

Μάθημα 3^ο

24/10/2017

Ιτεματικές

$$P^{(n)} = (P_0^{(n)} \ P_1^{(n)}) = P^{(n-1)} \cdot P = \dots = P^{(0)} \ P^n$$

$$P^{(n)} = P^{(0)} \begin{bmatrix} P_{00}^{(n)} & P_{01}^{(n)} \\ P_{10}^{(n)} & P_{11}^{(n)} \end{bmatrix}, \quad P = \begin{bmatrix} 1-\alpha & \alpha \\ \beta & 1-\beta \end{bmatrix}$$

$$P^n = \begin{bmatrix} \frac{\beta + \alpha(1-\alpha-\beta)^n}{\alpha+\beta} & \frac{\alpha - \alpha(1-\alpha-\beta)^n}{\alpha+\beta} \\ \frac{\beta - \beta(1-\alpha-\beta)^n}{\alpha+\beta} & \frac{\alpha + \beta(1-\alpha-\beta)^n}{\alpha+\beta} \end{bmatrix}$$

$$\pi_0 = \frac{\beta}{\alpha+\beta}, \quad \pi_1 = \frac{\alpha}{\alpha+\beta}$$

Άσκηση 3.2.4

Μαρκοβιανός : η αντίδραση του νεαρού εναντίον της πατριαρχικής καταγέλλεται σαν αποτέλεσμα της αντίδρασης των γηραιών προτεριμάς.

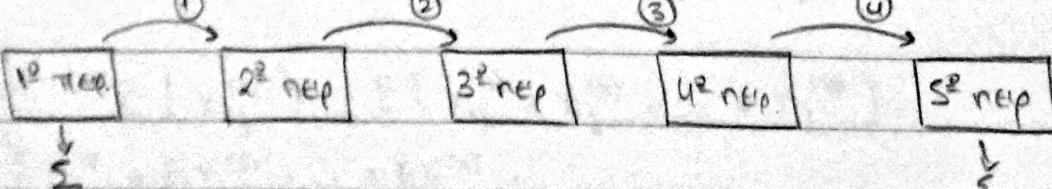
$$P(\text{Σωστή} \rightarrow \text{Σωστή}) = 0,7$$

$$P(\text{Λαθα} \rightarrow \text{Σωστή}) = 0,4$$

Διαρροϊκό πάθος T = {1, 2, 3}, Διαρροϊκό κύρος S = {1, 2}

1) Αν έτοι πέμπτη περίπτωση ο αδερφός αντέδρασε ως υπάρχον. Τότε η

πιθανότητα να αντίδρασε ωστόσο και των S² ήταν ο μερικός περίπτωση.



Αν για ενδιδόμενη τη 2^η, 3^η, 4^η περίπτωση δείχνεται ότι τη 1^η ήταν S² σαν η αποτίμηση

Πιθανοί μεταβολές

$$P = \begin{bmatrix} 0,7 & 0,3 \\ 0,4 & 0,6 \end{bmatrix}$$

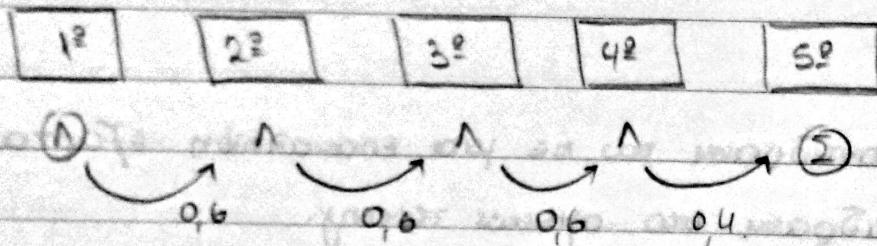
Θέλω τη πιθανότητα $P_{\Sigma\Sigma}^{(4)} = P_{00}^{(4)}$

Εখω $n=4$, $b=0,4$, $a=0,3$

Άρα η πιθανότητα είναι η εξής

$$P_{00}^{(4)} = \frac{0,4 + 0,3(1 - 0,3 - 0,4)^4}{0,7} = \dots$$

ii) Αν οποιο 1^ο πέραμα αντέβραψε πάρος τότε είναι η πιθανότητα να είναι ότι το 5^ο πέραμα έκλινε στο άλιο ο αδειγμές ή αντέβραψε κάτια για 1^ο πόρο;



→ Άρα πάροι οι 2^{ος} ή 3^{ος} πόροι αντέβησαν στην πάρο
που απήνει οι το 2^ο ή το 3^ο δε μεταβολές του άλιο
αυξητικότητα περιττών θέσεων θέτει στην πάρο!

$$\text{Η πιθανότητα να είναι } P = 0,6^3 \cdot 0,4 = \dots$$

Άσκηση 3.2.1, διαλογία

Θεωρητική για μαθ. Η.Α

$$P = \begin{bmatrix} 1-a & a \\ a & 1-a \end{bmatrix} \quad 0.1840, 0.8159$$

$\mu_{ij}^{(n)}$: αναμενόμενο αριθμός επιλεκτικών της λαταρέβων
της j σε η δημόσια γεωργία και την i

Εφτώς $X_{ij}^{(n)}$ η τηλ. που παρίστανται των αριθμών επιλεκτικών
της j σε η δημόσια γεωργία και την i

$$X_{ij}^{(n)} = Y_{ij}^{(1)} + Y_{ij}^{(2)} + \dots + Y_{ij}^{(n)}$$

$$Y_{ij}^{(1)} = \begin{cases} 1, & \text{αν } \text{επιλεξτηκά την } j \text{ στο } 1^{\text{st}} \text{ δημόσια γεωργία και την } i \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$$

$$Y_{ij}^{(2)} = \begin{cases} 1, & \text{αν } \text{επιλεξτηκά την } j \text{ στο } 2^{\text{nd}} \text{ δημόσια γεωργία και την } i \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$$

$$Y_{ij}^{(m)} = \begin{cases} 1, & \text{αν } \text{επιλεξτηκά την } j \text{ στο } m^{\text{th}} \text{ δημόσια γεωργία και την } i \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$$

$$\mu_{ij}^{(n)} = E(X_{ij}^{(n)}) = E(Y_{ij}^{(1)} + Y_{ij}^{(2)} + \dots + Y_{ij}^{(n)}).$$

$$= EY_{ij}^{(1)} + EY_{ij}^{(2)} + \dots + EY_{ij}^{(n)}$$

Θυμολογούμενοι:

$$\text{Ζ τημένη διαρροή από } E[Z] = \sum_z z \cdot P(Z=z)$$

Εκτίμηση των πιθανοτήτων

$$\mu_{ij}^{(n)} = 1 \cdot P(Y_{ij}^{(1)}=1) + 1 \cdot P(Y_{ij}^{(2)}=1) + \dots + 1 \cdot P(Y_{ij}^{(n)}=1) = \\ = P_{ij}^{(1)} + P_{ij}^{(2)} + \dots + P_{ij}^{(n)}$$

Είναι γενικό η πιθανότητα να

④ Η πιθανότητα να έχει μια συγκεκριμένη ποσοτή ή σε

είναι πολύ μικρή η πιθανότητα επιτυχίας δεν είναι γενερική

Άσκηση 3.2.2

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1-a & a \\ 1 & 1-a \end{bmatrix}$$

a_0 : αριθμός των νέων χρονικών περιόδων που η διαδικασία παραγεί νέα 0 μέχρι να μετατρέψει σεν 1

Πρέπει να δώσει τις τιμές της της τελευταίας περιόδου

μετατρέπει λογικά σε 0.

0 → 1 ($a_0=0$)

0 → 0 → 1 ($a_0=1$)

0 → 0 → 0 → 1 ($a_0=2$)

0 → 0 → ... → 0 → 1

X.O.K

$$P(\alpha_0=0) = P(0 \rightarrow 1) = a$$

$$P(\alpha_0=1) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-a) \cdot a$$

$$P(\alpha_0=2) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-a)^2 a$$

:

$$P(\alpha_0=k) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow 0 \rightarrow \dots \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-a)^k \cdot a, k=0,1,2$$

→ Αρχικές σημειώσεις

$$\begin{aligned} E\alpha_0 &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(\alpha_0=k) = \sum_{k=0}^{\infty} k(1-a)^k a = a \sum_{k=0}^{\infty} k(1-a)^{k-1} = \\ &= a \sum_{k=1}^{\infty} k(1-a)^{k-1} (1-a) = a(1-a) \sum_{k=1}^{\infty} k(1-a)^{k-1} = \\ &= a(1-a)(1-(1-a))^{-2} = a(1-a) \cdot a^{-2} = a^{-1}(1-a) = \frac{1-a}{a} \end{aligned}$$

Οριόντως είδικων περιπτώσεων δεοχθαντών διορίστανται

Τυχαίος Περίπατος:

Είσαι ένα ανθρώπινο (μη μολύβι) που κινείται τα αύρια των προγραμμάτων αριθμών.

Είσαι X_0 η θέση των ανθρώπων την χρονική στιγμή 0.

Η θέση των την επόμενη χρονική στιγμή $X_1 = X_0 + Z_1$ με

Z_1 : η εκ των προσωπικών την πρώτη μετατοπίσυ

$$X_2 = X_1 + Z_2 = X_0 + Z_1 + Z_2$$

$$X_3 = X_2 + Z_3 = X_0 + Z_1 + Z_2 + Z_3$$

:

$$X_n = X_0 + Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n = X_0 + \sum_{i=1}^n Z_i$$

Συμπληρώματα

$$\sum_{n=0}^{\infty} x^n = (1-x)^{-1}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} n x^{n-1} = (1-x)^{-2}$$

οι γενετικές μορφές της σύλλογα για αυτό το χρήσιμο περιεχόμενο

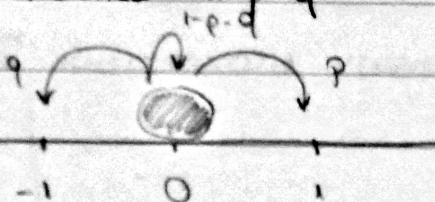
Απλοί τυχαίοι περιπτώσεις

Είναι εύλογο ο τυχαίος περιπτώσεις να τον θυμίζεις οι γενετικές

z_1, z_2, \dots, z_n είναι ανεξάρτητες των κανόνων τ.μ. ή ευναράκην πιθανότητας την είτη:

$$P(z_i=w) = \begin{cases} p, & w=1 \text{ μετατροπή ενός γενετικού μορφέως} \\ q, & w=-1 \text{ μετατροπή ενός γενετικού μορφέως} \\ 1-p-q, & w=0 \text{ καμιά μετατροπή} \end{cases}$$

Το ανησυχήσιμο τον έχει δεξιά με πιθανότητα p , τον έχει εύκολα αριστερά με πιθανότητα q και ανανδιά, προσαρτείται στην την με πιθανότητα $1-p-q$



Ελεύθερη τυχαία περιπτώσεις

Είναι αυτός που η ζωή του δε περιορίζεται

Φύσικα απορροφήσιμη

Είναι το απλότερο που έχει το μηλάκι βρέθη σε ένα τοπίο

καθημερινά σε κάποια τοποθεσία

Φύσικα αποτλητική

Είναι το απλότερο που έχει φθάσει το ανησυχήσιμο επονόματος η ζωή του (δε μπορεί να ζει) που το ανησυχήσιμο ποτέ μετατρέψει σε απειλή για την ζωή του

$$P(a_0=0) = P(0 \rightarrow 1) = \alpha$$

$$P(a_0=1) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-\alpha) \cdot \alpha$$

$$P(a_0=2) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-\alpha)^2 \cdot \alpha$$

:

$$P(a_0=k) = P(0 \rightarrow 0 \rightarrow \dots \rightarrow 0 \rightarrow 1) = (1-\alpha)^k \cdot \alpha, \quad k=0,1,2$$

Διαφορετικό

$$\begin{aligned} E_{a_0} &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(a_0=k) = \sum_{k=0}^{\infty} k(1-\alpha)^k \alpha = \alpha \sum_{k=0}^{\infty} k(1-\alpha)^{k-1} = \\ &= \alpha \sum_{k=0}^{\infty} k(1-\alpha)^{k-1} (1-\alpha) = \alpha(1-\alpha) \sum_{k=0}^{\infty} k(1-\alpha)^{k-1} = \\ &= \alpha(1-\alpha) (1-(1-\alpha))^{-2} = \alpha(1-\alpha) \cdot \alpha^{-2} = \alpha^{-1} (1-\alpha) = \frac{1-\alpha}{\alpha} \end{aligned}$$

Ορισμοί Εδίκων Περιπτώσεων Εποχών και Στοχικών

Τυχαίος Περίπατος:

Είναι ένα σωματίδιο (μήλος) που κινείται τα αέρα των προσγειωτικών αριθμών.

Είναι X η θέση του σωματιδίου τη χρονική σειρά 0.

Η θέση των της επομένων χρονική σειρών $X_1 = X_0 + Z_1$ με

Z_1 : η επί πάσης διαδικασία της πρώτης μετατόπισης

$$X_2 = X_1 + Z_2 = X_0 + Z_1 + Z_2$$

$$X_3 = X_2 + Z_3 = X_0 + Z_1 + Z_2 + Z_3$$

:

$$X_n = X_0 + Z_1 + Z_2 + \dots + Z_n = X_0 + \sum_{i=1}^n Z_i$$

Συμβολή

$$\sum_{n=0}^{\infty} x^n = (1-x)^{-1}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} n x^{n-1} = (1-x)^{-2}$$

η μεταστοιχία χρήσεις της πιθανότητας για αυτό το γεγονός είναι

Απλούς τυχαίους περιπάτους

Είναι εξίσως ο τυχαίος περιπάτους κατά τον άνθρωπο οι μεταστοιχίες

z_1, z_2, \dots, z_n είναι ανεξάρτητες και ιδιοφετικές τ.μ. για διαφορετικές

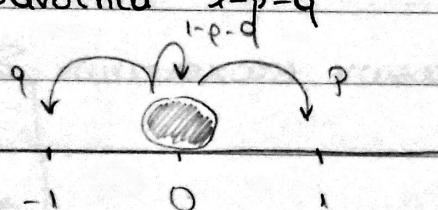
πιθανότητας την ετοιμότητα:

$$P(z_i = w) = \begin{cases} p, & w=1 \text{ μεταστοιχία επιλογής μερικών} \\ q, & w=-1 \text{ μεταστοιχία επιλογής άλλων} \\ 1-p-q, & w=0 \text{ καμία μεταστοιχία} \end{cases}$$

Το σημαντικότερο είναι ότι δεν έχει με πιθανότητα p , τανει ενα

επιλεγμένη με πιθανότητα q και αναντία, προσαρμοστεί σε

δεύτερη με πιθανότητα $1-p-q$



Εγενέρησε τυχαίους περιπάτους

Είναι αυτός που η κίνηση του δε περιορίζεται

Φράγκα αποφθούσια

Είναι το απλότερό του σχεδιό της μηλούτας βρέθηκε επί τούτης
κατηγορία την κίνηση του

Φράγκα αποδεικνύει

Είναι το απλότερό του σχεδιό της μηλούτας βρέθηκε επί τούτης
κίνηση του (δε περιορίζεται την κίνηση του) τον το σημαντικότερο γεγονότη
κατηγορία την κίνηση του

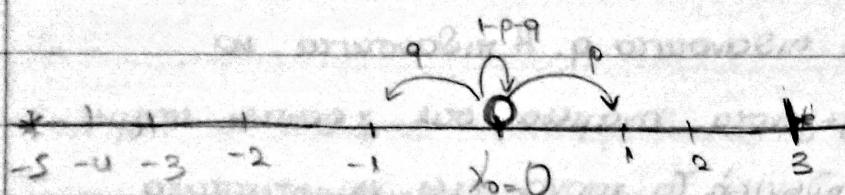
Παραδείγματα | ανατυπώσατε περιπάτως με 2 δραχμές απορρόφησης)

Έλεν 5€, Ολύα 3€

Παιζουν τα παιχνίδι και οικον χάβαν διανυκτ 1€. Το παιχνίδι τελειώνει σαν καναρινούς και τα δύο μείνει καιρις χαρκατα.

Συμβολή με την περιπάτωση να τερματίζει η έλεν με q με περιπάτωση της καναρινούς η έλεν και 1-p-q περιπάτωση

Xn : n ο.δ που περιγράφει το χέριο της έλεν πριν το n-οτο παιχνίδι, (ελένος διάρκεια, καναρινούς)



$$X_1 = X_0 + Z_1$$

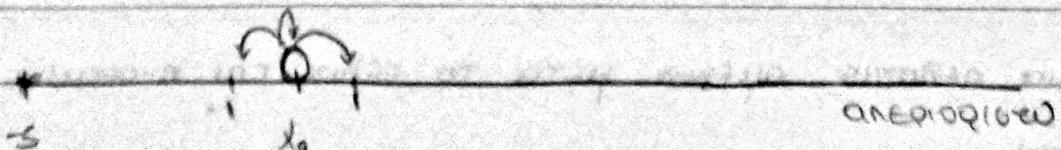
$$P(Z_1 = z) = \begin{cases} p & z=1 \\ q & z=-1 \\ 1-p-q & z=0 \end{cases}$$

Αριθμοι σεγκινες είναι από τους περιπάτους

Τα αριθμοι 3 και -5 είναι δραχμάτα απορρόφησης που έχει σταματήσει το παιχνίδι.

Παραδείγματα

Η έλεν έχει 5€ και η ολύα αντεισόρθρονταί σταθαλασσα

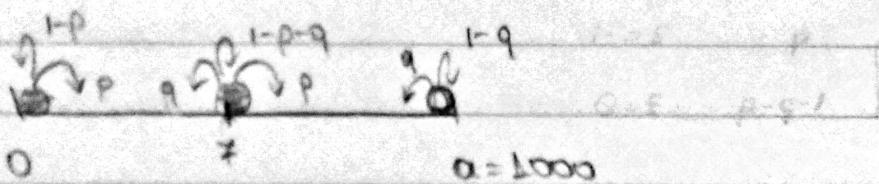


Είναι εν δραχμάτα απορρόφησης το -5

Άλλοι τύποις περιπτώσεων (Α.Τ.Π) για 2 δραχματα ανακτώσεις



Είναι ότι η σ.δ που παριστάνει την αριθμό των φοιτηών
τα οποία είναι επιδέμενα ή αυτοψία χρονικού πλανητηρίου
Ινστιτούτου. Το παρόντα το μελλοντεί ταξίδι επίγειας αριθμείες
χρονικής περιόδου. Ενώ σαφώς είναι ότι τα επίγεια με πλανητηρία
τα επέρχονται από αυτό με πλανητηρία ή. Η πλανητηρία να
εμπλακεί στη περιβολεία γεγονότα ανάμεσα στις χρονικές σειρές
της μελλοντού μας είναι μηδενική. Το χρονικό είναι χωρητικότητα
1000 ετών.



Ιστορικά Επιμπερτών

Οι πρώτες ιστορικά επιμπερτών. Τα πρώτα φτανουν σε αυτό τον ο
αριθμός πελών περιγράφεται από τη Poisson(2)

2 ιστορίες την μονάδα των χρονών των επιμπερτών από έναν
αναγνώστη

Ότι αριθμός πελών αρίθμησε μετα το τέλος της η-ορίου
επιμπερτών

Να αναλογηθεί η πόριση στην Η.Α και να βρεθεί ο πίνακας μεταβολής ή της απολογίας

a) Χρόνος Εfυνηρετήσης γνωρίζεται ότι τος με τη χρονικές

b) χρόνος εfυν. περιγράφεται ότι με διαχριτή τ.μ με δύνατες της t_1, t_2, \dots, t_k χρονικές μονάδες τα ανισορίατα πινακίδες

$$p_1, p_2, \dots, p_k \text{ με } \sum p_i = 1$$

c) $T \sim b(t)$

d) $T \sim E_{\lambda}(t)$

λογικά

$X_n : \dots$

Έχω 6.5 σε διαχριτό χρόνο με διαχριτά χωρού $\{0, 1, 2, \dots\}$

Πίρηνται τανάς να δικαιολογήνω στις 16χνες τη Η.Α

$$X_{n+1} = \begin{cases} X_n - 1 + A_{n+1}, & X_n \neq 1 \\ A_{n+1}, & X_n = 0 \end{cases}$$

συμμετοχή σε διαχριτή περιόδο της τελετής της n+1 εfυν. \rightarrow (αντίτιμη)
συμμετοχή σε διαχριτή περιόδο της τελετής της n εfυν. \rightarrow (αντίτιμη)

Αντι για A_{n+1} βάψω Β σαν Β : σοι πότεν κατα τη

διαρκεία μιας εfυνηρετήσης

Ιστορικός έχω:

$$Y_{n+1} = \begin{cases} X_n - 1 + B, & X_n \neq 1 \\ B, & X_n = 0 \end{cases}$$

Πίθανος P : απεριτή διαδοσης αριων δεν έχει περιορισμό
και αυτοματο έφυγεται πάνω.

$$P = \begin{bmatrix} 0 & b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ 1 & b_0 & b_1 & b_2 & \dots \\ 2 & 0 & b_0 & b_1 & \dots \\ \vdots & 0 & 0 & b_0 & b_1 \dots \end{bmatrix}$$

$$P(B=0) = b_0$$

$$P(B=1) = b_1$$

$$P(B=n) = b_n$$

$P(b=k) = P(\text{x αφιέρων στη διαρκεια μου έφυγεται κανείς})$

$X \sim P(\lambda) \rightarrow$ Εάν X αφιέρων στη μονάδα του χρόνου

$$P(X=x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!}, \quad x=0,1,2,\dots$$

a) $b_n = P(\text{x αφιέρων στη μονάδα του χρόνου})$

Πίθανος για την πόση

?

$t_{μον. χρ}$

λογ. λt

$$\text{Poisson } (\lambda t) \text{ είπε } \frac{(\lambda t)^n e^{-\lambda t}}{n!}$$

$$g) b_K = P(\text{κ αριθμοί κατά τη διάρκεια μιας εβδομάδας})$$

$$= \sum_{i=1}^K P(\text{κ αριθμοί σε χρονική σειρά σε μια εβδομάδα}) =$$

$$\cdot P(\text{εβδομάδα } t_i) =$$

$$= \sum_{i=1}^K \frac{(\lambda t_i)^k e^{-\lambda t_i}}{k!} \cdot P_i$$

$$g) b_K = P(\text{κ αριθμοί κατά τη διάρκεια μιας εβδομάδας})$$

Έχω δύο τρόπους για να λύσω

$$b_K = \int_0^{+\infty} \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!} \cdot b(t) dt$$

αρκεί να υπολογίζω τον όρο $b(t)$ στη σημερινή ημέρα...

$$g) b(t) = \mu e^{-\mu t}$$

για $t \geq 0$

αρκεί να βάλω τον όρο μ στη συνάρτηση $b(t)$ και να το υπολογίσω

$$\int_0^{+\infty} \frac{(\lambda t)^k e^{-\lambda t}}{k!} \mu e^{-\mu t} dt$$

Για επόμενη δραστική

λαμβάνω για $p^{(n)}$ και p^n