

Πανεπιστήμιο Κρήτης
Τ.Ε.Υ.
ΗΥ217 Λύσεις 5ης Σειράς Ασκήσεων

1. Ασκήση 1 (Signal Classification)...

(a) Ένα λάθος συμβαίνει όταν:

- Το σύστημα συμπεραίνει 0 ή 1, ενώ στάλθηκε -1.
- Το σύστημα συμπεραίνει -1 ή 1, ενώ στάλθηκε 0.
- Το σύστημα συμπεραίνει -1 ή 0, ενώ στάλθηκε 1.

Επομένως, η πιθανότητα λάθους, $P(e)$, είναι :

$$\begin{aligned} P(e) &= P(X = -1)P(Y \geq -\frac{1}{2}|X = -1) + P(X = 0)P(Y < -\frac{1}{2} \text{ OR } Y > \frac{1}{2}|X = 0) \\ &\quad + P(X = 1)P(Y \leq \frac{1}{2}|X = 1) \\ &= \frac{1}{3}P(N \geq \frac{1}{2}) + \frac{1}{3}P(N < -\frac{1}{2} \text{ OR } N > \frac{1}{2}) + \frac{1}{3}P(N \leq -\frac{1}{2}) \end{aligned}$$

Λόγω συμμετρίας της κανονικής κατανομής

$$P(N \geq \frac{1}{2}) = P(N \leq -\frac{1}{2})$$

Καθώς η N είναι γκαουσιανή τυχαία μεταβλητή, μπορούμε να υπολογίσουμε την $P(N \geq n)$ χρησιμοποιώντας την Φ συνάρτηση, Επομένως

$$\begin{aligned} P(e) &= \frac{4}{3}P(N \geq \frac{1}{2}) \\ &= \frac{4}{3}(1 - \Phi(\frac{1}{2})) \\ &= 0.535 \end{aligned}$$

(b) Ομοίως,

$$\begin{aligned} P(e) &= P(X = -2)P(Y \geq -\frac{1}{2}|X = -2) + P(X = 0)P(Y < -\frac{1}{2} \text{ OR } Y > \frac{1}{2}|X = 0) \\ &\quad + P(X = 2)P(Y \leq \frac{1}{2}|X = 2) \\ &= \frac{1}{3}P(N \geq \frac{3}{2}) + \frac{1}{3}P(N < -\frac{1}{2} \text{ OR } N > \frac{1}{2}) + \frac{1}{3}P(N \leq -\frac{3}{2}) \end{aligned}$$

Μετά από πράξεις

$$\begin{aligned} P(e) &= \frac{2}{3}(1 - \Phi(\frac{3}{2})) + \frac{2}{3}(1 - \Phi(\frac{1}{2})) \\ &= 0.418 \end{aligned}$$

Παρατηρούμε λοιπόν ότι η πιθανότητα λάθους στη δεύτερη περίπτωση μειώθηκε λόγω της μεγαλύτερης απόστασης των συμβόλων.

2. Ασκήση 2

Αφού η X ακολουθεί εκθετική κατανομή με παράμετρο $\lambda = 1$,

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x}, & \text{if } x \geq 2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

- (a) Εστω A το γεγονός ότι $Q \geq 2$. Χρησιμοποιώντας τον ορισμό της δεσμευμένης ς.π.π,

$$f_{X|A}(x|X \geq 2) = \begin{cases} \frac{f_X(x)}{P(X \geq 2)}, & \text{if } x \geq 2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Πρώτον, υπολογίζουμε την $P(X \in A)$. Ολοκληρώνοντας την ς.π.π της X στην περιοχή A ,

$$\int_A f_X(x)dx = \int_2^\infty e^{-x}dx = -e|_2^\infty = -(0 - e^{-2}) = \frac{1}{e^2}$$

Κατά συνέπεια

$$f_{X|A}(x|X \geq 2) = \begin{cases} e^{2-x}, & \text{if } x \geq 2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Παρά το ότι δεσμεύσαμε στο γεγονός $X > 2$ η ς.π.π εξακολουθεί να είναι εκθετική με παράμετρο λ . Αυτό εξηγείται από την ιδιότητα αμνησίας της εκθετικής τυχαίας μεταβλητής. Για παράδειγμα, αν χρησιμοποιούσαμε την κατανομή αυτή για να μοντελοποιήσουμε τον χρόνο που περνά μέχρι να συμβεί ένα γεγονός, ακόμα και αν περιμέναμε T χρονικές μονάδες, η πιθανότητα του να συμβεί το γεγονός εξακολουθεί να χει την ίδια κατανομή, δηλαδή δεν υπάρχει μνήμη για το αν συνέβη το γεγονός τις πρώτες T χρονικές στιγμές ή όχι.

- (b) Τώρα πρέπει να υπολογίσουμε την από κοινού ς.π.π των x, y . Στην εκφώνηση αναφέρεται ότι δοθέντος $x = X$, Y είναι μια εκθετικά κατανομημένη τυχαία μεταβλητή με παράμετρο $\lambda_Y = x$. Έτσι,

$$f_{Y|X}(y|X = x) = \begin{cases} xe^{-xy}, & \text{if } x, y \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Χρησιμοποιώντας τον ορισμό των δεσμευμένων PDFs,

$$f_{Y|X}(y|X = x) = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_X(x)}$$

και άρα

$$f_{X,Y}(x, y) = f_{Y|X}(y|X = x)f_X(x).$$

Πολλαπλασιάζοντας τις παραπάνω PDFs έχουμε

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} xe^{-x(y+1)}, & \text{if } x, y \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

- (c) Για να βρούμε την περιθωριακή PDF της Y , ολοκληρώνουμε την από κοινού PDF των X και Y πάνω σε όλα τα x . Έτσι,

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \int_x f_{X,Y}(x,y) dx = \int_0^\infty xe^{-x(y+1)} dx \\ &= \frac{-x}{y+1} e^{-x(y+1)} \Big|_0^\infty + \frac{1}{y+1} \int_0^\infty e^{-x(y+1)} dx \\ &= \frac{-1}{(y+1)^2} e^{-x(y+1)} \Big|_0^\infty = \frac{1}{(y+1)^2} \end{aligned}$$

όπου χρησιμοποιήσαμε ολοκλήρωση κατά μέλη, θέτοντας $u=x$, $du=dx$, $du = e^{-x(y+1)} dx$, $v = \frac{-1}{y+1} e^{-x(y+1)}$. Επομένως, η περιθωριακή ς.π.π της Y είναι

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{(y+1)^2}, & \text{if } y \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

3. Ασκησι 3

- (a) Ας κοιτάζουμε το παρακάτω παράδειγμα για να ελέγχουμε την ανεξαρτησία.

$$\begin{aligned} f_X(x) &= \int_{-\infty}^\infty f_{X,Y}(x,y) dy \\ &= \int_0^x c dy \\ &= cx, \text{ for } 0 \leq x \leq 2 \end{aligned}$$

Ομοίως,

$$f_Y(y) = \int_y^2 c dx = c(2-y) \text{ for } 0 \leq y \leq 1$$

Προφανώς

$$f_{X|Y}(x|y=1) \neq f_X(x)$$

Επομένως, οι X και Y δεν είναι ανεξάρτητες.

- (b) Ο όγκος κάτω από την ς.π.π πρέπει να ισούται με 1.

$$Volume = cx \frac{2x}{2} = 2c = 1$$

Άρα $c = \frac{1}{2}$

- (c) Στο σχήμα που παρατίθεται στο τέλος του αρχείου οι όγκοι 1 και 2 αντιστοιχούν στο γεγονός B, και οι όγκοι 2 και 3 στο A.

Τότε,

$$P(B|A) = P(A \cap B)/P(A) = \frac{Volume2}{Volume2 + Volume3} = \frac{1}{16} \frac{16}{15} = \frac{1}{15}$$

(d)

$$E[XY] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^2 \int_y^2 xy \frac{1}{2} dx dy = \int_0^2 \frac{1}{4} y(4 - y^2) dy = 1$$

4. Ασκησι 4

- (a) Για να βρούμε την κατανομή της R, πρώτα υπολογίζουμε την αθροιστική συνάρτηση κατανομής CDF.

Παρατηρείστε ότι αν το r είναι αρνητικό, $F_R(r) = 0$. Διαφορετικά,

$$\begin{aligned} F_R(r) &= P(\sqrt{X^2 + Y^2} \leq r) \\ &= P(X^2 + Y^2 \leq r^2) \\ &= \int \int_{\text{circle of radius } r} \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} dx dy \\ &= \int \int_{\text{circle of radius } r} \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} u du d\theta \\ &= \int_0^r \int_0^{2\pi} \frac{1}{2\pi\sigma^2} e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} u du d\theta \\ &= \int_0^r \frac{u}{\sigma^2} e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} du \\ &= \left[e^{-\frac{u^2}{2\sigma^2}} \right]_r^0 \\ &= 1 - \left[e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} \right] \text{ for } r \geq 0 \end{aligned}$$

και επομένως,

$$f_R(r) = \frac{dF_R(r)}{dr} = \frac{r}{\sigma^2} \left[e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} \right] \text{ for } r \geq 0$$

- (b) Η ροπογεννήτρια μπορεί να υπολογιστεί με 2 τρόπους. Είτε απευθείας από την κατανομή της R, είτε μέσω των κατανομών των X, Y. Θα χρησιμοποιήσουμε την κατανομή της R.

$$\begin{aligned} M_R(s) &= E[e^{sR}] = \int_0^{\infty} e^{sr} \frac{r}{\sigma^2} e^{-\frac{r^2}{2\sigma^2}} dr \\ &= \frac{1}{\sigma^2} \int_0^{\infty} r e^{-(\frac{r^2}{2\sigma^2} - sr)} dr \\ &= \frac{1}{\sigma^2} e^{\frac{s^2\sigma^2}{2}} \int_0^{\infty} r e^{-(\frac{r}{\sigma\sqrt{2}} - \frac{s\sigma}{\sqrt{2}})^2} dr \end{aligned}$$

Τώρα θέτοντας $\alpha = 1/\sigma\sqrt{2}$ και $\beta = s\sigma/\sqrt{2}$. Έχουμε:

$$\begin{aligned}
 M_R(s) &= 2\alpha^2 e^{\beta^2} \int_0^\infty r e^{-(\alpha r - \beta)^2} dr \\
 &= 2e^{\beta^2} \int_0^\infty r e^{-(r-\beta)^2} dr \\
 &= 2e^{\beta^2} \left(\int_{-\beta}^\infty (r - \beta) e^{-(r-\beta)^2} d(r - \beta) + \beta \int_{-\beta}^\infty e^{-(r-\beta)^2} d(r - \beta) \right) \\
 &= 2e^{\beta^2} \left(\int_{-\beta}^\infty r e^{-r^2} dr + \beta \int_{-\beta}^\infty e^{-r^2} dr \right)
 \end{aligned}$$

Το πρώτο ολοκλήρωμα δίνει:

$$\int_{-\beta}^\infty r e^{-r^2} dr = \int_\beta^\infty r e^{-r^2} dr = \frac{1}{2} \int_{\beta^2}^\infty e^{-r} dr = \frac{-e^{-r}}{2}$$

και το δεύτερο δίνει:

$$2\pi \int_{-\beta\sqrt{2}}^\infty \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{r^2}{2}} d\left(\frac{r}{\sqrt{2}}\right) = \pi\sqrt{(2)}\Phi(\beta\sqrt{(2)})$$

Έτσι τελικά

$$M_R(s) = 1 + 2\pi\sqrt{2}\beta e^{\beta^2}\Phi(\beta\sqrt{2}) = 1 + 2\pi s\sigma e^{\frac{s^2\sigma^2}{2}}\Phi(s\sigma)$$

5. Ασκησι 5

(a) Βρίσκουμε την CDF της Y και εν συνεχεία παραγωγίζουμε.

$$\begin{aligned}
 F_R(r) &= P(\sqrt{X^2 + Y^2} \leq r) \\
 P(Y \leq y) &= P(\alpha X^2 + b \leq y) \\
 &= P(|X| \leq \sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}) \\
 &= \int_{-\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}}^{\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}} f_X(x) dx \\
 &= F_X\left(\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}\right) - F_X\left(-\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}\right)
 \end{aligned}$$

Παραγωγίζοντας

$$\begin{aligned}
 f_Y(y) &= \frac{d}{dy} \left(F_X\left(\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}\right) - \left(\sqrt{-\frac{y-b}{\alpha}}\right) \right) \\
 &= \frac{f_X\left(\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}\right) + f_X\left(-\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}\right)}{2\alpha\sqrt{\frac{y-b}{\alpha}}}, \quad b \leq y \leq \infty
 \end{aligned}$$

(b) Χρησιμοποιώντας το παραπάνω αποτέλεσμα και θέτοντας $\alpha = 1$ και $b = 0$ έχουμε

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})}{2\sqrt{y}} \\ &= \frac{\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(\sqrt{y})^2}{2\sigma^2}} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(-\sqrt{y})^2}{2\sigma^2}}}{2\sqrt{y}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi y}\sigma} e^{-\frac{y}{2\sigma^2}}, \quad 0 \leq y \leq \infty \end{aligned}$$

Η ροπογεννήτρια ορίζεται ως $E[e^{sY}] = E[e^{sX^2}]$. Είναι ευκολότερο να υπολογίσουμε την $E[e^{sX^2}]$.

Χρησιμοποιώντας ότι το ολοκλήρωμα της γκαουσιανής από το $-\infty$ ως το ∞ είναι 0, παίρνουμε

$$\begin{aligned} E[e^{sX^2}] &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{sx^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(\frac{1}{2\sigma^2} - s)x^2} dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\left(\frac{x^2}{2(\frac{\sigma^2}{1-2s\sigma^2})}\right)} dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{1-2s\sigma^2}} \end{aligned}$$

6. Ασκήση 6

(a) Η CDF της Z είναι:

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(e^{3X} \leq z) = P(X \leq \frac{\log z}{3}) \\ &= \int_0^{\frac{\log z}{3}} e^{-x} dx = -e^{-x} \Big|_0^{\log z/3} \\ &= 1 - e^{-\frac{\log z}{3}} = 1 - z^{-\frac{1}{3}} \end{aligned}$$

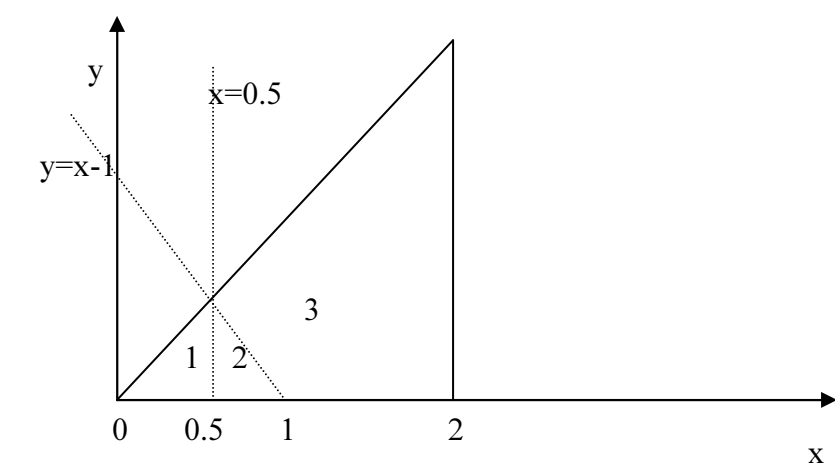
και η PDF

$$f_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = \frac{1}{3} z^{-\frac{4}{3}} \text{ for } 0 \leq z < 1$$

(b)

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(Y/X \leq z) = P(Y \leq zX) \\ &= \int_0^2 \int_0^{zx} f_{X,Y}(x,y) dx dy = \int_0^2 \int_0^{zx} c(x,y) dx dy = \int_0^2 czx dx \\ &= \frac{czx^2}{2} \Big|_0^2 \end{aligned}$$

$$\text{άρα } f_Z(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = 2c \text{ for } 0 \leq z < 1$$



Σχήμα