



מבוא למערכות לומדות

236756

סמסטר אביב תשע"ט

1

תרגיל מספר:

68

תא להחזרה:

23/03/19

תאריך הגשה:

מגישים:

idoye

2|0|4|3|9|7|3|6|8

עידו יחזקאל

דואר אלקטרוני ב- t2

מספר ת.ז.

שם מלא

Exercise 1 – Probability & Python

שאלה 1 Forged Coin:

נסמן את המאורעות הבאים:

A - מתוך 1,000 מטבעות נבחר המטבע המוטעה היחיד.

$$P(A) = \frac{1}{1,000}$$

$$P(\bar{A}) = \frac{999}{1,000}$$

B - בהינתן מטבע כלשהו, 7 מתוך 10 הטלות יוצא עץ.

לפי נוסחת ההסתברות השלמה:

$$P(B) = P(B|A) \cdot P(A) + P(B|\bar{A}) \cdot P(\bar{A})$$

$$\Rightarrow \binom{10}{7} (0.8)^7 \cdot (0.2)^3 \cdot (0.001) + \binom{10}{7} (0.5)^7 \cdot (0.5)^3 \cdot (0.999)$$

מחפשים:

$$P(A|B) = ?$$

$$\Rightarrow P(A|B) = \frac{P(A,B)}{P(B)} = \frac{\binom{10}{7} (0.8)^7 \cdot (0.2)^3}{\binom{10}{7} (0.8)^7 \cdot (0.2)^3 \cdot (0.001) + \binom{10}{7} (0.5)^7 \cdot (0.5)^3 \cdot (0.999)} =$$

$$\frac{(0.8)^7 \cdot (0.2)^3 \cdot (0.001)}{(0.8)^7 \cdot (0.2)^3 \cdot (0.001) + (0.5)^{10} \cdot (0.999)} = 0.001716$$

$$\Rightarrow 0.1716\%$$

שאלה 2 Strange Culture Families:

נשים לב כי מספר הילדים במשפחה מתפלג גאומטרית, נסמן X , מספר הילדים במשפחה.

$$P(X = k) = 0.5^{k-1} \cdot 0.5 = 0.5^k \mid k \in \{1, 2, 3, \dots\}$$

כאשר בן נחשב להצלחה ובת נחשב לכישלון בסדרת ניסויי ברנולי.

ולכן מספר הילדים הממוצע במשפחה הינו:

$$E[X] = \frac{1}{p} = \frac{1}{0.5} = 2 \Rightarrow E[\text{\# girls in family}] = \frac{1-p}{p} = \frac{1-0.5}{0.5} = 1$$

ולכן בממוצע בכל משפחה יש בת אחת בלבד ובן אחד. נוכל לסמן את מספר הבנות במשפחה ה- i כמשתנה מקרי X_i ומכיוון שאין תלות בין המשפחות וההתפלגות זהה בין המשפחות הרי שסדרת משתנים אלו הם $i.i.d$

ולכן לפי חוק המספרים הגדולים, ככל שהאוכלוסייה גדלה משפחה ממוצעות מורכת מבית ובן בלבד ולכן מספר הבנות צפוי להיות להתקרב יותר ויותר למספר הבנים.

שאלה 3 MLE:

a. לפי הגדרה $\hat{\Theta}_{MLE} = \arg \max_{\Theta \in \mathcal{V}^p} P(D | \Theta) = \arg \max_{\Theta \in \mathcal{V}^p} \ln(P(D | \Theta))$

$$\begin{aligned} l(p) &= \ln(L(p)) = \ln\left(\prod_{i=1}^n \binom{n}{x_i} p^{x_i} \cdot (1-p)^{n-x_i}\right) = \\ &= \sum_{i=1}^n \ln\left(\binom{n}{x_i} p^{x_i} \cdot (1-p)^{n-x_i}\right) = \sum_{i=1}^n \ln\binom{n}{x_i} + x_i \ln(p) + (n-x_i) \ln(1-p) \\ \frac{\partial l(p)}{\partial p} &= 0 \\ \frac{\partial l(p)}{\partial p} &= \sum_{i=1}^n x_i \cdot \frac{1}{p} - (n-x_i) \frac{1}{1-p} = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i \cdot (1-p) - (n-x_i) \cdot p = 0 \\ \sum_{i=1}^n x_i - x_i p - np + x_i p &= 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i - np = 0 \Rightarrow \\ p &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \end{aligned}$$

b.

$$\begin{aligned} l(\mu, \sigma^2) &= \ln(L(\mu, \sigma^2)) = \ln\left(\prod_{i=1}^n \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{(x_i-\mu)^2}{2\sigma^2}}\right) = \\ &= \ln\left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i-\mu)^2}\right) = -\frac{n}{2} (\ln(2\pi) + \ln(\sigma^2)) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \\ \frac{\partial l(\mu, \sigma^2)}{\partial \mu} &= -\frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0 \Rightarrow \mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \\ \frac{\partial l(\mu, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} &= -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0 \\ \sigma^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu}_i)^2 \\ \Theta &= (\mu, \sigma^2) = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu}_i)^2\right) \end{aligned}$$

.c

$$l(\lambda)=\ln\big(L(\lambda)\big)=\ln\left(\prod_{i=1}^n\frac{\lambda^{x_i}}{x_i!}e^{-\lambda}\right)=\sum_{i=1}^n\ln\left(\frac{\lambda^{x_i}}{x_i!}e^{-\lambda}\right)=\sum_{i=1}^nx_i\ln\lambda-\ln\big(x_i!\big)-\lambda$$

$$\frac{\partial l(\lambda)}{\partial \lambda}=\sum_{i=1}^n\left(x_i\frac{1}{\lambda}-1\right)=\frac{1}{\lambda}\cdot\sum_{i=1}^nx_i-n=0$$

$$\Theta=\lambda=\frac{\sum\limits_{i=1}^nx_i}{n}$$

שאלה 4: 2D Normal Dist.

a. בה"כ נחשב את הסתברות השולית $f(x_1)$.

$$f(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right) \left(\frac{x_2 - \mu_2}{\sigma_2} \right) + \left(\frac{x_2 - \mu_2}{\sigma_2} \right)^2 \right] \right\} dx_2$$

$$\text{let } z_2 = \frac{x_2 - \mu_2}{\sigma_2} \Rightarrow x_2 = z_2\sigma_2 \Rightarrow dx_2 = \sigma_2 dz_2$$

$$f(x_1) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right) z_2 + z_2^2 \right] \right\} \sigma_2 dz_2 =$$

$$\frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp \left\{ -\left[\frac{1}{2(1-\rho^2)} z_2^2 - \frac{\rho}{(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right) z_2 + \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] \right\} dz_2 =$$

$$a = \frac{1}{2(1-\rho^2)}, b = -\frac{\rho}{(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right), c = \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2$$

$$\frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \sqrt{\frac{\pi}{1}} \exp \left[\frac{\frac{\rho^2}{(1-\rho^2)^2} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2}{\frac{4}{2(1-\rho^2)}} - \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] =$$

$$\frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho^2}} \cdot \sqrt{2\pi(1-\rho^2)} \cdot \exp \left[\frac{\rho^2}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 - \frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] =$$

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp \left[\frac{\rho^2 - 1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right] = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right]$$

$$\Rightarrow f(x_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} e^{-\frac{(x_1 - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}}$$

$$\Rightarrow X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$$

b. הסתברות מותנית:

$$\begin{aligned}
 f_{X_1|X_2=x_2}(x_2) &= \frac{f(x_1, x_2)}{f_{X_2}(x_2)} = \\
 &= \frac{\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\}}{\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]} = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2(1-\rho^2)}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right] + \frac{1}{2}\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right\} = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2(1-\rho^2)}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2 - (1-\rho^2)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\} = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2(1-\rho^2)}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - 2\rho\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right) + \rho^2\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2\right]\right\} = \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2(1-\rho^2)}} \exp\left\{-\frac{1}{2(1-\rho^2)}\left[\left(\left(\frac{x_1-\mu_1}{\sigma_1}\right) - \rho\left(\frac{x_2-\mu_2}{\sigma_2}\right)\right)^2\right]\right\} = \\
 f_{X_1|X_2=x_2}(x_2) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2(1-\rho^2)}} \exp\left\{-\frac{\left(x_1 - \left(\mu_1 + \frac{\rho\sigma_1(x_2-\mu_2)}{\sigma_2}\right)\right)^2}{2\sigma_1^2(1-\rho^2)}\right\} \\
 X_1 | X_2 &\sim N\left(\mu_1 + \frac{\rho\sigma_1(x_2-\mu_2)}{\sigma_2}, \sigma_1^2(1-\rho^2)\right)
 \end{aligned}$$

שאלה 5 Pearson's Correlation Coefficient :

$$\rho = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]}{\sqrt{E[(X - \mu_x)^2] E[(Y - \mu_y)^2]}}$$

Cauchy – Schwarz inequality is: $|\langle v, u \rangle|^2 \leq \|x\| \cdot \|y\|$

$$v = X - \mu_x$$

$$u = Y - \mu_y$$

מכיוון שניתן להגדיר תוחלת במרחב מכפלה פנימית:

$$\langle v, u \rangle \triangleq E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]$$

$$\rho^2 = \frac{E[(X - \mu_x)(Y - \mu_y)]^2}{E[(X - \mu_x)] \cdot E[(Y - \mu_y)]} = \frac{|\langle v, u \rangle|^2}{\|x\| \cdot \|y\|} \leq 1$$

$$\Rightarrow -1 \leq \rho \leq 1$$