

Τρίτη, 21 Νοεμβρίου 2017

Μελέτη Επενδερού στην Τυχαίο Πίειραμάτος

Έστω X_t η έ.δ. που περιγράφει την κίνηση εώς σημείου t όποια
κινείται έλλιπτα πάνω σε μία ευθεία γραμμή
βιβλιαρία δεξιά με πίθανότητα p

-++ αριστερά

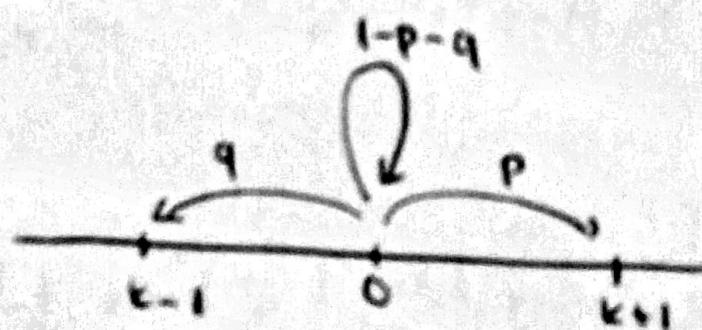
-+-

q

αναποδά

-+-

$1-p-q$



Εσιώ ζι η τι που παριστάνει την 1-οδήγη μεταπόντινη και, χθις, διαρροής στη $x_0=0$

Εργατικά που θα μας απασχολήσουν.

(1) Πτοια είναι πιθανότητα ν. σ.δ. να βρισκεται την χρονική στιγμή x στην θέση x . ($P(x_0=x)$)

(2) Πτοια είναι πιθανότητα ν. σ.δ. μετα από την έγινη χρονική διαστολή να βρισκεται μεταξύ των θέσεων $[x_1, x_2]$ ($P(x_1 \leq x_0 \leq x_2)$)

ΠΙΣΤΗΣΗ

Ο Ιαύρος και η Γεωργία παιζουν τα παιχνίδια. Ο Ιαύρος έχει πιθανότητα νίκης $\frac{1}{2}$ και η Γεωργία $\frac{1}{3}$.

(1) Πτοια είναι πιθανότητα μετα από 10 παιχνίδια ν. σ.δ. να έχει 2 περισσότερες νίκες από 5; ($P(x_{10}=2)$)
(2) Πτοια είναι πιθανότητα μετα από 20 περισσότερες νίκες από 10 ν. σ.δ. να προσγειωθεί στην $x_{20} = 30$; ($P(20 \leq x_{20} \leq 30)$)

ΛΥΣΗ

(1) Εσιώ X_0 είναι σ.δ. που περιγράφει την αριθμό των διακοπάς νικών Γ-Σ Τροφαντών, $x_0=0$

Η σ.δ. μπορεί να περιγράψει ως η κίνηση ενώς ευθυγράφου πάνω σε μετανοή δραστική, στην οποία γράνεται στο σκάκι

Θα υποθέσουμε $x > 0$

Έχει βίκητα δεξιά, αριστερά και αναπιδίδει,

\downarrow \downarrow \downarrow
Πλήθος n_1 , Πλήθος n_2 , Πλήθος n_3

$$n_1 + n_2 + n_3 = n!$$

$$\left. \begin{array}{l} n_1 = \text{apόδικος νίκης της Γ} \\ n_2 = \text{αριθμός νίκης του Σ} \\ n_3 = \text{αριθμός ισοπαλιών} \end{array} \right\} n=10$$

$$\text{Θέλω } n_1 - n_2 = 2 (= x)$$

$\square \square \square \dots \square$ n brikata

Ότι πόσους γρούς βιάζεις που θα κάνεις brikia δεξιά;

$\binom{n}{n_1}$ ή ευθείας πιθανότητα p^n

• Στη συνέχεια, ή επόμενος γρούς λικερις να διαλέγεις από τα υπόλοιπα brikata που θα κάνεις brikata αριστερά;

$\binom{n-n_1}{n_2}$ ή ευθείας πιθανότητα q^n

• Στα υπολογισματα $n = n_1 + n_2 + n_3$ γενοβεται οι n_3 το γηρύος ανανεωσης γενεται προσηλυτισμός $(1-p-q)^{n_3}$

$$P(X_n=k) = \sum_{\substack{n_1+n_2+n_3=n \\ n_1=n_2=k}} \frac{\binom{n}{n_1} \cdot p^{n_1} \binom{n}{n_2} q^{n_2} (1-p-q)^{n_3}}{\text{Τροπή εις την αντίστοιχη πιθανότητα}}$$

$$= \sum_{\substack{n_1+n_2+n_3=n \\ n_1=n_2=k}} \frac{n!}{n_1!(n-n_1)!} \cdot p^{n_1} \cdot \frac{(n-n_1)!}{n_2!(n-n_1-n_2)!} q^{n_2} \cdot (1-p-q)^{n_3} =$$

$$= \sum_{\substack{n_1+n_2+n_3=n \\ n_1=n_2=k}} \frac{n!}{n_1!} p^{n_1} \cdot \frac{1}{n_2! n_3!} q^{n_2} (1-p-q)^{n_3}$$

Άνω επιλογές $p = \frac{1}{3}$ και $q = \frac{2}{3}$

Εώς θα τίχα αναπτύξουμε και

προφανώς έως θα χρησιμοποιήσουμε

το αθροιστικό

(2) $P(x_1 \leq X_u \leq x_2)$

$$= \sum_{k=x_1}^{x_2} P(X_u=k)$$

•

$$= \sum_{k=x_1}^{x_2} \sum_{\substack{u_1+u_2+u_3=k \\ u_1=u_2=k}} \frac{u_1! p^{u_1} q^{u_2} (1-p-q)^{u_3}}{u_1! u_2! u_3!} \quad \text{αριθμούσεις για } k$$

$k=200$

$$k_1 = 20$$

$$k_2 = 30$$

Μη πορούμε να δρούμε μια προσεγγίστικη τίκια:

Κεντρικό Οριακό Θεώρημα

Εστω z_1, z_2, \dots, z_n ανεξάρτητες και εποντικές τ.λ. ή πεπραχτένες με συνίδημη $\mu = E(z_i)$ και διακύβουσα $\sigma^2 = \text{Var}(z_i)$.
Τότε, επικυρώνεται ότι για κάθε n , 

$$\frac{\sum_{i=1}^n z_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{\text{προσεγγ.}} N(0, 1)$$

$$X_0 = 0$$

$$X_1 = z_1 \quad (\text{η πρώτη μέτρηση})$$

$$X_2 = X_1 + z_2 = z_1 + z_2$$

$$X_3 = X_2 + z_3 = z_1 + z_2 + z_3$$

⋮

$$X_n = X_{n-1} + z_n = \sum_{i=1}^n z_i$$

$$P(z_i = z) = \begin{cases} p & , z = 1 \\ q & , z = -1 \\ 1-p-q & , z = 0 \end{cases}$$

$$\mu = E(z_i) = \sum z_i P(z=z_i) = p \cdot 1 + q(-1) + (1-p-q) \cdot 0 = p - q$$

$$\boxed{\mu = p - q}$$

$$Var(z_i) = E(z^2) - [E(z)]^2$$

$$E(z^2) = \sum z_i^2 P(z=z_i) = 1^2 \cdot p + (-1)^2 q + (1-p-q)^2 \cdot 0 = p + q$$

$$\boxed{Var(z_i) = p + q - (p - q)^2}$$

$$\begin{aligned}
 P(x_1 \leq \bar{x}_n \leq x_2) &= P(x_1 - 0.5 \leq \sum z_i \leq x_2 + 0.5) = \\
 &= P\left(\frac{x_1 - n\mu - 0.5}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq \frac{\sum z_i - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq \frac{x_2 - n\mu + 0.5}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) = \\
 &\approx \Phi\left(\frac{x_2 - n\mu + 0.5}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) - \Phi\left(\frac{x_1 - n\mu - 0.5}{\sqrt{n\sigma^2}}\right)
 \end{aligned}$$

A_{ΙΧΗΣΗ}

$$P(\bar{x}_n > a) = ; , 0709$$

(i) $n \rightarrow \infty$

(ii) $\mu z_1 > 0, \delta u \lambda, p - q > 0 \Rightarrow p > q$

$$\begin{aligned}
 \text{(i)} \quad P(X_n > a) &= 1 - P(X_n \leq a) \\
 &= 1 - P(\sum z_i \leq a) = 1 - P(\sum z_i \leq a + 0.5) = \\
 &\approx 1 - P\left(\frac{\sum z_i - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}} \leq \frac{a - n\mu + 0.5}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) \approx \\
 &\approx 1 - \Phi\left(\frac{a + 0.5 - n\mu}{\sqrt{n\sigma^2}}\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - \Phi(-\infty) = 1 - 0 = 1
 \end{aligned}$$

ΕΡΜΗΝΕΙΑ: Όταν $p > q$, το συλλογισμό των επτών λεπτών με πίθανότητα 1 πάντας οποιαδήποτε σειρά των u_i $\rightarrow \infty$

Άλγεβρα

$$P(X_n \leq b) = ; \text{ σταύρωση}$$

(i) $n \rightarrow \infty$

(ii) $\mu = E z_i < 0, \delta u \lambda p - q < 0$

ΛΥΣΗ

$$(i) P(X_n \leq b) \approx \Phi \frac{b - \mu_b + 0.5}{\sqrt{\sigma_b^2}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(+\infty) = 1$$

ΕΡΜΗΝΕΙΑ Όταν $P < q$, το συλλογιδίο του EA.T.P. θε πιθανότητα 1 πάντα 670
 $\rightarrow \infty$, οπότε $n \rightarrow \infty$

ΠΟΛΥΕΝΩΜΙΚΗ ΧΑΤΑΝΟΜΗ

Εστιώ τυχαιο πιράκια που ανοιχτένται από υ 10 γλυφος δοκιμες. Η κάθε
 μία δοκιμή έχει ως δυνατά ανοιχτέσθετα που είναι ήσυχα μεταξύ τους
 Εστιώ τα ευδεξόλιενα c_1, c_2, \dots, c_m ως αντιστοίχεις πιθανότητες
 p_1, p_2, \dots, p_m .

Οι δοκίμες είναι ανεξαρτήτες και η πιθανότητα της κάθι δοκίμης αλλαγής
δινη. Εστι x_1, x_2, \dots, x_n οι γ.η. που παριστούν το αριθμό των
χρημάτων που επιφανείται το c_1, c_2, \dots, c_m αντιτελίχα, με $x_1+x_2+\dots+x_n=k+1$

$$\text{Τότε, } P(x_1=m_1, x_2=m_2, \dots, x_n=m_n) = \frac{n! p_1^{m_1} p_2^{m_2} \dots p_m^{m_n}}{n! m_1! m_2! \dots m_n!}$$

$$\begin{aligned} & \text{με } m_1+m_2+\dots+m_n=n \\ & p_1+p_2+\dots+p_m=1 \end{aligned}$$

ΔΙΑΧΕΙΡΙΣΗ 35-43-51

(35) παραδοσιακούς πληθυσμούς

1. παραδοσιακός

αντίτυπος: Poisson (λ)

αριθμός χρημάτων

χρονος παρακολούθησης $\sim b(t), t \geq 0$

→ M.A.

→ P ;

βοθέντος στις $b(t)=\lambda e^{-\lambda t}$, βρισκεται οριακές πιθαν. Η

(43) Poisson ($\lambda=4$)

$\lambda=7$

→ M.A.

→ $P_{=3}$

→ $\Pi_2 = 3$

χυταριδίκος πληθων έτοι

παραδοσιακούς πληθων

αλιεώς λιττά την εγγύη

του n-οστού πληθων

(51) Poisson ($\lambda=5$)

→ να παρασταθει ως α.δ. και να βρεθει ο P σταν ο χρόνος διέλεγχου
είναι 3 ή 4 ή 5 ημέρες χρονου με $n_1=3, n_2=4, n_3=5$

→ χρόνος διέλεγχου $\sim \text{Exp}(\lambda=10)$, $n_2=5$

O. δοκιμές είναι ανεξάρτητες και η πιθανότητα ότι κάθε δοκιμή αλιστρά^{την}. Εστω x_1, x_2, \dots, x_n οι τ.η. που παριστούν το αριθμό των φορών που επιφανιζούνται C_1, C_2, \dots, C_m ανιστούχα, με $x_1 + x_2 + \dots + x_n = n$

Tοτε, $P(x_1 = n_1, x_2 = n_2, \dots, x_m = n_m) = \frac{n! p_1^{n_1} p_2^{n_2} \dots p_m^{n_m}}{n_1! n_2! \dots n_m!}$

$$n_1 + n_2 + \dots + n_m = n$$

$$p_1 + p_2 + \dots + p_m = 1$$

ΔΙΚΗΣΕΙΣ 35-43-51

(35) τακτικό κινούσανογράφου

1 υπαλλήλος

αφίγια: Poisson (λ)

ουρά απορριψ ξωρη.

Χρονος παρακοντας $\sim b(t), t \geq 0$

χυταριδίκας πελοτών στο
τακτικό και την ουρά
αλίεως λιτά την έξι
του μ-σετού πελατή

→ M.A.

→ P;

→ Βοθήνως ότι $b(t) = \mu e^{-\mu t}$, βρίσκεται στα πάθαν. Π

(43) Poisson ($\lambda=4$)

$$\mu = 4$$

Χωρίς αριθμός προτότυπων 670
επεκτείνεται το μ-0670 προτότυ

→ M.A.

→ $P_2 = ;$

$$\pi_2 = ;$$

(51) Poisson ($\lambda=5$)

→ να παρασταθεί ως α.δ. και να βρεθεί ο P από το χρόνος Ελγχου
είναι 3 ή 4 ή 5 διαδοχές χρονού με πιθ/τες $\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}$ αντίστοιχα

→ χρόνος ελγχου $\rightarrow \text{ExS}(\mu=10), \pi_2 = ;$

Mvzu

$$x_{u+1} = \begin{cases} x_u - 1 + A y_i^{(0)}, & x_u \geq 1 \\ A y_i^{(0)} & , x_u = 0 \end{cases}$$

$$P = \begin{bmatrix} b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \dots \end{bmatrix}$$

İçindeki türdeki olayların şartlı olasılıkları $b_u = P(b=k)$

$$P(b=k) = \int_0^{+\infty} \frac{(2t)^k e^{-2t}}{k!} b(t) dt$$

$$P(b=k) = \frac{b^k 2^k}{(k+2)^{k+1}} = \frac{e^k}{(1+e)^{k+1}} \cdot e^{-\frac{2}{b}}$$

$$b_k = \sum_{i=1}^{\infty} P(B=k | t=t_i) P(t=t_i) =$$

$$= \frac{(3\lambda)^k e^{-3\lambda}}{k!} \cdot \frac{1}{3} + \frac{(4\lambda)^k e^{-4\lambda}}{k!} \cdot \frac{1}{4} + \frac{(5\lambda)^k e^{-5\lambda}}{k!} \cdot \frac{1}{4}$$

ΟΠΙΑΚΕΣ ΤΗΘΑΝΟΤΗΤΕΣ

$$P(B=k) = b_k \frac{e^k}{(1+e)^{k+1}}, \quad k=0, 1, 2, \dots$$

$$P = \begin{bmatrix} b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_0 & \dots & \ddots & \vdots \end{bmatrix} \rightarrow \text{μη διαχωρ. M.A.}$$

\rightarrow ανεπιστρέψιμη

$$x = xP \Rightarrow (x_0, x_1, \dots) = (x_0, x_1, \dots)P \Rightarrow$$

$$\Rightarrow [x_0 = x_0 b_0 + x_1 b_0 \Rightarrow x_0(1-b_0) = x_1 b_0 \xrightarrow{x_0 = \frac{p^0}{(1+p)^1} = \frac{1}{1+p}} \underline{x_0 P = x_1}]$$

$$[x_1 = x_0 b_1 + b_1 x_1 + x_2 b_0 \Rightarrow x_1 = \frac{x_1}{p} b_1 + x_1 b_1 + x_2 b_0 \Rightarrow$$

$$x_1 \left(1 - \frac{b_1}{p} - b_1\right) = x_2 b_0 \Rightarrow x_1 \left(1 - \frac{p}{p(1+p)^1} - \frac{p}{(1+p)^1}\right) = x_2 \frac{1}{1+p} \Rightarrow$$

$$x_1 \frac{(1+p)^2 - (1+p)}{(1+p)^2} = x_2 \frac{1}{1+p} \Rightarrow \underline{x_2 = p^2 x_0}]$$

$$[x_2 = x_0 b_2 + x_1 b_2 + x_2 b_1 + x_3 b_0 \Rightarrow x_2 = \frac{x_2}{p^2} b_2 + \frac{x_2}{p} b_2 + x_2 b_1 + x_3 b_0 \Rightarrow$$

$$x_2 \left(1 - \frac{b_2}{p^2} - \frac{b_2}{p} - b_1\right) = x_3 b_0 \Rightarrow \dots \Rightarrow \underline{x_3 = x_2 p} \Rightarrow \underline{x_3 = p^3 x_0}]$$

Εποικευμένος, $x_k = e^k x_0$, $k=0, 1, 2, \dots$

$$x = (x_0, x_0 p, x_0 p^2, \dots)$$

Για $x_0 \neq 0$, έτσι ότι $x_i \neq 0$, από υπόπτη του
Ορθώ $\sum_{i=0}^{\infty} |x_i| = x_0 \cdot \sum_{k=0}^{\infty} p^k < \infty$

Άλλο $p < 1$, και ΜΑ είναι σταθερή/ειναι

Άλλο $p \geq 1$, δω το περιεχόμενο του Foster \Rightarrow να πάτες σε αστικό^{*}
 \Rightarrow σηματίζει πάθασμα = 0

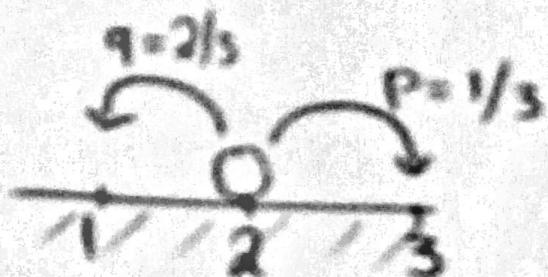
$$\Pi = c(p^0, p^1, p^2, \dots)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \pi_i = 1 \rightarrow c \sum_{i=0}^{\infty} p^i = 1 \rightarrow c = 1 - p$$

Άλλα, $\boxed{\pi_i = (1-p) p^i}$

$$\Pi_2 = (1-p)p^2$$

Задача 46



То същото във вид на формула.

$$\text{Уравнение: } \nu_1 \approx e^{-\nu} \sqrt{2n}$$

На константаи 2 илюстрирати да ν и $\sum_{n=1}^{\infty} P_{22}^{(n)}$ съзграждат

$$P_{22}^{(n)} = P_{22}^{(2n)} = \frac{(2n)!}{n! n!} p^n q^n \approx \frac{(2n)^{2n+1/2} e^{-2n} \sqrt{2n}}{\dots} p^n q^n \approx \dots \approx \frac{(4pq)^n}{\sqrt{n} \sqrt{n}}$$

значи да искаме
да си $P_{22}^{(n)} = 0$

Може да видим че съзграждат $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{(4pq)^n}{\sqrt{n} \sqrt{n}}$

$\Delta v \cdot 4pq < 1 \longrightarrow$ ευρισκές σπαραγκικές

$\Delta v \cdot 4pq = 1 \longrightarrow$ αποχλινό

$\Delta v \cdot 4pq > 1 \longrightarrow$ Ατόπο!