

**ΗΥ-217: Πιθανότητες  
9ο Φροντιστήριο**

Επιμέλεια: Καράλας Κώστας

12 Δεκεμβρίου 2014

**Πρόβλημα 1**

Ένα κύκλωμα υπολογιστή έχει διάρκεια ζωής η οποία αποτελεί μία συνεχή τυχαία μεταβλητή. Έστω ότι ένα εργοστάσιο παράγει ένα μείγμα «καλών» και «κακών» κυκλωμάτων. Για κάποια θετική σταύρερά  $a$ , η διάρκεια ζωής των καλών κυκλωμάτων είναι εκθετικά κατανεμημένη με παράμετρο  $a$  ενώ η διάρκεια ζωής των κακών κυκλωμάτων είναι εκθετικά κατανεμημένη με παράμετρο  $1000a$ . Έστω ότι το ποσοστό των «καλών» κυκλωμάτων είναι  $p$  και ότι το ποσοστό των κακών κυκλωμάτων είναι  $1 - p$ .

- (i) Υπολογίστε την πιθανότητα ότι ένα τυχαία επιλεγμένο κύκλωμα εξακολουθεί να λειτουργεί μετά από  $t$  μονάδες χρόνου.
- (ii) Υπολογίστε την α.σ.χ. και την συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας της διάρκειας ζωής ενός τυχαία επιλεγμένου κυκλώματος.
- (iii) Για να γίνει διαλογή των «καλών» κυκλωμάτων, κάθε κύκλωμα δοκιμάζεται για  $t$  μονάδες χρόνου και μόνο εκείνα τα οποία δεν χαλάνε κατά τη δοκιμή αποστέλλονται στους πελάτες. Υπολογίστε την πιθανότητα ότι ένας πελάτης λαμβάνει ένα «κακό» κύκλωμα ως συνάρτηση των παραμέτρων  $a, p$ , και  $t$ . Αν  $p = 0.9$ , πόσο πρέπει να διαρκεί η δοκιμή (δηλαδή, πόσο μεγάλο πρέπει να είναι το  $t$ ) ώστε η πιθανότητα να στέλνονται κακά κυκλώματα στους πελάτες να είναι μικρότερη από 1%;

**Λύση:**

Έστω οτι n της X είναι ο χρόνος λήφης ενός τυχαία επιλεγμένου κοκκινίκατος.

Ορισθείτε τα εξής σημεία:

A: "Το κοκκινίκι εγκαταλείπει να λειτουργεί κατά την χρονική σεχτική t"

B: "Το κοκκινίκι είναι κακό"

G: "Το κοκκινίκι είναι καλό"

Κάνοντας υπονομών των εκθετικών παραμόρτιμης σχηματισμούς είχαμε:

$$P(A_t \mid G) = \int_t^{\infty} a \cdot e^{-ax} dx = e^{-at}$$

$$P(A_t \mid B) = \int_t^{\infty} 1000a e^{-1000ax} dx = e^{-1000at}$$

i) Θεωρούμε ορικής ΤΙΔωδοτικότητας:

$$\begin{aligned} P(A_t) &= P(G) \cdot P(A_t \mid G) + P(B) \cdot P(A_t \mid B) = \\ &= p \cdot e^{-at} + (1-p) \cdot e^{-1000at} \end{aligned}$$

ii) Η ασ.κ. της X είναι:

$$F_X(x) = P(X \leq x) = 1 - P(A_x) = 1 - p e^{-ax} - (1-p) e^{-1000ax}$$

Επιλογέωντας, η σ.π.π. είναι:

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = p \cdot a \cdot e^{-ax} + (1-p) \cdot 1000a e^{-1000ax}$$

iii) Από τον οριζόντας Σειράς Επενδύσεων Τιθωνούσας εξαρ:

$$P(B|A_t) = \frac{P(B \cap A_t)}{P(A_t)} \quad (1)$$

$$\text{Έπισης λέγεται ότι: } P(B \cap A_t) = P(B) \cdot P(A_t | B) = \\ = (1 - p) e^{-1000at} \quad (2)$$

Επομένως, από (1) & (2)  $\Rightarrow$

$$\Rightarrow P(B | A_t) = \frac{(1-p) e^{-1000at}}{p \cdot e^{-at} + (1-p) e^{-1000at}} = \frac{1}{(p/(1-p)) e^{999at} + 1}$$

Τίποκεψήνου να λέγεται  $P(B | A_t) < 0.01$  ήταν  $p/(1-p) = g$ ,  
τίπεται να λέγεται:

$$\frac{1}{g \cdot e^{999at} + 1} < 0.01 \Leftrightarrow 1 < (g \cdot e^{999at} + 1) \cdot 0.01 \Leftrightarrow \\ \Leftrightarrow g \cdot e^{999at} > 99 \Leftrightarrow e^{999at} > 11 \Leftrightarrow t > \frac{\ln(11)}{999\alpha}$$

## Πρόβλημα 2

Ο Κώστας και η Μαρία συναγωνίζονται ποιος από τους δύο θα ρίξει πιο μακριά το φρίσμπι. Η απόσταση  $X$  (σε μέτρα) που το ρίχνει ο Κώστας ακολουθεί ομοιόμορφη χατανομή στο διάστημα  $[0, 100]$ , ενώ η απόσταση  $Y$  που το ρίχνει η Μαρία ακολουθεί εκθετική χατανομή με παράμετρο  $\lambda = 1/60$ .

- Ποια είναι η πιθανότητα ότι ο Κώστας θα ρίξει το φρίσμπι στα 75 μέτρα;
- Ποια είναι η πιθανότητα ότι η Μαρία θα ρίξει το φρίσμπι σε απόσταση μεγαλύτερη των 100 μέτρων;
- Ποιες είναι οι μέσες αποστάσεις που το ρίχνουν ο Κώστας και η Μαρία;
- Ποιος από τους δύο φίλους είναι πιο πιθανό να ρίξει πιο μακριά το φρίσμπι; Βοήθεια: Βρείτε την από χοινού σ.π.π. των  $X$  και  $Y$ . Κατόπιν, αρχεί να υπολογίσετε την πιθανότητα  $P(X > Y)$ .
- Δεδομένου ότι ο Κώστας στέλνει το φρίσμπι στα 75 μέτρα, ποια είναι η δεσμευμένη σ.π.π της απόστασης ρίψης της Μαρίας;

Λύση:

Έστω  $X$  και  $Y$  οι αποστάσεις των βολών του Κώστα και της Μαρίας αντίστοιχα.

Οι βολές είναι ανεξάρτητες, οπότε η κοινή σ.π.π.

Θα λύσουμε:

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{100} \cdot \frac{1}{60} e^{-\frac{y}{60}}, & 0 \leq x \leq 100, y \geq 0 \\ 0, & \text{αλλιώς} \end{cases}$$

$$i) P(X=75) = \int_{75}^{100} \frac{1}{100} dx = 0$$

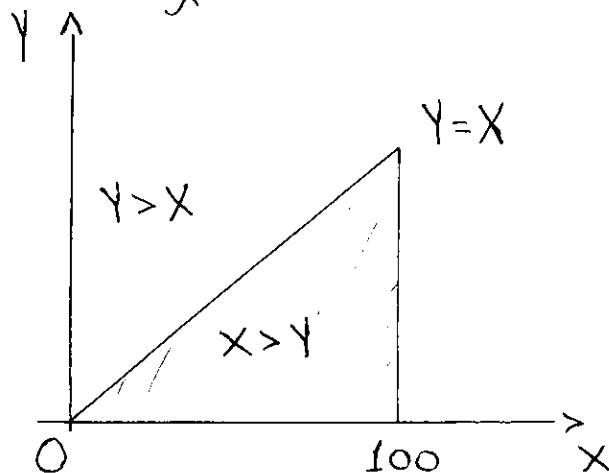
$$ii) P(Y>100) = \int_{100}^{\infty} \frac{1}{60} e^{-\frac{y}{60}} dy = e^{-\frac{100}{60}} \approx 0.1889$$

$$\text{iii) } E[X] = \frac{0+100}{2} = 50$$

$$E[Y] = \frac{1}{2} = \frac{1}{1/60} = 60$$

iv) Θελούμε να βρούμε την πιθανότητα  $P(X > Y)$  και να τη συγχρίνουμε με την πιθανότητα  $P(X < Y)$ .

Φτιάχνουμε το παρακάτω σχήμα:



Χρησιμοποιώντας το σχήμα, λογικό:

$$\begin{aligned} P(X > Y) &= \int_0^{100} \int_0^x f_{X,Y}(x,y) dy dx = \int_0^{100} \int_0^x \frac{1}{100} \frac{1}{60} e^{-\frac{y}{60}} dy dx = \\ &= \int_0^{100} \left[ \frac{1}{100} \frac{1}{60} (-60) e^{-\frac{y}{60}} \right]_0^x dx = \int_0^{100} -\frac{1}{100} e^{-\frac{x}{60}} + \frac{1}{100} dx = \\ &= \left[ -\frac{1}{100} (-60) e^{-\frac{x}{60}} + \frac{1}{100} x \right]_0^{100} = 0.6 e^{-\frac{100}{60}} + 1 - 0.6 \approx \\ &\approx 0.5133 \end{aligned}$$

$$\text{Επομένως, } P(Y > X) = 1 - P(X > Y) \approx 0.4867$$

Σημείωση: Απλώς καταφέρας τις αντενδυνέες τιμές,  
Ως λέγετε ότι είναι πιο πιθανό ν θαρία ν πίγει πιο πιθανά.  
Όπως, τελικά δημιουργείς την πιθανότητα ν πίγει πιο πιθανός ο  
Κώστας είναι επιδόριος υπολογισμός.

$$\checkmark) f_{Y|X}(y|x) = f_Y(y), \text{ αφού οι τιμές } X \text{ και } Y \text{ είναι ανεξάρτητες.}$$

### Πρόβλημα 3

Οι συνεχείς τ.μ.  $X$  και  $Y$  έχουν από χοινού σ.π.π.:

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{xy+1}{C}, & -1 \leq x \leq 1, -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{αλλιώς.} \end{cases}$$

- (i) Υπολογίστε την περιθωριακή σ.π.π. της τ.μ.  $X$ .
- (ii) Υπολογίστε τη σταθερά  $C$ .
- (iii) Υπολογίστε τη δεσμευμένη σ.π.π. της τ.μ.  $Y$  δεδομένης της  $X$ ,  $f_{Y|X}(y|x)$ .
- (iv) Υπολογίστε την πιθανότητα  $P(X + Y \geq 1)$ .

Λύση:

i) Το πεδίο φρικών της  $f_X$  είναι το διστηρά  $[-1, 1]$ .

Για  $-1 \leq x \leq 1$  είναι,

$$f_X(x) = \int_{-1}^1 \frac{xy+1}{C} dy = \left[ \frac{xy^2}{2C} + \frac{y}{C} \right]_{-1}^1 = \frac{2}{C}$$

Συνεπώς,

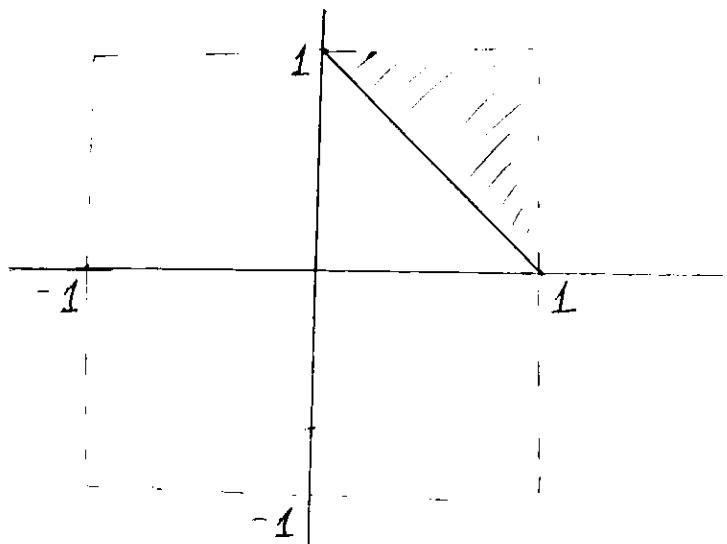
$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{2}{C}, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{αλλού,} \end{cases}$$

Πας απλαίνει ότι η  $X$  είναι ομοιόμορφα κατανεμηθεί στο  $[-1, 1]$ .

$$\text{i)} \text{ Πρέπει } \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1 \Rightarrow \int_{-1}^1 \frac{2}{C} dx = 1 \Rightarrow \frac{2}{C} \cdot 2 = 1 \Rightarrow C = 4$$

$$\text{iii)} f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \begin{cases} \frac{\frac{xy+1}{4}}{\frac{2}{4}} = \frac{xy+1}{2}, & -1 \leq y \leq 1 \\ 0, & \text{αλλού} \end{cases}$$

iv) Φτιάξαντε το γράφημα των συνθηκών το γεγονός  $\{x+y \geq 1\}$ :



Η γραφική παράσταση αντιστοιχεί ρε το συγκεκριμένο  
σαν γεγονούσασμένη περιοχή. Έχουμε λοιπόν:

$$\begin{aligned}
 P\{x+y \geq 1\} &= \int_0^1 \int_{1-x}^1 \frac{xy+1}{4} dy dx = \\
 &= \int_0^1 \left[ \frac{xy^2}{8} + \frac{y}{4} \right]_{1-x}^1 dx = \int_0^1 \frac{x}{8} + \frac{1}{4} - \frac{x(1-x)^2}{8} - \frac{1-x}{4} dx = \\
 &= \int_0^1 \frac{x}{8} - \frac{x(1-2x+x^2)}{8} + \frac{x}{4} dx = \int_0^1 \frac{-x^3+2x^2+8x}{8} dx = \\
 &= \frac{17}{96} = 0.1771
 \end{aligned}$$

#### Πρόβλημα 4

Δύο σταθμοί A και B συνδέονται μεταξύ τους με δύο παράλληλα κανάλια επικοινωνίας 1 και 2. Στέλνουμε συγχρόνως μέσω και των δύο καναλιών ένα μήνυμα από το σταθμό A στο σταθμό B. Οι τ.μ. X και Y μοντελοποιούν την χρονική καθυστέρηση (σε ώρες) παραλαβής του μηνύματος μέσω των καναλιών 1 και 2, αντίστοιχα. Οι τ.μ. X και Y είναι ανεξάρτητες μεταξύ τους και ομοιόμορφα κατανεμημένες στο διάστημα  $[0, 1]$ . Ένα μήνυμα θεωρείται ότι έχει ληφθεί όταν φτάνει στο σταθμό B μέσω οποιουδήποτε από τα δύο κανάλια, ενώ θεωρείται ότι έχει επαληθευθεί όταν φτάνει στο σταθμό B μέσω και των δύο καναλιών.

- (i) Ποια είναι η πιθανότητα ότι το μήνυμα έχει ληφθεί εντός 15 λεπτών της ώρας μετά την αποστολή του;
- (ii) Ποια είναι η πιθανότητα ότι το μήνυμα έχει ληφθεί αλλά όχι επαληθευθεί εντός 15 λεπτών της ώρας μετά την αποστολή του;

Λύση:

i) Αφού οι X και Y είναι ανεξάρτητες, η αριθμούς συναρτησών πιθανοτήτων θα είναι:

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{1-0} \cdot \frac{1}{1-0} = 1, & 0 \leq x, y \leq 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

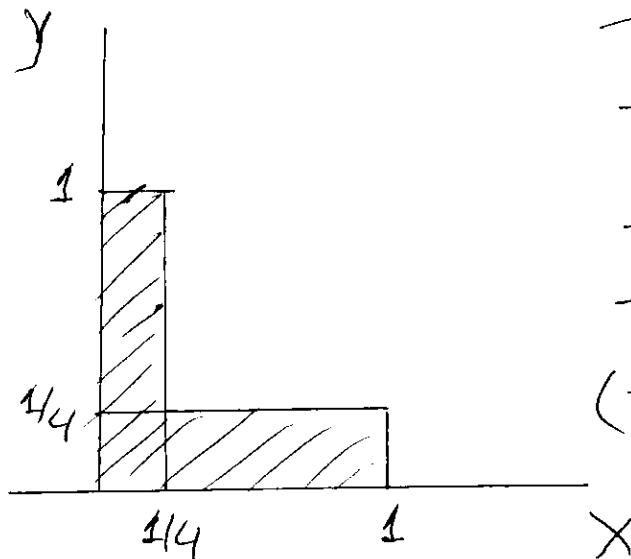
Ορίζουμε το χερούς  $R_1$  όταν  $X \leq 0.25$  και το χερούς  $R_2$ , όταν  $Y \leq 0.25$  ( $15\text{min} = \frac{1}{4}\text{h}$ ).

Ένα μήνυμα έχει ληφθεί εντός 15min ανά τον B, όταν ο A σταθεί συνήθως και ταυτόχρονα ένα ανά τα  $R_1$  και  $R_2$  συνέβει.

Έπομένως, η γνωστή πιθανότητα μεταφράστε σε εξής:

$$\begin{aligned} P(R_1 \cup R_2) &= P(R_1) + P(R_2) - P(R_1 \cap R_2) \stackrel{X, Y \text{ ανεξ.}}{=} \\ &= P\left(X \leq \frac{1}{4}\right) + P\left(Y \leq \frac{1}{4}\right) - P(R_1) \cdot P(R_2) = \\ &= \frac{1}{4} + \frac{1}{4} - \left(\frac{1}{4}\right)^2 = \frac{7}{16} \end{aligned}$$

Ενα ηλεκτρικό, η γένος μηδενική πιθανότητα να υπάρχει να υπολογίσεται αυτό τη συνολική χρήσιμη πιθανότητα περού των περιστών σχημάτων:



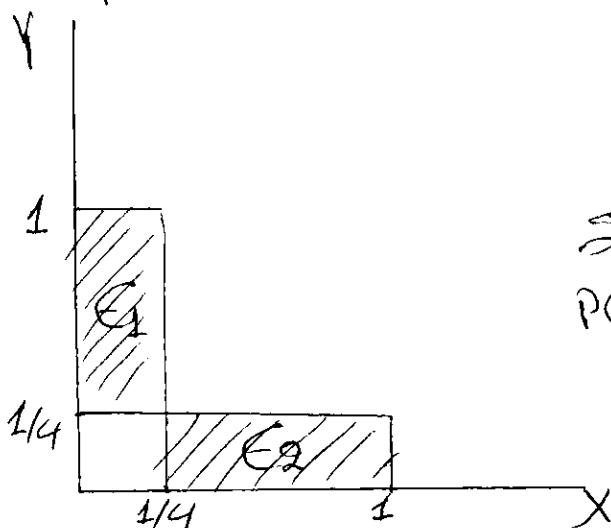
Τιο συγκεκριμένα, έχουμε ότι το εμβαδόν του ορθογώνιου ορθογώνιου είναι  $\frac{1}{4} \cdot 1 = \frac{1}{4}$ . Το ίδιο και των καρδετών. Το εμβαδόν των τετράγωνων είναι  $(\frac{1}{4})^2$ . Επομένως, η γένος πιθανότητα πάντα ως  $\frac{1}{4} + \frac{1}{4} - (\frac{1}{4})^2$

ii) Εστω  $C$  το γεγονός ότι η νίκηα παραβινεται εντός 15min, αλλά δεν επιβεβαιωται.

Σύμφωνα με τα δεδομένα των προβλημάτων η γένος πιθανότητα πεταφραγται ως εξής:

$$\begin{aligned} P(C) &= P(R_1 \cap R_2') + P(R_1' \cap R_2) \underset{R_1, R_2 \text{ ανεξ.}}{=} \\ &= P(R_1) \cdot P(R_2') + P(R_1') \cdot P(R_2) = \\ &= \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} + \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{8} \end{aligned}$$

Διαφορετικά, η πιθανότητα πάντα να υπολογισθει τη γένος πιθανότητα αυτό το συνολικό εμβαδόν των περιστών χρήσιμης - ασθέτης επιφάνειας:



Σε αυτή τη περίπτωση έχουμε τις πιθανότητες:

$$P(C) = E_1 + E_2 = \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} + \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{4} = \frac{3}{8}$$