az ellipszisek középppontja μ , tengelyeik $\pm c\sqrt{\lambda_i}\mathbf{e_i}$, ahol

$$\Sigma \mathbf{e_i} = \lambda_i \mathbf{e_i}, i = 1, 2, \dots, p.$$

 λ_i , $\mathbf{e_i}$ a Σ -hoz tartozó sajátérték(normalizált)-sajátvektor pár.

A következők igazak a többváltozós normális eloszlású X véletlen vektorra

- 1. X elemeinek lineáris kombinációi normális eloszlásúak.
- 2. X elemeinek minden részhalmaza (többváltozós) normális eloszlású.





- 3. A nulla kovariancia arra utal, hogy a megfelelő összetevők független eloszlásúak.
- 4. A többváltozós összetevők feltételes eloszlásfüggvényei (többváltozós) normálisak.

Ezen tulajdonságok teszik a normális eloszlást könnyen kezelhetővé.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Többváltozós elemz . .

Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu. Véae

> Page 39 of 79 Full Screen

Elemi tulaidonságok

A legtöbb alapvető tulajdonság a momentumgeneráló (karakterisztikus) függvényből könnyen levezethető:

$$\exp[\mathbf{t}^{\mathbf{T}}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{t}^{\mathbf{T}}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{t}/2].$$

A továbbiakban

$$E(\mathbf{X}) = \boldsymbol{\mu}, D^2(\mathbf{X}) = \boldsymbol{\Sigma}.$$

Ha Σ pozitív definit, akkor létezik egy nemszinguláris transzformáció, amely standardizálja **X** vektort $N_p(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ -be. A momentumgeneráló függvényből láthatjuk, hogy minden harmadik momentum μ körül nulla. A negyedik momentum

$$E\{(X_i - \mu_i)(X_j - \mu_j)(X_k - \mu_k)(X_l - \mu_l)\} =$$





Többyáltozós elemzése Elemi tulaidonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu





Full Screen Search

 $\sigma_{ij}\sigma_{kl}+\sigma_{ik}\sigma_{jl}+\sigma_{il}\sigma_{jk},$ ahol σ_{ij} a kovariancia X_i és X_j között.



Többváltozós elemzések

Elemi tulajdonságok

Jellemzők
A paraméterek becslése
Hipotézis, konfidencia
Normalitás vizsgálat
Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége

További tulajdonságok:

1. Ha $\mathbf{Y} = \mathbf{AX} + \mathbf{b}$, $\mathbf{A}(r \times p)$, $\mathbf{b}(r \times 1)$ konstans, akkor

$$\mathbf{Y} \sim N_r(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{A}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{A^T}).$$

2. Ha **X**-et felosztjuk az $\mathbf{X_1}(q \times 1)$, $\mathbf{X_2}[(p-q) \times 1]$ vektorokra, a részeket $\boldsymbol{\mu}$ és $\boldsymbol{\Sigma}$ szerint definiálva, akkor észrevehetjük, hogy $\mathbf{X_1}$ peremeloszlása $N_q(\boldsymbol{\mu}_1,\boldsymbol{\Sigma}_{11})$, $\mathbf{X_2}$ peremeloszlása pedig $N_q(\boldsymbol{\mu}_2,\boldsymbol{\Sigma}_{22})$. Ebből következik, hogy **X** minden elemének egyváltozós normális eloszlása van. Jegyezzük meg, hogy **X** elemeinek perem normalitása nem biztosítja az együttes normalitást. Ezt szemléltetve, ha példul p=2,

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2} [\varphi_1(x_1, x_2)] + \varphi_2(x_1, x_2),$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás

Többváltozós normális Többváltozós elemzésel

Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu... Vége

Page 42 of 79



Full Screen

ahol φ_i standard kétváltozós normális sűrűségfüggvény, amelynek korrelációs együtthatója ϱ_i , akkor minden peremnek egyváltozós normális eloszlása van, de $f(x_1,x_2)$ nem kétváltozós normális sűrűségfüggvény.

- 3. Az X_1, X_2 véletlen vektorok akkor és csak akkor függetlenek, ha a $\Sigma_{1,2}$ kovariancia mátrix nulla.
- 4. Ha az \mathbf{Y}_i -k függetlenek, $N_p(\boldsymbol{\mu}_i, \boldsymbol{\Sigma}_i)$ eloszlással i=1,2 esetén, akkor $\mathbf{X}_1+\mathbf{X}_2$ eloszlása $N_p(\boldsymbol{\mu}_1+\boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\Sigma}_1+\boldsymbol{\Sigma}_2)$.
- 5. Az első definícióban szereplő $(X \mu)^T \Sigma^{-1} (X \mu)$ kitevőnek χ^2 eloszlása van p szabadságfokkal.



Portfólió optimalizálás Stabilis eloszlás

Stabilis eloszias Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális

Többváltozós elemzése

Elemi tulajdonságok

Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu . . Vége Page 43 of 79



8 Jellemzők

A többváltozós normális eloszlás bizonyos tulajdonságai az egyváltozós eset jellemzőinek analógiájára épülnek. Tekintsünk meg néhány fontosabb eredményt:

- 1. A többváltozós normális eloszlás az \overline{X} mintaátlag és az S szórásmátrix függetlenségével jellemzhető.
- 2. Legyen $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2$ független p-dimenziós vektor. Az összegük többváltozós normális eloszlású akkor és csak akkor, ha mindkét vektor többváltozós normális eloszlású.
- 3. Ghurye és Olkin általánosította a Darmois-Skitovich tételt: Legyen $\mathbf{X}_1,\dots,\mathbf{X}_n,\ n$ darab független p-dimenziós véletlen vektor, és legyenek $\mathbf{A}_1,\dots,\mathbf{A}_n,\ \mathbf{B}_1,\dots,\mathbf{B}_n\ p\ imes\ p$ dimenziójú nemszinguláris



mátrixok. Ha $\mathbf{W}_1 = \sum_i \mathbf{A}_i \mathbf{X}_i$, $\mathbf{W}_2 = \sum_{i=1} \mathbf{B}_i \mathbf{X}_i$

függetlenek, akkor \mathbf{X}_i normális eloszlású. Vegyük észre, hogy ha \mathbf{A}_i (vagy \mathbf{B}_i) nulla, akkor \mathbf{X}_i tetszőleges is lehet. Másrészt viszont, ha \mathbf{A}_i szinguláris, akkor a hozzá tartozó \mathbf{X}_i vektor csak részben normális.

4. A legfontosabb tulajdonság, hogy ${\bf X}$ akkor és csak akkor többváltozós normális eloszlású, ha az elemeinek bármely lineáris kombinációja egyváltozós normális eloszlású. Egyes szerzők ezt a tulajdonságot használják fel a többváltozós normális eloszlás definiálásához.



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többváltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu...

Page 45 of 79



9 A paraméterek becslése

Legyen $\mathbf{X}_1,\mathbf{X}_2,\ldots,\mathbf{X}_N$ egy N méretű, $N_p\left(\boldsymbol{\mu},\boldsymbol{\Sigma}\right)$ eloszlásból vett véletlen minta, ahol N>p. Ekkor a $\boldsymbol{\mu}$ és a $\boldsymbol{\Sigma}$ maximum likelihood becslése a következő:

$$\overline{\mathbf{X}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \mathbf{X}_i, \quad \hat{\mathbf{\Sigma}} = \frac{1}{N} \mathbf{A},$$

ahol

$$\mathbf{A} = \sum_{i=1}^{N} (\mathbf{X}_i - \overline{\mathbf{X}}) (\mathbf{X}_i - \overline{\mathbf{X}})^T$$
.

A Σ becslésének korrigálásával könnyen megkapható az $\mathbf{S} = \mathbf{A}/n$ torzítatlan becslés, ahol n = N - p.

A sűrűségfüggvény konstans tagja következmények nélkül elhagyható, így a likelihood függvény:

$$L(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) =$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás Többyáltozós pormális

Többváltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becs.

A paraméterek becs... Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Vége





Full Screen
Search

$$= |\mathbf{\Sigma}|^{-N/2} \exp tr \left(-\frac{1}{2} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{A} \right)$$
$$\exp \left[-\frac{1}{2} N \left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu} \right)^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu} \right) \right].$$

Tehát

$$L\left(m{\mu},m{\Sigma}
ight) \leq \left|m{\Sigma}\right|^{-N/2} \exp tr\left(-rac{1}{2}m{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}
ight),$$
ahol az egyenlőség akkor és csak akkor teljesül, ha $m{\mu}=\overline{\mathbf{X}},$

 $(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu})^T \mathbf{\Sigma}^{-1} (\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}) = 0$

amelynél felhasználtuk azt tényt, hogy

$$(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu})^{\mathsf{T}} \mathbf{\Sigma}^{\mathsf{T}} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) = 0$$

akkor és csak akkor ha $\mu = \overline{X}$, ugyanis Σ^{-1} pozitív definit. Ebből az következik, hogy $\overline{\mathbf{X}}$ a maximum likelihood becslése μ -nek, bármely Σ esetén. Ezután már csak



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális

Többyáltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

paraméterek becs...

Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Equittes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu Page 47 of 79





$$L\left(\overline{\mathbf{X}}, \mathbf{\Sigma}\right) = \left|\mathbf{\Sigma}\right|^{-N/2} \exp tr\left(-\frac{1}{2}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}\right)$$

függvényt kell maximalizálni (Σ -ra), vagy ami ezzel ekvi-

valens, maximalizálni kell q-t:

$$l \ln L\left(\overline{\mathbf{X}}, \mathbf{\Sigma}\right) = -\frac{1}{2} N \ln |\mathbf{\Sigma}| - \frac{1}{2} tr\left(\mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{A}\right)$$

$$= \frac{1}{2}N\ln\left|\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}\right| - \frac{1}{2}tr\left(\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}\right) - \frac{1}{2}N\ln\left|\mathbf{A}\right|$$
$$= \frac{1}{2}N\ln\left|\mathbf{A}^{1/2}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}^{1/2}\right| -$$

$$-\frac{1}{2}tr\left(\mathbf{A}^{1/2}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}^{1/2}\right) - \frac{1}{2}N\ln|\mathbf{A}| =$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{p} \left(N \ln \lambda_i - \lambda_i \right) - \frac{1}{2} N \ln |\mathbf{A}|$$

ahol $\lambda_i, \ldots, \lambda_n$ a $\mathbf{A}^{1/2} \mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{A}^{1/2}$. azaz $\mathbf{\Sigma}^{-1} \mathbf{A}$ karakter-



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás

Többyáltozós normális Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becs... Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás







Full Screen Search Close

isztikus gyökei. Mivel az

$$f(\lambda) = N \ln x - x$$

függvénynek egyetlen maximuma van, mégpedig az x=N helyen, azaz a maximum $N \ln N - N$, amiből az következik, hogy

$$g(\mathbf{\Sigma}) \le \frac{1}{2} N p \ln N - \frac{1}{2} p N - \frac{1}{2} N \ln |\mathbf{A}|,$$

vagy

$$L\left(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}\right) \leq N^{pN/2} e^{-pN/2} \left|\mathbf{A}\right|^{-N/2},$$

amelynél az egyenlőség akkor és csak akkor áll fenn, ha

$$\lambda_i = N, (i = 1, \dots, p).$$

Ez utóbbi feltétel ekvivalens az

$$\mathbf{A}^{1/2}\mathbf{\Sigma}^{-1}\mathbf{A}^{1/2} = NI_p$$



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás

Többyáltozós normális Többyáltozós elemzések

Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becs...

Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.



Véae



Full Screen Search

egyenlőséggel, ezért $\Sigma = (1/N)\mathbf{A}$. Összefoglalva,

$$L(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) \leq N^{pN/2} e^{-pN/2} |\mathbf{A}|^{-N/2}$$

kifejezésben az egyenlőség akkor és csak akkor áll fenn, ha $\mu = \overline{X}$ és $\Sigma = (1/N)A$. Ezzel az állítást igazoltuk.

Habár ezek a becslések könnyen meghatározhatók, valamint jól megállapított tulajdonságokkal rendelkeznek. döntéselméleti szempontból mégsem optimálisak, ugyanis nem megengedhetőek. A négyzetes veszteségfüggvény összegéből kiindulva

$$L(\boldsymbol{\mu}, \hat{\boldsymbol{\mu}}, \boldsymbol{\Sigma}) = (\boldsymbol{\mu} - \hat{\boldsymbol{\mu}})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1} (\boldsymbol{\mu} - \hat{\boldsymbol{\mu}}),$$

James és Stein [?] megmutatta, hogy a becslésnek

$$\hat{\boldsymbol{\mu}} = \left(1 - c/\overline{\mathbf{X}}^T \mathbf{S}^{-1} \overline{\mathbf{X}}\right) \overline{\mathbf{X}}$$

ahol

$$c = \frac{(p-2)}{[N - (p-2)]}$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális Többyáltozós elemzések

Elemi tulaidonságok

Jellemzők

A paraméterek becs...

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Eavdimenziós vizsaálat Equittes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu. Vége Page 50 of 79









kisebb a várható vesztesége, mint az $\overline{\mathbf{X}}$ -nek, $p \geq 3$, ezért $\overline{\mathbf{X}}$ nem megengedhető a $p \geq 3$ esetben.

Sajátos becslési problémák merülnek fel, amikor a vizsgálandó többváltozós normális eloszlású adatok között hiányzó értékek is vannak. Nézzünk egy kétváltozós esetet, ahol legyen a hiányos minta

 $(x_1, x_2, \dots, x_n, x_{n+1}, \dots, x_N)$ és

 (y_1, y_2, \ldots, y_n) , a várható érték vektor (μ_1, μ_2) , a közös szórásnégyzet σ^2 , valamint a korrelációs együttható ϱ . A maximum likelihood becslés megkapható, ha a likelihood függvényt felírjuk az x likelihoodjának és az y.

x melletti feltételes likelihood függvényének szorzataként. A becslést tehát a következő négy egyenlet megoldásai

A becslest tenat a kovetkezo negy egyenlet megol adják:

$$\hat{\mu}_1 = \overline{x}^*, \quad \hat{\mu}_2 = \overline{y} - \hat{\varrho} (\overline{x} - \overline{x}^*),$$

$$\hat{\varrho} = \frac{S_{12}}{N\hat{\sigma}^2 - (S_1^{*2} - S_1^2)},$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többváltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becs...

A parameterek becs.
Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat
Perem normalitás
Egydimenziós vizsgálat

Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu...

Vége
Page 51 of 79



Full Screen

$$\hat{\sigma}^2 = \left(S_1^{*2} - S_1^2 + \frac{S_1^2 + S_2^2 - 2\hat{\varrho}S_{12}}{1 - \hat{\varrho}^2}\right) \left(N + n\right)^{-1},$$
 ahol

$$S_1^{*2} = \sum_{i=1}^{N} (x_i - \overline{x}^*)^2,$$

$$S_{12} = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x}) (y_i - \overline{y}).$$

 $\overline{x}^* = \sum_{i=1}^{N} \frac{x_i}{N}, \quad \overline{x} = \sum_{i=1}^{n} \frac{x_i}{n}, \quad \overline{y} = \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{n},$

 $S_1^2 = \sum (x_i - \overline{x})^2, \quad S_2^2 = \sum (y_i - \overline{y})^2,$

A [-1,1] intervallumon pontosan egy gyöknek egyezik meg az előjele az S_{12} -ével, ami a harmadfokú egyenlet





Konfidencia intervallu.



Full Screen

megoldása

$$f(\hat{\varrho}) = n \left(S_1^{*2} - S_1^2 \right) \hat{\varrho}^3 - (N - n) S_{12} \hat{\varrho}^2 + \left[N \left(S_1^2 + S_2^2 \right) - n \left(S_1^{*2} - S_2^{*2} \right) \right] \hat{\varrho} - (N + n) S$$

Ez a valós gyök az egyetlen maximum likelihood becslése (MLE) o-nak.



Portfólió optimalizálás Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás

Többvallozós normális Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok Jellemzők A paraméterek becs..

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat





Close

Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

10 Hipotézis, konfidencia

Az alábbi állításokat (tulajdonságokat) felhasználjuk a többváltozós normális eloszláshoz kapcsolodó statisztikák minta eloszlásainak származtatásához.

- 1. Legyen ${\bf Z}$ eloszlása $N_p\left({\bf 0},{\bf \Sigma}\right)$, ekkor a ${\bf Z}^T{\bf \Sigma}^{-1}{\bf Z}$ kvadratikus alakja χ^2_p eloszlású.
- 2. Ha ${f A}$ egy $p \times p$ dimenziójú pozitív definit mátrix és felírható a

$$\sum_{lpha=1}^m \mathbf{Z}_lpha \mathbf{Z}_lpha^T$$

alakban, ahol $\mathbf{Z}_1, \ldots, \mathbf{Z}_{(m)}$ függetlenek és $N_p\left(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}\right)$ eloszlásúak, akkor az \mathbf{A} elemei Wishart eloszlásúak, m szabadságfokkal és $\mathbf{\Sigma}$ kovarianca mátrixal. Ennek a jelölésére az $\mathbf{A} \sim W_p\left(m, \mathbf{\Sigma}\right)$



kifejezést használják, ahol az index az $oldsymbol{A}$ dimenzióját mutatja.

3. Legyen $Z \sim N_p\left(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma}\right)$ és $\mathbf{A} \sim W_p\left(m, \mathbf{\Sigma}\right)$, ahol \mathbf{Z} és \mathbf{A} független eloszlásúak, akkor a

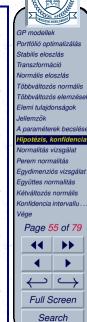
$$\mathbf{Z}^T (\mathbf{A}/m)^{-1} \mathbf{Z}$$

eloszlására azt mondjuk, hogy Hotelling-féle T_m^2 eloszlású, m szabadságfokkal.

Az egyváltozós normális esetbeli mintaátlag és szórásnégyzet függetlenségének analógiájára alapozva, az $\overline{\mathbf{X}}$ és \mathbf{S} itt is független eloszlású, ahol

$$\overline{\mathbf{X}} \sim N_p\left(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}/N\right) \text{ és } \mathbf{S} \sim W_p\left(n, \boldsymbol{\Sigma}/n\right).$$

A Σ kovariancia mátrix ismeretében felhasználhatjuk az ${f 1}$. tulajdonságot, hogy megmutassuk $\sqrt{N}\left(\overline{{f X}}-{m \mu}\right)$ eloszlása



 $N_n(\mathbf{0}, \mathbf{\Sigma})$; így tehát

$$N\left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right)^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right) \sim \chi_p^2.$$

Ennek következményeként, hipotézisvizsgálatokat és konfidencia intervallumokat készíthetünk μ paraméterhez.

A $H_0: \boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\mu}_0$ vizsgálatára az

$$N\left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}_0\right)^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}_0\right) \ge \chi_{p,\alpha}^2$$

elfogadási tartományt használjuk, ahol $\chi^2_{p,\alpha}$ a p szabadságfokú χ^2 eloszlás felső $1-\alpha$ pontját jelöli. $\overline{\mathbf{X}}$ -ből kiindulva, a μ $(1-\alpha)$ konfidencia intervalluma

$$N\left(\boldsymbol{\mu} - \overline{\mathbf{X}}\right)^T \mathbf{\Sigma}^{-1} \left(\boldsymbol{\mu} - \overline{\mathbf{X}}\right) \leq \chi_{p,\alpha}^2,$$

ami egy $\overline{\mathbf{X}}$ középpontú ellipszoid felülete és belseje.



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többváltozós elemzésel

Elemi tulajdonságok

Jellemzők

paraméterek becslése lipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat

Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu . Vége

Page 56 of 79





A **3.** tulajdonságot felhasználva, következésképpen kapjuk, hogy

$$N\left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right)^T \mathbf{S}^{-1} \left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right) \sim T_n^2$$

Ennek eredményeként, ha Σ ismeretlen akkor is állíthatunk fel μ -re vonatkozó próbákat a következő egyenlőtlenséget felhasználva

$$N\left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right)^T \mathbf{S}^{-1}\left(\overline{\mathbf{X}} - \boldsymbol{\mu}\right) \ge T_{n,\alpha}^2.$$

A $\pmb{\mu}$ -re vonatkozó $(1-\alpha)$ konfidencia intervallum pedig

$$N\left(\boldsymbol{\mu} - \overline{\mathbf{X}}\right)^T \mathbf{S}^{-1} \left(\boldsymbol{\mu} - \overline{\mathbf{X}}\right) \leq T_{n,\alpha}^2.$$

A következő összefüggés

$$\frac{(n-p+1)\mathbf{T}^2}{(np)} \sim F_{p,n-p+1}$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás Többyáltozós pormális

Többváltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők

paraméterek becslése lipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu . Vége





Full Screen Search

leegyszerűsíti ezeket a számításokat, ugyanis az F-eloszlás percentilisei azonnal elérhetők. A szóban forgó eredmények kiterjeszthetők két sokaság várható érték vektorát vizsgáló próbákra és konfidencia intervallumokra is.

Egyéb hipotézis vizsgálatok (pl.: diszkriminancia analízis, k várható érték vektorok egyenlőségének vizsgálata, MANOVA, kovariancia mátrixok egyenlősége, kanonikus korreláció) különböző Wishart eloszlásokból származtatott karakterisztikus gyökök együttes eloszlásfüggvényén alapulnak.

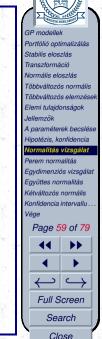


11 Normalitás vizsgálat

Módszer annak vizsgálatára, hogy egy populáció normális eloszlású-e vagy sem. Meglehetősen sokféleképpen térhet el a vizsgált eloszlás a normálistól, és ezek meghatározására irányuló különböző eljárások egyesítése nem lenne hatékony. Mivel nincs egyetlen átfogó, minden esetben jól alkalmazható módszer sem, így a megfelelő kiválasztása történhet a legvalószínűbbnek vélt eltérés alapján, vagy amelyikkel a leghasználhatóbb eredmények kaphatók.

A vizsgálat előtt érdemes az adatokat ábrázolni és a nagyon kiugró pontokat elhagyni, mert ezek miatt hamis eredményeket is kaphatunk a nem normalitásra vonatkozólag.

Amikor egy tesztet sok változón kell végrehajtani, akkor előfordulhat, hogy a legjelentősebb nem normalitást okozó

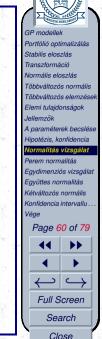


tényezők hatását elrejti a többi változó ún. "hígító" hatása. Ilyen esetben csak azokat kell kiválasztani, amelyek a vizsgálat tárgyát képezik.

Feltéve, hogy diszjunkt részhalmazokat választottunk, amelyek hozzávetőleg függetlenek, és nem okoz gondot a szignifikancia szint meghatározása a teljes tesztet átfogóan, a következő vizsgálatok közül választhatunk:

- 1. Perem normalitás vizsgálat.
- 2. Egydimenziós vizsgálat részleges vagy együttes normalitást illetően.
- 3. Többváltozós módszerek az együttes normalitás vizsgálatára.

Legyen $\mathbf{x}_1,\mathbf{x}_2,\dots,\mathbf{x}_n$ egy \mathbf{X} véletlen vektorból vett n hosszúságú megfigyelés sorozat, és legyen az \mathbf{X} p darab



komponense X_1, X_2, \ldots, X_n . Legyen **X** és **S** a mintabeli átlag és a szórásmátrix, valamint μ és Σ a megfelelő sokasági paraméterek. A nullhipotézis az, hogy X többváltozós normális

Az \mathbf{x}_i Mahalanobis távolsága $\overline{\mathbf{X}}$ -től a következőképp definiálható

$$r_i^2 = (\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}})^T \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}}).$$

Az $\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}}$ és $\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}}$ közti Mahalanobis szög

$$r_{ij} = (\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}})^T \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{x}_j - \overline{\mathbf{X}}).$$

A skálázott reziduálisok

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{S}^{-1/2} (\mathbf{x}_i - \overline{\mathbf{X}}).$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többyáltozós normális Többyáltozós elemzések

Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Equüttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

Véae





12 Perem normalitás

Emlékezzünk rá, hogy a határ normalitásból nem következik az együttes normalitás, fordítva viszont igen. A legegyszerűbb lehetőség az, ha megvizsgáljuk a határeloszlások egyváltozós normalitását és megbecsüljük a teljes szignifikancia szintet.

Legyen \mathbf{v}_1 és \mathbf{v}_2 két $p \times 1$ dimenziójú vektor, melyek a ferdeség és a lapultság értékeit tartalmazzák. Johnson S_U transzformációjának alkalmazásával, kapunk belőlük egy \mathbf{w}_1 és \mathbf{w}_2 vektort, melyek megközelítőleg standard normális eloszlásúak. Jelölje \mathbf{w}_1 és \mathbf{w}_2 kovariancia mátrixait \mathbf{U}_1 és \mathbf{U}_2 , melyek főátlóiban egyesek állnak. A nem főátlóbeli elemek aszimptotikusan ϱ_{ij}^3 és ϱ_{ij}^4 , ahol ϱ_{ij} a $corr(X_i, X_j)$, mely a mintabeli korrelációk által lett becsülve. A $Q_1 = \mathbf{w}_1^T \mathbf{U}_1^{-1} \mathbf{w}_1$ és $Q_2 = \mathbf{w}_2^T \mathbf{U}_2^{-1} \mathbf{w}_2$ próbastatisztikák megközelítőleg függetlenek, és null-eloszlásúak,



hozzávetőlegesen χ_p^2 .

Mivel megmutatják, hogy egy önmagában álló határeloszlásban fellelhető-e a normálistól való eltérés, ezért az ilyen tesztek elvégzése mindig javasolt.



Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Page 63 of 79

Full Screen
Search
Close

13 Egydimenziós vizsgálat

Egy egyszerű, de jól alkalmazható módszer a többváltozós normalitás meghatározására, az, hogy ábrázoljuk a rendezett Mahalanobis távolságokat a nekik megfelelő null eloszlások várható statisztikáinak függvényében. A p=2és a n > 25 esetben ez az eloszlás a χ_2^2 -tel közelíthető. A p>2 esetben a χ^2_p eloszlással való közelítás már nem alkalmas, ilyenkor a Beta-eloszlás statisztikáinak becslése sokkal célravezetőbb. Mivel az r_i^2 null eloszlása ismert, így egy mennyiségi teszt végezhető azáltal, hogy normál pontokká alakítjuk őket és egyváltozós normalitás vizsgálatot végzünk.

A módszerek egy másik fajtája az, hogy a többváltozós normális eloszlás jellemzőit a váltózok összes lineáris kombinációján végzett egyváltozós normalitástesztek alapján vizsgálják.



A harmadik módszer két dimenziós adathalmazokon végzendő, de itt a próbastatisztikát a változók egyenkénti lineáris kombinációjával kapott függvény maximuma adja.



Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizs... Együttes normalitás

Kétváltozós normális Konfidencia intervallu . Vége

Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia

14 Együttes normalitás

Egy lehetséges geometriai megközelítés, hogy az \mathbf{y}_i skálázott reziduálisokat polár koordinátákká alakítjuk, amivel kapunk p darab $r_i^2 = \mathbf{y}_i^T \mathbf{y}_i$ koordinátát, valamint

kapunk p darab $r_i = \mathbf{y}_i$ y, koordmatat, valamint (p-1) független szöget. Az egyik szög egyenletes eloszlású lesz a $[0,2\pi)$ intervallumon, így ez könnyen ábrázolható. p>2 esetén a fennmaradó szögek eloszlásának sűrűsége

$$\sin^{j-1}\vartheta$$
 $(0 \le \vartheta \le \pi, j = 2, \dots, p-1).$

Mardia statisztikái a ferdeség és a lapultság mérésére:

$$b_{1,p} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n r_{ij}^3 \text{ és } b_{2,p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i^4.$$

Aszimptotikusan,

$$\frac{nb_{1,p}}{6}$$



GP modellek
Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Normális eloszlás

Többváltozós normális Többváltozós elemzésel

Elemi tulajdonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Perem normalitás
Egydimenziós vizsgálat
Együttes normalitás

Konfidencia intervallu... Vége Page 66 of 79

Kétváltozós normális





Full Screen

Search

eloszlása
$$\chi^2,$$

$$\frac{p(p+1)(p+2)}{6}$$

szabadsági fokkal, és $b_{2,p}$ eloszlása pedig

$$N(p(p+2), \frac{8p(p+2)}{n}.$$

Andrews és mások a Box-Cox-féle egyváltozós normalitásba transzformáló módszert kiterjesztették a többváltozós esetre is, amellyel egy likelihood hányados próba végezhető el a többváltozós normalitás megállapítására.



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás Transzformáció

Transzformáció Normális eloszlás

Többváltozós normális Többváltozós elemzések

Elemi tulajdonságok Jellemzők

A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu...

Vége
Page 67 of 79



Full Screen

15 Kétváltozós normális

Az ábrán két független standard normális valószínűségi változó együttessűrűségfüggvénye látható.



Normális eloszlás Többváltozós normális Többváltozós elemzések

Elemi tulajdonságok Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Együttes normalitás

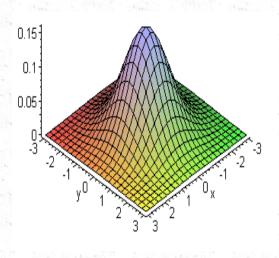
Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu...

Page 68 of 79



Full Screen



Az ellipszis alakú szintvonalak ábrázolása:



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

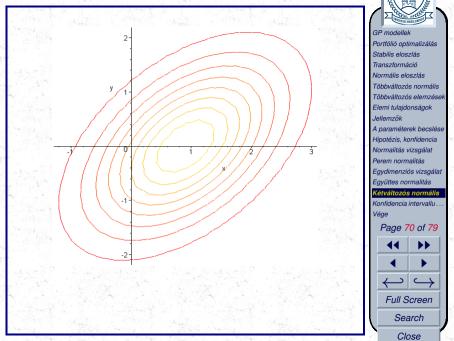
Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu . . Vége Page 69 of 79





Search



T^2 próba

Vizsgáljuk meg $H_0: \mu = (9,5)^T$ hipotézist az alábbi adatokon:

$$X = \left(\begin{array}{cc} 6 & 9\\ 10 & 6\\ 8 & 3 \end{array}\right).$$

Ebből megkapjuk, hogy $\overline{X} = (8,6)^T$ és

$$S = \left(\begin{array}{cc} 4 & -3 \\ -3 & 9 \end{array}\right).$$

Tehát

$$S^{-1} = \left(\begin{array}{cc} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{27} \end{array} \right)$$



GP modellek Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális

Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás

Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia intervallu.

Véae

Page 71 of 79







$$\overline{X} - \mu = \begin{pmatrix} 8 \\ 6 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 9 \\ 5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Ezek után

így elfogadhatjuk a H_0 hipotézist.

A 2 és 1 szabadsági fok és 5%-os szignifikancia szint mel-

lett még bőven beleesik a megbízhatósági intervallumba,





Transzformáció Normális eloszlás

GP modellek

Többváltozós normális Többyáltozós elemzések Elemi tulaidonságok

Jellemzők



Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Equüttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu Véae Page 72 of 79



Close



 $T^{2} = \frac{3(3-2)}{(2)(2)} \begin{pmatrix} -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{2} & \frac{4}{27} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -1 \\ 1 \end{pmatrix} = \frac{7}{36}.$

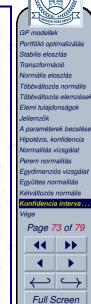
16 Konfidencia intervallum meghatározása

A konfidencia intervallumot alapvetően a H_0 hipotézis által elfogadott összes paramaméter érték határozza meg. Például egy egymintás, két oldalú t-próba esetén

$$-t \le \frac{\overline{x} - \mu}{s / \sqrt{n}} \le t,$$

ahol t az eloszlás megfelelő értéke, μ pedig a H_0 hipotézis feltevése.

Alkalmazzuk ugyanezt a gondolatmenetet a T^2 próbára is: határozzuk meg azokat a $\mu=(\mu_1,\mu_2)^T$ értékeket, melyekre igaz, hogy $T^2\leq F$. Térjünk vissza az előző példához. Legyen $d_1=\overline{x}_1-\mu_1=8-\mu_1,\,d_2=\overline{x}_2-\mu_2=1$



 $6-\mu_2$, ekkor

$$\begin{split} T^2 &= \frac{3}{4} \left(\begin{array}{cc} d_1 & d_2 \end{array} \right) \left(\begin{array}{cc} \frac{1}{3} & \frac{1}{9} \\ \frac{1}{9} & \frac{4}{27} \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} d_1 \\ d_2 \end{array} \right) = \\ &= \frac{1}{26} (9d_1^2 + 6d_1d_2 + 4d_2^2). \end{split}$$

Ahhoz, hogy beleessen a 90%-os konfidencia intervallumba, teljesülnie kell annak, hogy $T^2 < 49,5$. Mivel $\mu_1 = 10, \mu_2 = 20, d_1 = 8 - 10 = -2, d_2 = 6 - 20 = -14.$ Tehát $T^2 = 27,44 < 49,5$, ezért belesik.

Továbbá, $\mu_1 = 20, \mu_2 = 15, d_1 = 8 - 20 = -12, d_2 =$ 6-15=-9. Tehát $T^2=63>49,5$, azaz kívűlre esik.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás

Többyáltozós normális Többyáltozós elemzésel

Elemi tulaidonságok Jellemzők

Perem normalitás Eavdimenziós vizsaálat Eqvüttes normalitás

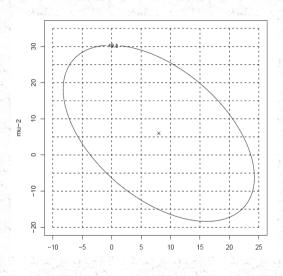
A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat

Kétváltozós normális Konfidencia interva. Véae







GP modellek Portfólió optimalizálás Stabilis eloszlás Transzformáció Normális eloszlás Többváltozós normális Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok Jellemzők A paraméterek becslése Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális Konfidencia interva... Véae Page 75 of 79 Full Screen Search

Köszönöm a figyelmet!



Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat Együttes normalitás Kétváltozós normális



References

- [1] A. C. Allen: Probability, Statistics and Queueing Theory, With Computer Applications, Academic Press, New York, 2003. ISBN-13: 978-0120510504
- [2] Deák I.: Véletlenszámgenerátorok és alkalmazásaik, Akadémiai Kiadó, Budapest, 1986.
- [FR11] Fegyverneki Sándor, Raisz Péter: Sztochasztikus modellezés, elektronikus jegyzet, 2011, TÁ-MOP 4.1.2-08/1/A-2009-0001 project, https://www.uni-miskolc.hu/~matfs/
- [FS11] Fegyverneki Sándor: Valószínűség-számítás és matematikai statisztika, elektronikus jegyzet, Kempelen Farkas elektronikus könyvtár, 2011,



TÁMOP 4.1.2-08/1/A-2009-0001 project. https://www.uni-miskolc.hu/~ matfs/

W. Feller: Bevezetés a valószínűségszámításba és alkalmazásaiba, Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1978.

[HU81] P.J.Huber: Robust statistics, Wiley, New York, 1981.

[FE78]

Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1981. [AK00] Ágoston K., Kovács E.: Halandósági modellek,

[3] I.M. Szobol: A Monte-Carlo módszerek alapjai,

Aula, Budapest, 2000. Arató M.: Nem-életbiztosítási matematika. [AM01]

ELTE jegyzet, Budapest, 2001.

[BJ03] Banyár J.: Életbiztosítás, Aula, Budapest, 2003.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció

Normális eloszlás Többváltozós normális Többyáltozós elemzésel Elemi tulaidonságok

Jellemzők A paraméterek becslése

Hipotézis, konfidencia Normalitás vizsgálat Perem normalitás Egydimenziós vizsgálat

Eqvüttes normalitás Kétváltozós normális

Konfidencia intervallu



Full Screen

[HW88] Heilmanm, W.R.: Fundamentals of Risk Theory, Verlag Versicherungswirtschaft, Karlsruhe. 1988. (Magyarul megjelent a BOKCS kiadásában.)

[KO05] Komáromi É.: A neméletbiztosítás matematikai módszerei, Corvinus jegyzet, Budapest, 2005.

[KE03] Kovács E.: Biztosítási számítások, BKÁE Aktuárius Jegyzetek 12. kötet, Budapest, 2003.

[SV00] Szabó L., Viharos L.: *Az életbiztosítás alapjai*, Polygon, Szeged, 2000.



Portfólió optimalizálás

Stabilis eloszlás

Transzformáció Normális eloszlás Többváltozós normális

Többváltozós elemzések Elemi tulajdonságok

Jellemzők
A paraméterek becslése
Hipotézis, konfidencia

Együttes normalitás Kétváltozós normális

Normalitás vizsgálat Perem normalitás Eavdimenziós vizsgálat

Konfidencia intervallu

Full Screen
Search