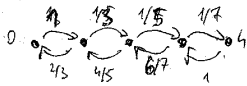


d. i. ML:



P(3-ugah wily 2-es | elosor 1-es)

$$1 \rightarrow 0 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \quad 1 \rightarrow 2 \rightarrow 1 \rightarrow 2 \quad 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 2$$

$$\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{4}{5} \cdot \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5} \cdot \frac{6}{7}$$

erőly
molekulák - katalizáció folyamata
v. befogás

P(3-ugah wily 2-es | elosor 2-es)

$$0 \rightarrow 1 \rightarrow 2$$

$$\frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{3}$$

c) Szomszédos van, 1-vel kapcsolatos kell valószínűségi

$$P(\text{1-vel találkozik} | \text{kezdő áll. a-s-mű}) = P(\text{Exp}(7) < 1) = F_{\text{Exp}(7)}(1) = 1 - e^{-7 \cdot 1} = 1 - e^{-7}$$

↳ az állapothoz tartozó exp. idő valószínűsége

dy 1-es állapotból indítjuk, kezdeti X_t stacionárius eloszlás → most 1-vel találkozik, mindig kovanak indít
Ekkor kell eloszlás infinitenimális generátor (A)

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\ -1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & -3 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & -5 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -7 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 8 \end{pmatrix}$$

↳ ez az ML-től a pozitív irányba
azt is párhuzamosan lehet
bizni

ezek a stac. eloszlás π vektor, $\pi A = 0$

π az A -nak az $\lambda = 0$ sajátértékéhez tartozó baloldali s.v.e.

(dividekció $\pi = (-1 \text{ -en kezdődik})$)

$$A^T \pi^T = 0$$

$$\begin{pmatrix} -1 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -3 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -5 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -7 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -8 \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} -1 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 6 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -8 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -8 \end{pmatrix}$$

Ha $\pi \in \mathbb{R}^n$

$$\pi = (\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4) = (1, 8, 48, 192, 384)$$

$$\pi = \begin{pmatrix} 384 & 192 & 48 & 8 & 1 \\ 633 & 633 & 633 & 633 & 633 \end{pmatrix}$$

$$P(X_{1000000} = 3 | X_0 = 1) \approx \pi_3 = \frac{48}{633}$$

f) hasonlóan lehet látni az i -állapothoz

$$\begin{matrix} i & 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\ \pi_j & 384 & 192 & 48 & 8 & 1 \\ & 633 & 633 & 633 & 633 & 633 \end{matrix}$$

g) költség: $t \cdot i$ (ha t ideig i állapotban marad)

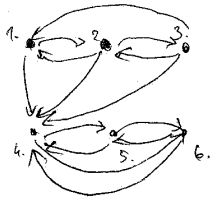
Átlagos költség: $\text{várható érték} = \frac{384}{633} \cdot 0 + \frac{192}{633} \cdot 1 + \frac{48}{633} \cdot 2 + \frac{8}{633} \cdot 3 + \frac{1}{633} \cdot 4$

Tudományosan: van f μ , ami a költség várható értéke $f: \{0, 1, 2, 3, 4\} \rightarrow \mathbb{R}$

$$\text{várható érték} (f(X_t)) = \sum_i \pi_i f(i)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t f(X_s) ds \xrightarrow{\text{ergodic}} E_{\pi} f \quad (\text{ergodic lemm})$$

2019 jan. 3

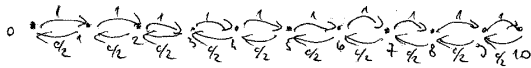


Orbitalja i eny j, k-en vezet ut i-en es j-en i-en.
 Variabels {1, 2, 3} ← hovan, edelgy, stac. db. 0 len
 ← {4, 5, 6}

Stac. relacior edgy a 4, 5, 6 kisse utx

$$\begin{matrix} & \begin{matrix} 1 & 2 & 3 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \end{matrix} & \begin{pmatrix} & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \\ & & & & & \end{pmatrix} \end{matrix}$$

2010 dec 20 M/M/1/B B=10



Xt: rendszerallas merteke

veset: $\text{Exp}(\frac{1}{2})$, mert $E(\text{munka}) = 2$
 kinalgy. idok: $\frac{\text{munka}}{c}$

kinalgyalasi idok $\sim \text{Exp}(\frac{c}{2})$, mert $E(\text{munka}) = 2$

lefelé ugrott merteke
 lefelé ugrott merteke $\frac{c}{2}$

q) $\text{Exp}(\frac{c}{2})$

by mltm-utx

	0	1	2	...	10
0		1			
1	$\frac{c}{2}$		1		
2		$\frac{c}{2}$			
...					
10					1

2011. jan. 10 VM/12

ajandék	adott	dk.	mozg.	Σ
1000	365	26		500
450	192	249	9	600

Hemgenitkiszegelt: a hat v. n. mone eltolasi-c?

$$\chi^2 = n \cdot m \cdot \sum_{i=1}^r \left(\frac{y_i}{n} - \frac{m_i}{n} \right)^2 = 500 \cdot 600 \cdot \left(\frac{1000 - 152}{500 + 600} \right)^2 + \left(\frac{365 - 249}{500 + 600} \right)^2 + \left(\frac{26 - 9}{500 + 600} \right)^2$$

n=500
m=600

i	1	2	3
y_i	1000	365	26
m_i	192	249	9

= 50,62

összehasonlítás χ^2_{n-1} 199 is χ^2_{n-1} -kritikus $(1-\epsilon)$ -kvantilisival = 0,95 - kvantilisival
 pontos értékek: $5,991$

50,62 vs. 5,991

$n-1 = df$ rendszeri szabadság = 2

$\epsilon = 0,05$

Döntés: $50,62 > 5,991 \rightarrow$ elhanyagolható a hipotézis

2011.01.03. 1up/2

	új	régi
új	416	16
régi	23	5

$n=460$

95%-os megfigyelés: hipotézis: független a művelés és a méret

Függetlenségvizsgálat

$$\chi^2 = n \cdot \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s \frac{(Y_{ij} - \frac{Y_{i.} \cdot Y_{.j}}{n})^2}{Y_{i.} \cdot Y_{.j}} = 460 \cdot \left(\frac{(416 - \frac{432 \cdot 435}{460})^2}{432 \cdot 435} + \frac{(16 - \frac{432 \cdot 21}{460})^2}{432 \cdot 21} + \frac{(23 - \frac{28 \cdot 435}{460})^2}{28 \cdot 435} + \frac{(5 - \frac{28 \cdot 21}{460})^2}{28 \cdot 21} \right) = 12,09$$

	1	2	Σ
1	416	16	432
2	23	5	28
Σ	435	21	460

$r=2, s=2$

χ^2 -et összehasonlítjuk $\chi^2_{(r-1) \cdot (s-1)}$ $(1-\epsilon)$ -kritikusértékkel

$df = (r-1) \cdot (s-1)$
 $df = 1$
 $\epsilon = 0,05$

$K = 3,841$

$12,09 > 3,841 \rightarrow$ elutasítjuk a hipotézist

valószínűségi

	1	2	3
Hipotézis (i)	0,1	0,7	0,2
valóság (i)	34	130	36

Hipotézis: a kinyelés esetében $D_1: 1:0,7:0,2$

95% $n=200$ $r=3$

Homogenitásvizsgálat

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \frac{(Y_i - n \cdot p_i)^2}{n \cdot p_i} = \frac{(34 - 200 \cdot 0,1)^2}{200 \cdot 0,1} + \frac{(130 - 200 \cdot 0,7)^2}{200 \cdot 0,7} + \frac{(36 - 200 \cdot 0,2)^2}{200 \cdot 0,2} = \frac{14^2}{20} + \frac{100^2}{140} + \frac{4^2}{40} = 10,91$$

Ezt kell összehasonlítani $\chi^2_{(r-1)}$ $(1-\epsilon)$ -kritikusértékkel $df=2$ $\epsilon=0,05 \rightarrow 5,991$

$10,91 > 5,991 \rightarrow$ elutasítjuk

mi / 2 2011/jan. 3

Nelgy kétség alatti gyógyszer meg:
 • placeboval $x_i \rightarrow 0,1-1$ $2,1; 1,2; 1,4; 2,2; 0,9; 1,7$ $n_1=6$ \checkmark
 • gyógyszerrel $y_j \rightarrow 1-1,8$ $1,2; 2,2; 1,1; 1,8; 0,5; 0,9; 1,6; 1,7$ $n_2=8$ \checkmark

nem tudjuk a gyógyszeres elvárásainak mértékét \rightarrow t-próba

Hipotézis 1: - nem hat $E X = E Y$

Hipotézis 2: - $E X < E X$ hat, gyógyszerrel

Hipotézis 3: - $E X > E X$ hat.

Létszám t-próba, 1-oldali

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{(n_1-1)\sigma_1^2 + (n_2-1)\sigma_2^2}{n_1+n_2-2}}} \cdot \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1+n_2}}$$

$$\bar{x}: \text{átlag, } X_i \text{-t átlag} \frac{\sum_{i=1}^6 X_i}{6} \quad n_1=6$$

$$\bar{y}: \text{átlag, } Y_j \text{-t átlag} \frac{\sum_{j=1}^8 Y_j}{8} \quad n_2=8$$

$\sigma_1^2, \sigma_2^2 :=$ korrigált képzési varianciák

$$\sigma_1^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_i - \bar{x})^2}{n_1 - 1}$$

$$\sigma_2^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_2} (Y_j - \bar{y})^2}{n_2 - 1}$$

Ezt szimulációval $t_{n_1+n_2-2}$ eloszlás t-E táblázatból

$$df = n_1 + n_2 - 2 = 12 \rightarrow K = 1,782$$

$$E = 0,05$$

Tapasztalás: elfogadjuk, ha $t > -1,782$, elutasítjuk, ha $t < -1,782$

2011/jan 3 / 09 / 3

Maximum-likelihood becslés

X_i, Y_n független, közös eloszlásunk $f_\theta(x) = \begin{cases} \frac{1}{\theta} x^{\frac{1}{\theta}-1} & \text{ha } 0 < x < 1 \\ 0 & \text{ha nem} \end{cases}$ $\theta > 0$ $\theta \in (0, \infty)$

adjunk maximum-likelihood becslést θ -ra

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f_\theta(x_i) = \begin{cases} \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta} x_i^{\frac{1}{\theta}-1} & \text{ha minden } X_i \in [0, 1] \\ 0 & \text{ha nem} \end{cases}$$

deriváljuk, legyen \ln az összes Σ alatt

$$l(\theta) = \ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{1}{\theta} - 1 \right) \ln x_i - \ln \theta \right] = \left(\frac{1}{\theta} - 1 \right) \cdot \sum_{i=1}^n \ln x_i - n \cdot \ln \theta$$

$$\left(\frac{1}{\theta} \right)' = -\frac{1}{\theta^2}$$

$$\text{max hely: } 0 = l'(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln x_i \cdot \frac{-1}{\theta^2} - \frac{n}{\theta}$$

$$n\theta = \sum_{i=1}^n -\ln x_i$$

$$\theta = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n -\ln x_i$$