

## ΦΥΛΛΑΔΙΟ ΑΣΚΗΣΕΩΝ #1

$$\#1(a) F_X(x) = \lim_{y \rightarrow \infty} F(x, y) = (1 - e^{-4x^2}) \lim_{y \rightarrow \infty} (1 - e^{-3y}) = 1 - e^{-4x^2}, x > 0$$

$$F_Y(y) = \lim_{x \rightarrow \infty} F(x, y) = (1 - e^{-3y}) \lim_{x \rightarrow \infty} (1 - e^{-4x^2}) = 1 - e^{-3y}, y > 0.$$

(b) (i) Έστω τα ενδεχόμενα

A: ο λαμπτήρας A ζει λιγότερο από 500 ώρες, δηλαδή  $X < \frac{1}{2}$   
 και B: ο λαμπτήρας B ζει λιγότερο από 500 ώρες, δηλαδή  
 $Y < \frac{1}{2}$ . Ζητάμε την πιθανότητα:

$$P(A^c \cap B^c) = P((A \cup B)^c) = 1 - P(A \cup B) = 1 - P(A) - P(B) + P(A \cap B)$$

$$\text{Είναι } P(A) = P(X < \frac{1}{2}) = F_X(\frac{1}{2}) = 1 - e^{-4(\frac{1}{2})^2} = 1 - e^{-1} \approx 63\%$$

$$P(B) = P(Y < \frac{1}{2}) = F_Y(\frac{1}{2}) = 1 - e^{-3 \cdot \frac{1}{2}} = 1 - e^{-3/2}$$

$$P(A \cap B) = P(X < \frac{1}{2}, Y < \frac{1}{2}) = F(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) = (1 - e^{-1})(1 - e^{-3/2})$$

και

$$(ii) \text{ Ζητάμε την πιθανότητα: } P(A^c \cup B^c) = P((A \cap B)^c)$$

$$= 1 - P(A \cap B)$$

$$(c) f_X(x) = F'_X(x) = (1 - e^{-4x^2})' = 8xe^{-4x^2}, x > 0$$

$$f_Y(y) = F'_Y(y) = (1 - e^{-3y})' = 3e^{-3y}, y > 0$$

$$\text{και } f(x, y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F(x, y) = 24xe^{-3y}e^{-4x^2}, x > 0, y > 0. \quad \square$$

$$\#2 \text{ } \underline{\text{1ος τρόπος:}} \quad P(X+Y=k) = \sum_{i=0}^n P(X=i, Y=k-i)$$

$$\underline{X, Y \text{ ανεξ.}} \quad \sum_{i=0}^n P(X=i)P(Y=k-i) = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \binom{m}{k-i} p^{k-i} (1-p)^{m-k+i}$$

$$= p^k (1-p)^{n+m-k} \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \binom{m}{k-i} = \binom{n+m}{k} p^k (1-p)^{n+m-k}$$

✓ ίσα από γνωστή ταυτότητα της συνδυαστικής

Άρα  $X+Y \sim \text{Bin}(n+m, p)$ .

-2-

2ος τρόπος:  $M_{X+Y}(t) = E(e^{t(X+Y)}) \xrightarrow{X, Y \text{ ανεξ.}} E(e^{tX})E(e^{tY})$   
 $= M_X(t)M_Y(t) = (pe^t + 1-p)^n (pe^t + 1-p)^m = (pe^t + 1-p)^{n+m}$   
 $t \in \mathbb{R}.$

Άρα  $X+Y \sim \text{Bin}(n+m, p)$ .  $\square$

#3 Είναι

$$\text{Cov}(5X+4, 2-Y) = 5\text{Cov}(X, 2) - 5\text{Cov}(X, Y) + \text{Cov}(4, 2) - \text{Cov}(4, Y)$$
$$= -5\text{Cov}(X, Y) = -5[E(XY) - E(X)E(Y)]$$

Για τον υπολογισμό των  $E(X), E(Y)$  χρειάζονται οι πυκνότητες  $f_X, f_Y$ .

Έχουμε:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{3}{2} e^{-(x+y)} I(0 < x < 2y) dy = \frac{3}{2} e^{-x} I(x > 0) \int_{\frac{x}{2}}^{\infty} e^{-y} dy$$
$$= \frac{3}{2} e^{-\frac{3x}{2}} I(x > 0), \text{ δηλαδή } X \sim \text{Ευθετική}\left(\frac{3}{2}\right), \text{ όπου } I_n$$

δείκτης συνάρτησης.

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{3}{2} e^{-(x+y)} I(0 < x < 2y) dx = \frac{3}{2} e^{-y} I(y > 0) \int_0^{2y} e^{-x} dx$$
$$= \frac{3}{2} (e^{-y} - e^{-3y}) I(y > 0)$$

$$E(X) = \frac{2}{3}, E(Y) = \int_0^{\infty} y \frac{3}{2} (e^{-y} - e^{-3y}) dy = \frac{4}{3} \text{ και}$$

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dx dy = \frac{3}{2} \int_0^{\infty} x e^{-x} \left[ \int_{\frac{x}{2}}^{\infty} y e^{-y} dy \right] dx = \frac{10}{9}$$

$$\text{Άρα } \text{Cov}(5X+4, 2-Y) = -5 \left( \frac{10}{9} - \frac{2}{3} \frac{4}{3} \right) = -\frac{10}{9}. \square$$

#4 (a)  $F(x) = P(X \leq x) = \int_a^x \theta e^{-\theta(y-a)} dy = 1 - e^{-\theta(a-x)}, x > a$

$$P\left(\frac{a}{2} < X < a+1\right) = \int_{\frac{a}{2}}^{a+1} f(x) dx = \int_a^{a+1} f(x) dx = \int_a^{a+1} \theta e^{-\theta(a-x)} dx =$$

$$= 1 - e^{-\theta}$$

$$(b) M(t) = E(e^{tX}) = \int_a^{\infty} e^{tx} \theta e^{-\theta(x-a)} dx = \frac{\theta}{\theta-t} e^{ta}, \quad t < \theta$$

$$(d) EX = M'(0) = \frac{1+a\theta}{\theta}, \quad \text{var}(X) = EX^2 - (EX)^2 \\ = M''(0) - (EX)^2 = \frac{1}{\theta^2} \quad \square$$

#5 Έστω  $Y :=$  χρόνος (σε ώρες) μέχρι την απελευθέρωση  
και  $X :=$  πόρτα που διαλέγει αρχικά

$$E[Y] = E[E(Y|X)] = E[Y|X=1]P(X=1) + E(Y|X=2)P(X=2) \\ + E(Y|X=3)P(X=3) \\ = \frac{1}{3} [E(Y|X=1) + E(Y|X=2) + E(Y|X=3)]$$

Όπως

$$E(Y|X=1) = 3, \quad E(Y|X=2) = 5 + EY, \quad E(Y|X=3) = 7 + EY$$

$$\text{Συνεπώς } EY = \frac{1}{3} (3 + 5 + EY + 7 + EY) \Rightarrow \underline{EY = 4.5} \quad \square$$

$$\underline{\#6} \quad F_{Z_n}(z) = P(n(1-Y_n) \leq z) = P(Y_n \geq 1 - \frac{z}{n}) = 1 - P(Y_n < 1 - \frac{z}{n})$$

$$\frac{X_1, \dots, X_n}{\text{ανεξ.}} \quad 1 - \prod_{i=1}^n P(X_i < 1 - \frac{z}{n}) = 1 - [P(X_1 < 1 - \frac{z}{n})]^n$$

$$= 1 - \left(1 - \frac{z}{n}\right)^n, \quad 0 < z < 1$$

$$\text{Παρατηρούμε ότι } F_{Z_n}(z) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - e^{-z} = F_Z(z),$$

$$\text{όπου } Z \sim \text{Ευθετική}(1) \text{ συνεπώς } Z_n \xrightarrow{d} Z. \quad \square$$

$$\#1 \quad P(X_{n+1}=i_{n+1} | X_n=i_n, X_{n-1}=i_{n-1}, \dots, X_0=i_0)$$

$$= \frac{P(X_{n+1}=i_{n+1}, X_n=i_n, \dots, X_0=i_0)}{P(X_n=i_n, \dots, X_0=i_0)}$$

$$\frac{X_n, n=0,1,\dots}{\text{ανεξ.}} \quad \frac{P(X_{n+1}=i_{n+1})P(X_n=i_n)\dots P(X_0=i_0)}{P(X_n=i_n)\dots P(X_0=i_0)} = P(X_{n+1}=i_{n+1})$$

Άρα, η ακολουθία  $X_n, n=0,1,\dots$  είναι Μαρκοβιανή αλυσίδα σε διακριτό χρόνο. Είναι και ομογενής αν οι τ.ρ.  $X_n, n=0,1,\dots$  είναι ισόνομες.  $\square$

#2 Έστω για  $n=1,2,\dots$

$$X_n = \begin{cases} 1, & \text{αν για τη } n\text{-οστή ρίψη χρησιμοποιούμε το } 1^{\circ} \text{ νόμισμα} \\ 2, & \text{αν για τη } n\text{-οστή ρίψη χρησιμοποιούμε το } 2^{\circ} \text{ νόμισμα} \end{cases}$$

Αν γνωρίζουμε ότι  $X_n=i$  μπορούμε να υπολογίσουμε τη δεσμευμένη πιθανότητα της  $X_{n+1}$  και έτσι δεν χρειάζεται να γνωρίζουμε τις τιμές των  $X_0, X_1, \dots, X_{n-1}$ . Επομένως, η  $X_n, n=0,1,\dots$  είναι μία Μαρκοβιανή αλυσίδα σε διακριτό χρόνο. Ο πίνακας  $P$  είναι

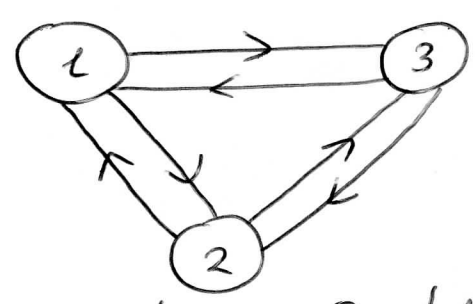
$$P = \begin{pmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{pmatrix}$$

Η  $n$ -οστή πιθανότητα είναι

$$\begin{aligned} P(X_2=1) &= P(X_2=1 | X_0=1)P(X_0=1) + P(X_2=1 | X_0=2)P(X_0=2) \\ &= \frac{P_{11}^{(2)} + P_{21}^{(2)}}{2} = \frac{1-2(a-b)+a^2-b^2}{2}, \text{ από τον} \end{aligned}$$

τύπο του Παραδείγματος για τον υπολογισμό του πίνακα  $P^n$

#3(a) Το διάγραμμα καταστάσεων που αντιστοιχεί στον πίνακα  $P_2$  είναι:



$$I = \{1, 2, 3\}$$

Όλες οι καταστάσεις είναι έρρονες θετικές και απεριοδικές. Επικοινωνούν ανά δύο μεταξύ τους. Δηλαδή όλες οι καταστάσεις είναι ερροδικές.

Άρα  $M = \emptyset$  και  $E = \{1, 2, 3\}$ .

Για την κατάσταση 1  $f_{11}^{(1)} = 0$

$$f_{11}^{(2)} = p_{12}p_{21} + p_{13}p_{31} = 2pq$$

$$f_{11}^{(3)} = p_{12}p_{23}p_{31} + p_{13}p_{32}p_{21} = p^3 + q^3$$

$$f_{11}^{(4)} = p_{12}p_{23}p_{32}p_{21} + p_{13}p_{32}p_{23}p_{31} = 2(pq)^2$$

$$\begin{aligned} f_{11}^{(5)} &= p_{12}p_{23}p_{32}p_{23}p_{31} + p_{13}p_{32}p_{23}p_{32}p_{21} \\ &= p^4q + q^4p = pq(p^3 + q^3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_{11}^{(6)} &= p_{12}p_{23}p_{32}p_{23}p_{32}p_{21} + p_{13}p_{32}p_{23}p_{32}p_{23}p_{31} \\ &= p^3q^3 + p^3q^3 = 2p^3q^3 \end{aligned}$$

Ο γενικός τύπος είναι: 
$$f_{11}^{(n)} = \begin{cases} 0, & n=1 \\ 2(pq)^{n/2}, & n \text{ άρτιος} \\ (pq)^{\frac{n-3}{2}}(p^3+q^3), & n \text{ περιττός} \end{cases}$$

Άρα,

$$\begin{aligned} f_{11} &= \sum_{n=1}^{\infty} f_{11}^{(n)} = \sum_{k=1}^{\infty} f_{11}^{(2k)} + \sum_{k=1}^{\infty} f_{11}^{(2k+1)} \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} 2(pq)^k + \sum_{k=1}^{\infty} (p^3+q^3)(pq)^{k-1} = \frac{2pq}{1-pq} + \frac{p^3+q^3}{1-pq} = \end{aligned}$$

$$= \frac{p^3 + q^3 + 2pq}{1 - pq} = \frac{(p+q)(p^2 - pq + q^2) + 2pq}{(1 - pq)}$$

$$= \frac{p^2 - pq + q^2 + 2pq}{1 - pq} = \frac{(p+q)^2 - pq}{1 - pq} = \frac{1 - pq}{1 - pq} = 1$$

$$\Rightarrow f_{11} = 1 \Rightarrow 1 \text{ \acute{\epsilon}\rho\rho\omicron\nu\eta.}$$

Επίσης

$$p_{11} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{11}^{(n)} < \infty \text{ διότι}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} (2n) f_{11}^{(2n)} = \sum_{n=1}^{\infty} (2n) 2(pq)^n = 4 \sum_{n=1}^{\infty} n(pq)^n$$

$$= 4pq \sum_{n=1}^{\infty} n(pq)^{n-1} = \frac{4pq}{(1-pq)^2} < \infty$$

Επίσης

$$\sum_{n=1}^{\infty} (2n+1) f_{11}^{(2n+1)} = \sum_{n=1}^{\infty} (2n+1)(pq)^{n-1}(p^3 + q^3)$$

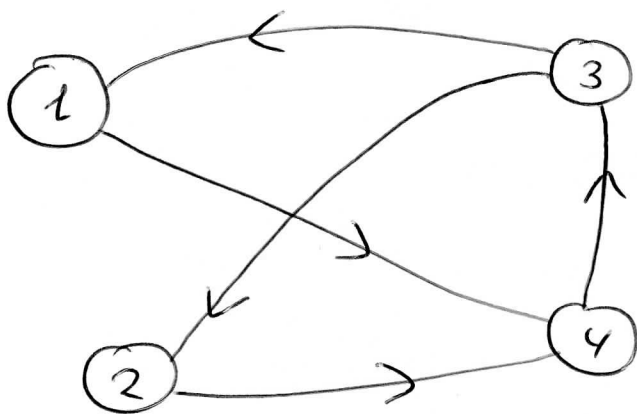
$$= (p^3 + q^3) \left[ 2 \sum_{n=1}^{\infty} n(pq)^{n-1} + \sum_{n=1}^{\infty} (pq)^{n-1} \right]$$

$$= (p^3 + q^3) \left[ \frac{2}{(1-pq)^2} + \frac{1}{1-pq} \right] < \infty \text{ δηλ.}$$

$$p_{11} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{11}^{(n)} < \infty, \text{ \acute{\alpha}\rho\alpha \eta \kappa\alpha\tau\acute{\alpha}\sigma\tau\alpha\sigma\eta 1 \acute{\epsilon}\iota\nu\alpha\iota \acute{\epsilon}\rho\rho\omicron\nu\eta,}$$

θετινή. Αφού επιμοιωννεί με τις 2, 3 και οι 2, 3 θα είναι \acute{\epsilon}\rho\rho\omicron\nu\epsilon\varsigma, θετινές.

(b) Κατασκευάζουμε το διάγραμμα καταστάσεων που αντιστοιχεί στον πίνακα  $P_2$  και έχουμε:



$$I = \{1, 2, 3, 4\}$$

$$M = \emptyset$$

$$E = \{1, 2, 3, 4\}$$

Όλες οι καταστάσεις είναι έρρονες, θετιμές και είναι περιο-  
δικές με περίοδο  $d=3$ .

$$f_{ii}^{(1)} = 0, f_{ii}^{(2)} = 0, f_{ii}^{(3)} = p_{14} p_{43} p_{31} = p$$

$$f_{ii}^{(4)} = 0, f_{ii}^{(5)} = 0, f_{ii}^{(6)} = p_{14} p_{43} p_{32} p_{24} p_{43} p_{31} = p q$$

$$f_{ii}^{(7)} = 0, f_{ii}^{(8)} = 0, f_{ii}^{(9)} = p_{14} p_{43} p_{32} p_{24} p_{43} p_{32} p_{24} p_{43} p_{31} = p q^2$$

$$f_{ii}^{(n)} = p q^{\frac{n-3}{3}} = p q^{\frac{n}{3}-1}, n=3k, k=1, 2, \dots$$

$$f_{ii} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ii}^{(n)} = p + p q + p q^2 + \dots = p(1 + q + q^2 + \dots) = p \frac{1}{1-q} = \frac{p}{p} = 1$$

$$r_{ii} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{ii}^{(n)} = 3p + 6p q + 9p q^2 + \dots = p(3 + 6q + 9q^2 + \dots)$$

$$3 + 6q + 9q^2 + \dots = 3(1 + 2q + 3q^2 + \dots) = 3 \sum_v$$

$$\left. \begin{aligned} \sum_v &= 1 + 2q + 3q^2 + \dots \\ q \sum_v &= q + 2q^2 + 3q^3 + \dots \end{aligned} \right\} \Rightarrow \sum_v - q \sum_v = 1 + q + q^2 + \dots = \frac{1}{1-q}$$

$$\Rightarrow \sum_v = \frac{1}{(1-q)^2} \quad \text{Άρα } r_{ii} = p 3 \sum_v = \frac{3p}{(1-q)^2} < \infty.$$

Άρα, η 1 είναι έρρονη, θετιμή. Οποίως για 2.

$$f_{33}^{(n)} = f_{33}^{(3)} = p_{32} p_{24} p_{43} + p_{31} p_{14} p_{43} = p + q = 1$$

$$r_{33} = \sum_{n=1}^{\infty} n f_{33}^{(n)} = 3 < \infty. \text{ Άρα 3 έρρονη, Θετική.}$$

$$\text{Όμοια } f_{44}^{(n)} = f_{44}^{(3)} = 1 \text{ και } r_{44} = 3 < \infty. \text{ Άρα 4 έρρονη, Θετική.} \quad \square$$

#4 Παρατηρούμε ότι ο πίνακας  $P_2$  είναι διπλά στοχαστικός.

Από γνωστό Παράδειγμα στις στάσιμες κατανομές, έπεται ότι:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} p_{ij}^{(n)} = \frac{1}{3}, \quad i, j = 1, 2, 3 \quad \square$$

#5 Αν  $Y_n = 0$  τότε  $S(Y_n) = 0$  και  $Y_{n+1} = X_{n+1}$ , ενώ αν  $Y_n \neq 0$  τότε  $S(Y_n) = 1$  και  $Y_{n+1} = X_{n+1} + Y_n - 1$ . Επειδή η  $X_{n+1}$  είναι ανεξάρτητη των  $Y_1, \dots, Y_n$  αν γνωρίζουμε την τιμή της  $Y_n$  τότε δεν χρειάζονται οι τιμές των  $Y_1, \dots, Y_{n-1}$  για τον υπολογισμό της δεσφωμένης συνάρτησης πιθανότητας της  $Y_{n+1}$ . Επομένως η  $Y_n, n = 0, 1, 2, \dots$  είναι μία Μαρκοβιανή αλυσίδα με πιθανότητες μετάβασης:

$$p_{0j} = P(Y_{n+1} = j | Y_n = 0) = P(X_{n+1} = j) = p_j, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

και για  $i = 1, 2, \dots$

$$p_{ij} = P(Y_{n+1} = j | Y_n = i) = P(X_{n+1} = j - i + 1) = p_{j-i+1}$$

για  $j \geq i-1$ .

$$p_{ij} = 0 \text{ για } j < i-1. \quad \square$$