

دانشگاه صنعتی امیرکبیر دانشکده مهندسی کامپیوتر

گزارش تکلیف دوم درس شناسائی آماری الگو

دانشجو: سید احمد نقوی نوزاد

ش–د: ۹۴۱۳۱۰۶۰

استاد:

دکتر رحمتی

کدهای مربوط این سوال در فایلهای $\exp(1_a = ex01_b)$ قرار دارند.

قسمت الف)

برای رسم مرز تصمیم گیری بیزین با کمترین احتمال خطا^۱، میبایست احتمالات ثانویهی ۲ دو کلاس را با یکدیگر مقایسه نمائیم، که در نهایت به مرز تصمیم گیری به صورتی که در ادامه می آید دست می یابیم:

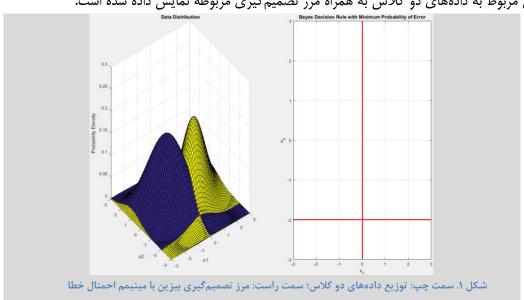
$$\begin{split} P_{1} &= P_{2} = .5 \\ M_{1} &= \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{1} = \begin{pmatrix} 1 & .5 \\ .5 & 1 \end{pmatrix} \\ M_{2} &= \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{2} = \begin{pmatrix} 1 & -.5 \\ -.5 & 1 \end{pmatrix} \\ p(w_{1} \mid X) &> \langle p(w_{2} \mid X) \Rightarrow p(X \mid w_{1}) P(w_{1}) > \langle p(X \mid w_{2}) P(w_{2}) \Rightarrow \frac{p(X \mid w_{1})}{p(X \mid w_{2})} > \langle \frac{P(w_{2})}{P(w_{1})} \rangle \\ -\ln \left(\frac{p(X \mid w_{1})}{p(X \mid w_{2})} \right) &< \langle v_{2} - \ln \left(\frac{P(w_{2})}{P(w_{1})} \right) \Rightarrow \\ h(X) &= \frac{1}{2} \left(X - M_{1} \right)^{T} \sum_{1}^{-1} \left(X - M_{1} \right) - \frac{1}{2} \left(X - M_{2} \right)^{T} \sum_{2}^{-1} \left(X - M_{2} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{|\Sigma_{1}|}{|\Sigma_{2}|} \right)^{w_{1}} \\ &< v_{2} \ln \left(\frac{P_{1}}{P_{2}} \right) \end{split}$$

Now for this question we have:

$$h(X) = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & \frac{2}{3} \\ \frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & -\frac{2}{3} \\ -\frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix} + \frac{1}{2} \ln \begin{pmatrix} \frac{3}{4} \\ \frac{4}{3} \end{pmatrix}^{w_1} < \ln \left(\frac{.5}{.5} \right)$$

$$h(X) = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & \frac{2}{3} \\ \frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & -\frac{2}{3} \\ -\frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^{w_1} < 0$$

در شکل ۱، توزیع مربوط به دادههای دو کلاس به همراه مرز تصمیم گیری مربوطه نمایش داده شده است.



² a posteriori

¹ Bayes decision boundary with minimum probability of error

قسمت ب

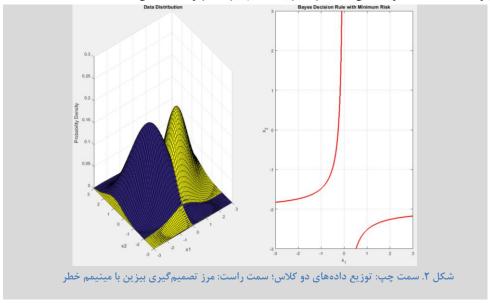
برای رسم مرز تصمیم گیری بیزین با کمترین میزان خطر "با مقادیر توابع هزینهی زیر داریم:

$$c_{11} = c_{22} = 0$$
, $c_{12} = 2c_{21}$

$$\frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)} > < \frac{(c_{21} - c_{22})P(w_2)}{(c_{12} - c_{11})P(w_1)} \Rightarrow \frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)} > < \frac{1}{2} \Rightarrow -\ln\left(\frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)}\right) < > -\ln\left(\frac{1}{2}\right) \Rightarrow -\ln\left(\frac{1}{2}\right) > < \frac{1}{2} \Rightarrow -\ln\left(\frac{1}{2}\right) > < \frac{$$

$$h(X) = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & \frac{2}{3} \\ \frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{3} & -\frac{2}{3} \\ -\frac{2}{3} & \frac{4}{3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix} + \ln \left(\frac{1}{2}\right)^{w_1} \stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}{\stackrel{\text{\tiny W}}}}}}}}}}}}}}}}}}}}$$

در شکل ۲، توزیع مربوط به دادههای دو کلاس به همراه مرز تصمیم گیری مربوطه نمایش داده شده است.



قسمت ج)

در اینجا برای مقادیر توابع هزینهی زیر داریم:

$$c_{11} = c_{22} = 0, \quad c_{12} = c_{21}$$

$$\frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)} \stackrel{w_1}{>} < \frac{(c_{21} - c_{22})P(w_2)}{(c_{12} - c_{11})P(w_1)} \Rightarrow \frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)} \stackrel{w_1}{>} < 1 \Rightarrow -\ln\left(\frac{p(X \mid w_1)}{p(X \mid w_2)}\right) \stackrel{w_1}{<} > 0 \Rightarrow$$

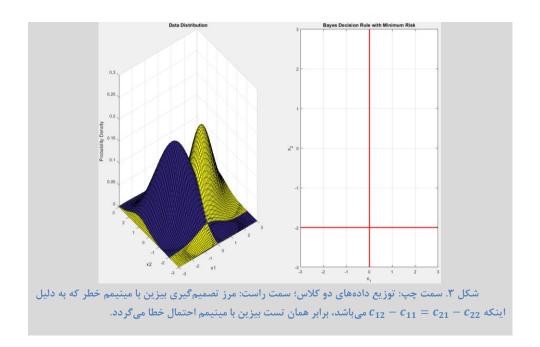
$$h(X) = \frac{1}{2} \binom{x_1 - 1}{x_2}^T \binom{\frac{4}{3} - \frac{2}{3}}{\frac{2}{3} + \frac{4}{3}} \binom{x_1 - 1}{x_2} - \frac{1}{2} \binom{x_1 + 1}{x_2}^T \binom{\frac{4}{3} - \frac{2}{3}}{-\frac{2}{3} + \frac{4}{3}} \binom{x_1 + 1}{x_2} \stackrel{w_1}{<} > 0$$

همان طور که مشاهده می شود، مرز تصمیم گیری حاصله با توابع هزینه ی فعلی برابر همان مرز تصمیم گیری قسمت (الف) می باشد. در این جا به دلیل اینکه $c_{12}-c_{11}=c_{21}-c_{31}$ می باشد، تابع هزینه ی مربوطه را «تابع هزینه ی متقارن» می خوانند، و در چنین حالتی تابع هزینه برابر همان احتمال خطا شده و تست مربوطه نیز احتمال خطا را مینیمم می سازد.

در شکل ۲، توزیع مربوط به دادههای دو کلاس به همراه مرز تصمیم گیری مربوطه نمایش داده شده است.

³ Bayes decision boundary with minimum risk

⁴ Symmetrical cost function



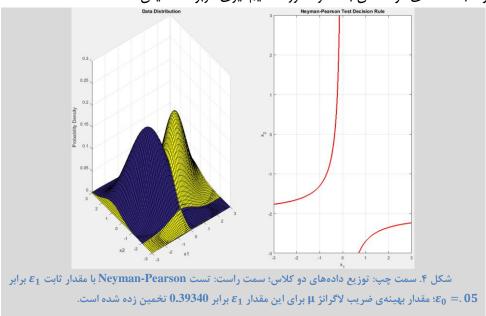
قسمت د)

برای یافتن خطای تام، زمانی که تست Neyman-Pearson اعمال می گردد و مقدار ε_1 برابر مقدار ثابت $\varepsilon_0=0.5$ فرض شده است، با توجه به معادلهی $r=\varepsilon_1=0.5$ می بایست مقدار ضریب لاگرانژ $r=\varepsilon_2$ متناسب با این مقدار خاص $r=\varepsilon_2+\mu(\varepsilon_1-\varepsilon_0)$ را تخمین بزنیم که برای این کار از یک قطعه کد متلب بهره برده و نتایج به صورت زیر می باشند:

The fitted lagrange multiplier Mu for Eps1=0.05 is: 0.39340

The Eps1 value of Neyman-Pearson test is: 0.05 The Eps2 value of Neyman-Pearson test is: 0.31 The total error of Neyman-Pearson test is: 0.18

در شکل ۴، توزیع مربوط به دادههای دو کلاس به همراه مرز تصمیم گیری مربوطه نمایش داده شده است.



قسمت ه)

در مورد تست بیزین با مینیمم ریسک دیدیم که نرخ درستنمائی a را با یک مقدار حداستانه b که تابعی از $P(\omega_i)$ بود مقایسه می کردیم. مشکل این قضیه آن بود که در صورتی که مقدار $P(\omega_i)$ را تغییر داده و البته مقدار حداستانه ی سابق را ثابت نگه داریم، این مقدار

⁵ Likelihood ratio

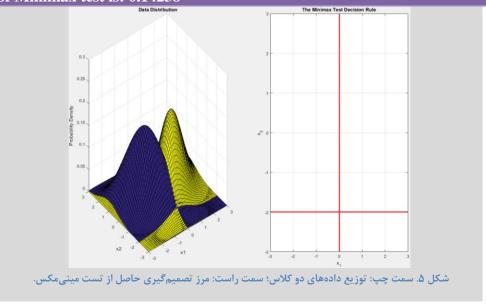
⁶ Threshold value

حداً مینی در کمترین میزان خطای قابل کسب را به ما نخواهد داد. لذا در تست مینی مکس به دنبال مقدار حداً ستانه ای هستیم که حتی در صورت تغییر مقدار $P(\omega_i)$ باز هم بتوانیم بیشترین مقدار ممکن ریسک را مینیمم نمائیم. بدین منظور می بایست شرایط زیر در مورد توابع هزینه و خطاهای مربوط به دو کلاس برقرار باشند:

$$c_{11} = c_{22} = 0,$$
 $c_{12} = c_{21}$
$$\int_{\Gamma_2} p(X \mid \omega_1) dX = \int_{\Gamma_1} p(X \mid \omega_2) dX$$

حال در این جا ما نیز با توجه به معادلهی مرز تصمیم گیری مربوط به تست بیزین با کمترین ریسک که در قسمت (ج) بدان اشاره گردید، مقدار حد آستانه را با توجه به مقادیر توابع هزینهی ارائهشده در صورت سؤال که همان مقادیر ارائهشده در قسمت (ج) می باشند، به دست می آوریم. سپس بررسی می کنیم که آیا خطای مربوط به دو کلاس با یکدیگر برابر خواهند بود یا نه، که در صورت برابرنبودن می بایست مقدار $P(\omega_i)$ را مابین صفر و یک آن قدر تغییر دهیم تا این شرط برقرار گردد. در مورد این مسئلهی خاص با استفاده از یک قطعه کد متلب متوجه شدیم که به ازای مقادیر فعلی $P(\omega_i)$ ها شرط برابربودن خطاهای دو کلاس برقرار بوده و بنابراین مقدار حداستانه همان مقدار حاصله از قسمت (ج) می باشد و در نتیجه مرز تصمیم گیری حاصل از تست مینی مکس نیز با قسمت (ج) متفاوت نخواهد بود. داریم:

The Eps1 value of Minimax test is: 0.14238 The Eps2 value of Minimax test is: 0.14238 The total error of Minimax test is: 0.14238

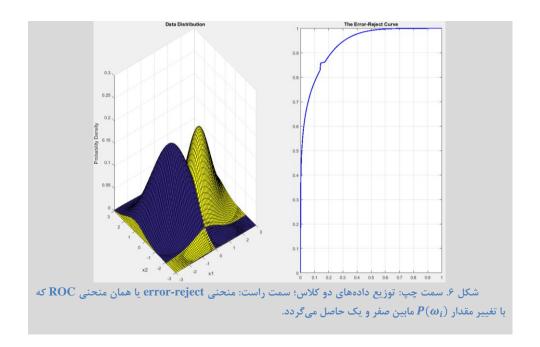


قسمت و)

جهت رسم منحنی error-reject که همان منحنی ${
m ROC}^{\wedge}$ میباشد، میبایست رابطه ی بین خطاهای مربوط به دو کلاس که همان ${
m E}_1$ و همان منحنی ${
m E}_2$ میباشند را ضمن تغییر مقدار حداستانه به صورت مداوم رسم نمائیم. جهت تغییر مقدار حداستانه نیز به دلیل این که مقدار آن به مقدار ${
m E}_2$ میباشند را ضمن تغییر مقدار حداستانه به صورت مقادیر خاص ${
m E}_1$ و ابه دست آورده و در نهایت نمودار مربوطه را رسم مینمائیم. نتایج حاصل از کد متلب مربوط به این قسمت به صورت زیر میباشد:

⁷ Minimax test

⁸ Receiver Operating Characteristic



جواب سوال ۲

ضابطهی فیشر ٔ معیاری است که تضمین می کند چقدر توزیع دادههای دو کلاس ω_1 و ω_2 پس از اعمال پارامترهای خط جداساز، از یکدیگر دور شدهاند. این ضابطه و معادلهی خط جداساز به صورت زیر میباشند:

$$f = \frac{\left(\eta_1 - \eta_2\right)^2}{\left(\sigma_1^2 + \sigma_2^2\right)}$$
, Fisher Criterion

$$h(X) = V^T X + v_0 > 0$$
, Decision Rule

بنابراین میبایست مقادیری را به ازای بردار V و مقدار بایاس v_0 بیابیم که مقدار این ضابطه را بیشینه میکنند تا بهترین وضعیت جداپذیری میان دادهها حاصل گردد. مقادیر مربوطه برای تابع جداساز و البته جواب نهائی مسئله به صورت زیر میباشند:

$$\begin{split} V &= \left(\frac{1}{2}\Sigma_{1} + \frac{1}{2}\Sigma_{2}\right)^{-1} \left(M_{1} - M_{2}\right), \quad v_{0} = \frac{\left(M_{2} - M_{1}\right)^{T} \left(\frac{1}{2}\Sigma_{1} + \frac{1}{2}\Sigma_{2}\right)^{-1} \left(\sigma_{1}^{2}M_{2} + \sigma_{2}^{2}M_{1}\right)}{\sigma_{1}^{2} + \sigma_{2}^{2}} \\ \eta_{i} &= V^{T} M_{i} + v_{0}, \quad \sigma_{i}^{2} = V^{T} \Sigma_{i} V \\ P_{1} &= P_{2} = .5 \\ M_{1} &= \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{1} = \begin{pmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \\ M_{2} &= \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{2} = \begin{pmatrix} 4 & 3 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \end{split}$$

⁹ Fisher criterion

$$\Rightarrow V = \begin{pmatrix} \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} + \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 4 & 3 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 4 & 0 \\ 0 & 4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 2 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} .25 & 0 \\ 0 & .25 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow \sigma_{1}^{2} = \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix} = 1, \quad \sigma_{2}^{2} = \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} 4 & 3 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix} = 1$$

$$\Rightarrow v_{0} = \frac{\begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} + \frac{1}{2} \begin{pmatrix} 4 & 3 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 \times \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix} + 1 \times \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \frac{\begin{pmatrix} -2 \\ 0 \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} 4 & 0 \\ 0 & 4 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}}{2} = 0$$

$$\Rightarrow h(X) = \begin{pmatrix} .5 \\ 0 \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} x_{1} \\ x_{2} \end{pmatrix} + 0 > 0 \Rightarrow .5x_{1} > 0 \Rightarrow x_{1} > 0$$

$$\stackrel{\omega_{1}}{\omega_{2}} = 0 \Rightarrow x_{1} > 0$$

قسمت ب

از آن جا که توزیع دقیق داده های مربوط به دو کلاس در دسترس میباشند، لذا تابع جداساز خطی که احتمال خطا را مینیمم می کند همان مرز تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا می باشد. داریم:

$$\begin{split} &P_{1} = P_{2} = .5 \\ &M_{1} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{1} = \begin{pmatrix} 4 & -3 \\ -3 & 4 \end{pmatrix} \\ &M_{2} = \begin{pmatrix} -1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_{2} = \begin{pmatrix} 4 & 3 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \\ &p(w_{1} \mid X) \overset{w_{1}}{>} < p(w_{2} \mid X) \Rightarrow p(X \mid w_{1}) P(w_{1}) \overset{w_{1}}{>} < p(X \mid w_{2}) P(w_{2}) \Rightarrow \frac{p(X \mid w_{1})}{p(X \mid w_{2})} \overset{w_{1}}{>} < \frac{P(w_{2})}{P(w_{1})} \\ &- \ln \left(\frac{p(X \mid w_{1})}{p(X \mid w_{2})} \right) \overset{w_{1}}{<} \sim - \ln \left(\frac{P(w_{2})}{P(w_{1})} \right) \Rightarrow \\ &h(X) = \frac{1}{2} \left(X - M_{1} \right)^{T} \sum_{1}^{-1} \left(X - M_{1} \right) - \frac{1}{2} \left(X - M_{2} \right)^{T} \sum_{2}^{-1} \left(X - M_{2} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{\left| \sum_{1} \right|}{\left| \sum_{2} \right|} \right) \overset{w_{1}}{<} \sim \ln \left(\frac{P_{1}}{P_{2}} \right) \end{split}$$

Now for this question we have:

$$h(X) = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{7} & -\frac{3}{7} \\ -\frac{3}{7} & \frac{4}{7} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{7} & \frac{3}{7} \\ \frac{3}{7} & \frac{4}{7} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix} + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{7}{7} \right)^{w_1} < \ln \left(\frac{.5}{.5} \right)$$

$$h(X) = \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{7} & -\frac{3}{7} \\ -\frac{3}{7} & \frac{4}{7} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 - 1 \\ x_2 \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \frac{4}{7} & \frac{3}{7} \\ \frac{3}{7} & \frac{4}{7} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 + 1 \\ x_2 \end{pmatrix}^{w_1} < 0$$

جواب سوال ۳

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex03 قرار دارد.

قسمت الف)

برای محاسبه ی تابع جداساز $g_i(x)$ به ازای هر کلاس می توانیم توابع جداساز مابین هر کلاس با دیگر کلاسها را در یکدیگر ضرب کرده و در صورت مثبت بودن عدد حاصله، نتیجه گیری نمائیم که آیا داده ی مربوطه به آن کلاس تعلق دارد یا خیر. داریم:

$$\begin{split} &p(X\mid\omega_{i})\sim N\left(\mu_{i},\Sigma_{i}\right), \quad \text{i=1,2,3} \quad \text{with} \\ &\mu_{1}=\begin{pmatrix}0\\2\end{pmatrix},\mu_{2}=\begin{pmatrix}3\\1\end{pmatrix},\mu_{3}=\begin{pmatrix}1\\0\end{pmatrix},\Sigma_{i}=\Sigma=\begin{pmatrix}1&0\\0&1/3\end{pmatrix} \\ &h_{ij}\equiv\frac{p(X\mid\omega_{i})}{p(X\mid\omega_{j})} \stackrel{\omega_{i}}{>} <\frac{P(\omega_{j})}{P(\omega_{i})}, \quad \text{since } P(\omega_{i})=P(\omega_{j})=\frac{1}{3} \quad \Rightarrow \quad h_{ij}\equiv\frac{p(X\mid\omega_{i})}{p(X\mid\omega_{j})}-1 \stackrel{\omega_{i}}{>} <0 \\ &g_{i=c}(X)=sign\left(\prod_{\substack{j\neq i\\j\neq i}}h_{ij}\right) \stackrel{\omega_{i}}{>} <0 \end{split}$$

قسمت ب

برای توصیف توابع جداساز خطی در قالب یک تابع، میتوان اینگونه بیان نمود که توابع خطی مربوطه در واقع همان عمودمنصفهای پارهخطهای میان مقادیر میانگین دوبهدوی کلاسها میباشند. داریم:

 μ_{ij} = the average point between μ_i and μ_j ,

 s_{ij}^{-1} = the slope of the perpendicular line to the linking line between μ_i and μ_j

$$\mu_{12} = \begin{pmatrix} 1.5 \\ 1.5 \end{pmatrix}, \mu_{13} = \begin{pmatrix} .5 \\ 1 \end{pmatrix}, \mu_{23} = \begin{pmatrix} 2 \\ .5 \end{pmatrix}$$

$$s_{12}^{-1} = \left(\frac{1-2}{3-0}\right)^{-1} = -3, s_{13}^{-1} = \left(\frac{0-2}{1-0}\right)^{-1} = -.5, s_{23}^{-1} = \left(\frac{0-1}{1-3}\right)^{-1} = 2$$

So we have:

$$g_{12}: x_2 - 1.5 = -3(x_1 - 1.5) \Rightarrow g_{12}: x_2 + 3x_1 - 6 = 0$$

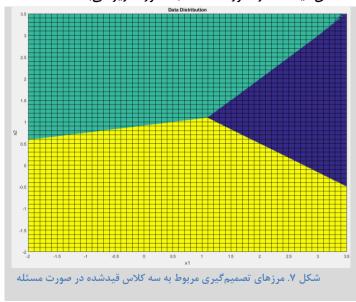
$$g_{13}: x_2 - 1 = -.5(x_1 - .5) \Rightarrow g_{13}: x_2 + .5x_1 - 1.25 = 0$$

$$g_{23}: x_2 - .5 = 2(x_1 - 2) \Rightarrow g_{23}: x_2 - 2x_1 + 3.5 = 0$$

 $X \in \omega_i$ iff $g_{ii} > 0$ for $\forall j \neq i$

قسمت ج

مرزهای تصمیم گیری مربوط به سه کلاس قیدشده در صورت مسئله به صورت زیر میباشند:

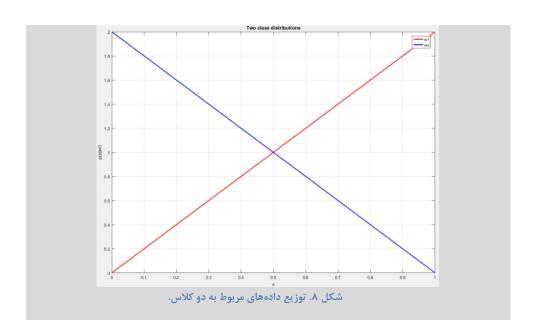


جواب سوال ۴

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex03 قرار دارد.

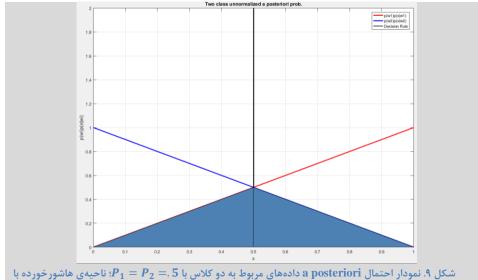
$$p(x \mid \omega_1) = \begin{cases} 2x, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & ow. \end{cases} \quad p(x \mid \omega_2) = \begin{cases} 2 - 2x, & 0 \le x \le 1 \\ 0, & ow. \end{cases}$$

قسمت الف)



قسمت ب

$$\frac{p(X \mid \omega_1)}{p(X \mid \omega_2)} > \stackrel{\omega_1}{<} \frac{P(\omega_2)}{P(\omega_1)} \Rightarrow \frac{2x}{2 - 2x} > \stackrel{\omega_1}{<} \frac{.5}{.5} \Rightarrow 2x > \stackrel{\omega_1}{<} 2 - 2x \Rightarrow 4x - 2 > \stackrel{\omega_1}{<} 0 \Rightarrow x > \stackrel{\omega_1}{<} .5$$



شکل P. نمودار احتمال a posteriori دادههای مربوط به دو کلاس با $P_1=P_2=0$ ؛ ناحیهی هاشور خورده با رنگ آبی نشاندهندهی ناحیهی خطای دستهبند بیزین میباشد.

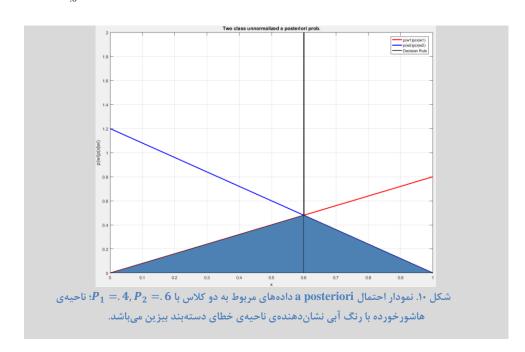
قسمت ج)

$$\varepsilon = P(\omega_{1})\varepsilon_{1} + P(\omega_{2})\varepsilon_{2} = P(\omega_{1})\int_{0}^{.5} p(X \mid \omega_{1})dX + P(\omega_{2})\int_{.5}^{1} p(X \mid \omega_{2})dX \Rightarrow$$

$$\varepsilon = .5\int_{0}^{.5} 2XdX + .5\int_{5}^{1} (2 - 2x)dX \Rightarrow .5\left[X^{2} + c_{1}\right]_{0}^{.5} + .5\left[2X - X^{2} + c_{2}\right]_{.5}^{1} = .25$$

قسمت د)

$$\frac{p(X \mid \omega_{1})}{p(X \mid \omega_{2})} \stackrel{\omega_{1}}{>} \frac{P(\omega_{2})}{e_{2}} \Rightarrow \frac{2x}{2 - 2x} \stackrel{\omega_{1}}{>} \frac{.6}{.4} \Rightarrow 2x \stackrel{\omega_{1}}{>} \frac{.15(2 - 2x)}{e_{2}} \Rightarrow 5x - 3 \stackrel{\omega_{1}}{>} \frac{.0}{.0} \Rightarrow x \stackrel{\omega_{1}}{>} \frac{.0}{.0} \Rightarrow x$$



جواب سوال ۵

$$p(X \mid \omega_1) \sim N(0, I), \quad p(X \mid \omega_2) \sim N(1), \quad P(\omega_1) = P(\omega_2) = .5$$

قسمت الف)

$$h(X) = \frac{1}{2} (X - M_1)^T \sum_{1}^{-1} (X - M_1) - \frac{1}{2} (X - M_2)^T \sum_{2}^{-1} (X - M_2) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{|\Sigma_1|}{|\Sigma_2|} \right)^{w_1} < \ln \left(\frac{P_1}{P_2} \right) \Rightarrow$$

$$h(X) = \frac{1}{2} {x_1 \choose x_2}^T {x_1 \choose x_2} - \frac{1}{2} {x_1 - 1 \choose x_2}^T {x_1 - 1 \choose x_2}^T {x_1 - 1 \choose x_2}^{w_1} < \Rightarrow 0 \Rightarrow {x_1 \choose x_2}^T {x_1 \choose x_2} - {x_1 - 1 \choose x_2}^T {x_1 - 1 \choose x_2}^T < \Rightarrow 0 \Rightarrow$$

$$x_1^2 + x_2^2 - (x_1 - 1)^2 - x_2^2 = 2x_1 - 1 < \Rightarrow 0 \Rightarrow x_1 < \Rightarrow .5$$

قسمت ب)

مرز خطای باتاچریا ۱۰ به صورت زیر می باشد:

$$\mu(.5) = \frac{1}{8} (M_2 - M_1)^T \left(\frac{\sum_1 + \sum_2}{2} \right)^{-1} (M_2 - M_1) + \frac{1}{2} \ln \frac{\left| \frac{\sum_1 + \sum_2}{2} \right|}{\left| \sum_1 \right|^{\frac{1}{2}} \left| \sum_2 \right|^{\frac{1}{2}}} \rightarrow \sum_1 = \sum_2 = I \Rightarrow$$

$$\mu(.5) = \frac{1}{8} (M_2 - M_1)^T (M_2 - M_1) = \frac{1}{8} {1 \choose 0}^T {1 \choose 0} = \frac{1}{8} \Rightarrow \varepsilon = \sqrt{P(\omega_1)P(\omega_2)} \exp\{-\mu(.5)\} \Rightarrow$$

$$\varepsilon = \frac{1}{2} \exp\left\{ -\frac{1}{8} \right\}$$

قسمت ج)

$$\begin{split} p(X \mid \omega_{1}) &\sim N\left(0, \begin{pmatrix} 2 & .5 \\ .5 & 2 \end{pmatrix}\right), \quad p(X \mid \omega_{2}) \sim N\left(\begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 5 & 2 \\ 2 & 5 \end{pmatrix}\right), \quad P(\omega_{1}) = P\left(\omega_{2}\right) = .5 \\ h(X) &= \frac{1}{2} \begin{pmatrix} X & -M_{1} \end{pmatrix}^{T} \sum_{1}^{-1} \begin{pmatrix} X & -M_{1} \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} X & -M_{2} \end{pmatrix}^{T} \sum_{2}^{-1} \begin{pmatrix} X & -M_{2} \end{pmatrix} + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{\left|\sum_{1}\right|}{\left|\sum_{2}\right|}\right)^{w_{1}} &< \sum_{1}^{w_{2}} \ln\left(\frac{P_{1}}{P_{2}}\right) \Rightarrow \\ h(X) &= \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_{1} \\ x_{2} \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} .533 & -.133 \\ -.133 & .533 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} \\ x_{2} \end{pmatrix} - \frac{1}{2} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} \end{pmatrix}^{T} \begin{pmatrix} .238 & -.095 \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} \end{pmatrix}^{w_{1}} &< \sum_{1}^{w_{1}} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -.095 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x_{2} & -1 \end{pmatrix} &< 0 \Rightarrow \\ -.095 & .238 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1} & -1 \\ x$$

So the Bayes decision rule is: $.295x_1^2 + .476x_1 - .076x_1x_2 - .19x_2 + .295x_2^2 - .238 < > 0$

The Bhattacharryya error bound is:

$$\mu(.5) = \frac{1}{8} (M_2 - M_1)^T \left(\frac{\sum_1 + \sum_2}{2} \right)^{-1} (M_2 - M_1) + \frac{1}{2} \ln \frac{\left| \frac{\sum_1 + \sum_2}{2} \right|}{\left| \sum_1 \right|^{\frac{1}{2}} \left| \sum_2 \right|^{\frac{1}{2}}} \Rightarrow$$

$$\mu(.5) = \frac{1}{8} {1 \choose 0}^T \left({1 \choose 0.5 \choose$$

جواب سوال ع

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex06 قرار دارد.

$$P(\omega_1) = P(\omega_2) = .5$$

$$M_1 = M_2 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \Sigma_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 4 \end{pmatrix}, \Sigma_2 = \begin{pmatrix} 4 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

برای یافتن مرز تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا داریم:

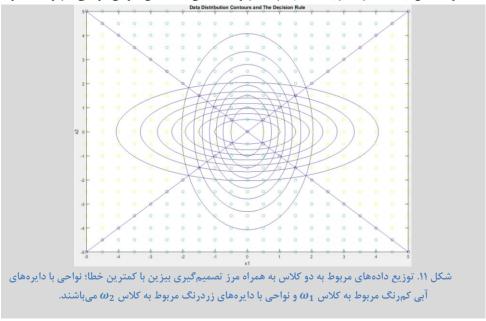
¹⁰ Bhattacharryya Error Bound

$$h(X) = \frac{1}{2} (X - M_1)^T \sum_{1}^{-1} (X - M_1) - \frac{1}{2} (X - M_2)^T \sum_{2}^{-1} (X - M_2) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{|\Sigma_1|}{|\Sigma_2|} \right)^{w_1} \stackrel{>}{<} \ln \left(\frac{P_1}{P_2} \right) \Rightarrow$$

$$\frac{1}{2} {x_1 \choose x_2}^T {1 \choose 0} \stackrel{>}{.25} {x_2 \choose x_2} - \frac{1}{2} {x_1 \choose x_2}^T {.25 \choose 0} {x_1 \choose x_2} + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{4}{4} \right)^{w_1} \stackrel{>}{<} \ln \left(\frac{.5}{.5} \right) \Rightarrow$$

$$h(X) = x_1^2 - x_2^2 \stackrel{w_1}{<} 0$$

شکل زیر توزیع دادههای دو کلاس را به همراه مرز تصمیم گیری مربوطه ضمن مشخصنمودن نواحی مربوط به دو کلاس نشان میدهد:



جواب سوال ۲

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex07 قرار دارد.

$p(X \omega_k) \sim N(\mu_k, \Sigma_k)$	
ω_1	ω_2
(1,1)	(6,8)
(2,2)	(7,9)
(3,3)	(9,9)
(1,-1)	(6,8)
(0,1)	(9,8)
(2,2)	(9,11)
	(10,9)
	(10,7)

قسمت الف)

مقدار احتمال اولیه^{۱۱} را برای هر کلاس به صورت زیر به دس*ت می*آوریم:

¹¹ a Prioroi Probability

 $P(\omega_k) = \frac{N_k}{N}$ where: $N_k = \#$ of datasamples of class ω_k , N = # of total datasamples $\Rightarrow P(\omega_1) = \frac{6}{14}$, $P(\omega_1) = \frac{8}{14}$

قسمت ب

$$\begin{split} \hat{M}_{1} &= \frac{1}{6} \left[\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} \right] = \frac{1}{6} \begin{pmatrix} 9 \\ 8 \end{pmatrix} \Rightarrow \hat{M}_{1} = \begin{pmatrix} 1.5 \\ 1.33 \end{pmatrix} \\ \hat{M}_{2} &= \frac{1}{8} \left[\begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 7 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 11 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 10 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 10 \\ 7 \end{pmatrix} \right] = \frac{1}{8} \begin{pmatrix} 66 \\ 69 \end{pmatrix} \Rightarrow \hat{M}_{1} = \begin{pmatrix} 8.25 \\ 8.625 \end{pmatrix} \\ \hat{\Sigma}_{1} &= \frac{1}{6-1} \left[\begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 3 \\ 3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ -1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \end{pmatrix} \right] \Rightarrow \\ \hat{\Sigma}_{1} &= \begin{pmatrix} 1.55 \\ 1.4 \\ 1.4 \\ 2.22 \end{pmatrix} \\ \hat{\Sigma}_{2} &= \frac{1}{8-1} \left[\begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 7 \\ 9 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 7 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 9 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 9 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 6 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 8 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 9 \\ 8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 9 \\ 11 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 9 \\ 11 \end{pmatrix} \right] \\ \begin{pmatrix} 10 \\ 9 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 10 \\ 9 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 10 \\ 7 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 10 \\ 7 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 10 \\ 7 \end{pmatrix} \end{pmatrix} \Rightarrow \hat{\Sigma}_{2} &= \begin{pmatrix} 12.5089 & 10.4152 \\ 10.4152 & 12.0379 \end{pmatrix} \\ \end{pmatrix} \end{split}$$

قسمت ج)

$$\begin{split} p(w_1|X) & \stackrel{w_1}{>} \stackrel{v}{<} p(w_2|X) \Rightarrow p(X|w_1) P(w_1) \stackrel{w_1}{>} \stackrel{v}{<} p(X|w_2) P(w_2) \Rightarrow \frac{p(X|w_1)}{p(X|w_2)} \stackrel{w_1}{>} \stackrel{v}{<} \frac{P(w_2)}{P(w_1)} \\ -\ln\left(\frac{p(X|w_1)}{p(X|w_2)}\right) \stackrel{w_1}{<} \stackrel{v}{>} -\ln\left(\frac{P(w_2)}{P(w_1)}\right) \Rightarrow \\ h(X) & = \frac{1}{2} \left(X - M_1\right)^T \sum_{1}^{-1} \left(X - M_1\right) - \frac{1}{2} \left(X - M_2\right)^T \sum_{2}^{-1} \left(X - M_2\right) + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{|\Sigma_1|}{|\Sigma_2|}\right) \stackrel{w_1}{<} \frac{|\Sigma_2|}{<} \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right) \Rightarrow \\ \frac{1}{2} \left(\frac{x_1 - 1.5}{x_2 - 1.33}\right)^T \left(\frac{1.4970}{-.9431} \frac{-.9431}{1.0442}\right) \left(\frac{x_1 - 1.5}{x_2 - 1.33}\right) - \frac{1}{2} \left(\frac{x_1 - 8.25}{x_2 - 8.625}\right)^T \left(\frac{.2859}{-.2474} \frac{-.2474}{.2971}\right) \left(\frac{x_1 - 8.25}{x_2 - 8.625}\right) + \\ \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1.4844}{42.1059}\right) \stackrel{w_1}{<} \frac{1}{2} \ln\left(\frac{6/14}{8/14}\right) \end{split}$$

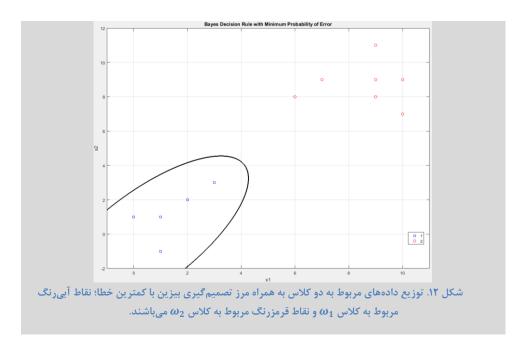
در شکل ۱۲، توزیع دادههای دو کلاس به همراه مرز تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا آمده است.

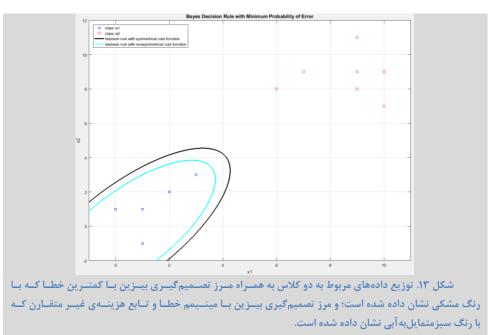
قسمت د)

اگر جریمه و یا هزینه ی خطا در دسته بندی برای داده های یک کلاس از دیگری بیشتر باشد، قطعا مرز تصمیم گیری تحت تأثیر قرار گرفته و به سمت کلاسی که هزینه ی خطا در دسته بندی آن کمتر است، متمایل خواهد شد. به عنوان مثال در شکل ۱۳ مقادیر تابع هزینه به صورت زیر می باشند (جریمه ی خطای دسته بندی برای کلاس ۲ بیشتر از کلاس ۱ می باشد):

$$c_{11} = c_{22} = 0$$
, $c_{12} = 1$, $c_{21} = 3$

مشاهده می شود که از آن جا که هزینه ی خطا برای کلاس ۲ بیشتر از کلاس ۱ می باشد، مرز تصمیم گیری به جهت مخالف کلاس ۲، یعنی کلاس ۱ متمایل گشته است.





جواب سوال ٨

کدهای مربوط این سوال در فایلهای $\exp 6 x = 0$ قرار دارد.

$$P(c_1) = P(c_2) = .5$$

 $p(x \mid c_1) = U(a,b)$ where $a = 2,b = 4$
 $p(x \mid c_2) = \lambda \exp(-\lambda x)$ where $\lambda = 1$

قسمت الف)

$$\frac{p(X \mid w_1)^{w_1}}{p(X \mid w_2)} > \stackrel{v_2}{<} \frac{P(w_2)}{P(w_1)} \Rightarrow \frac{p(X \mid w_1)^{w_1}}{p(X \mid w_2)} > \stackrel{v_1}{<} 1 \Rightarrow p(X \mid w_1) > \stackrel{w_1}{<} p(X \mid w_2) \Rightarrow$$

$$.5 > \underset{w_2}{<} \exp(-x) \Rightarrow \ln(.5) > \underset{w_2}{<} -x \Rightarrow x > \underset{w_2}{<} -\ln(.5) = 2 \rightarrow$$

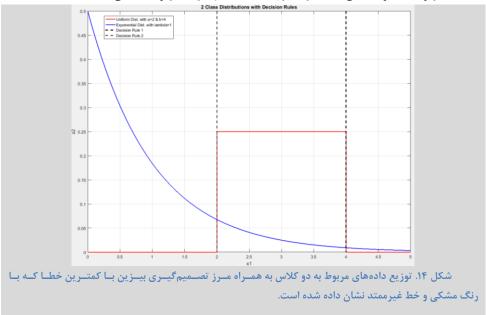
As for c_1 we have a uniform dist. with a=2 and b=4 \Rightarrow

$$2 \le x \le 4 \Rightarrow x > -\ln(.5) = 2 \Rightarrow x \in c_1$$
 otherwise $x \in c_2 \Rightarrow$

So the decision boundaries are: x=2 and x=4

قسمت ب

در شکل ۱۴، توزیع دادههای مربوط به دو کلاس به همراه مرزهای تصمیم گیری مربوطه نشان داده شدهاند:



قسمت ج)

خطای بیزین با مینیمم خطا به صورت زیر محاسبه می گردد:

$$\varepsilon = P(c_1)\varepsilon_1 + P(c_2)\varepsilon_2 = P(c_1)\int_{\Gamma_2} p(x \mid c_1)dx + P(c_2)\int_{\Gamma_1} p(x \mid c_2)dx$$
where $\Gamma_1 = [2, 4], \Gamma_2 = (0, 2] \cup [4, +\infty)$

$$\varepsilon = .5 \int_{0}^{2} 0 dx + .5 \int_{0}^{+\infty} 0 dx + .5 \int_{0}^{4} \exp(-x) dx = .5 \left[-\exp(-x) \right]_{0}^{4} \Rightarrow \varepsilon = .059$$

قسمت د)

$$\begin{split} P(c_1) = & P(c_2) = .5 \\ & p(x \mid c_1) = U\left(a, b\right) \quad \text{where} \quad a = 2, b = 22 \\ & p(x \mid c_2) = \lambda \exp\left(-\lambda x\right) \quad \text{where} \quad \lambda = 1 \\ & \frac{p(X \mid w_1)^{w_1}}{p(X \mid w_2)} > < \frac{P(w_2)}{P(w_1)} \Rightarrow \frac{p(X \mid w_1)^{w_1}}{p(X \mid w_2)} > < 1 \Rightarrow p(X \mid w_1) > < p(X \mid w_2) \Rightarrow \\ & .05 > < \exp\left(-x\right) \Rightarrow \ln(.05) > < -x \Rightarrow x > < -\ln(.05) = 2.9957 \Rightarrow \end{split}$$

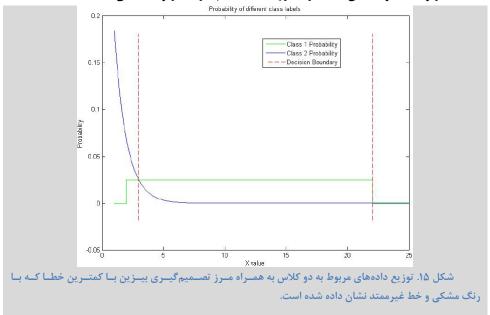
As for c_1 we have a uniform dist. with a=2 and b=22 \Rightarrow

$$2.9957 \le x \le 22 \Rightarrow x > -\ln(.05) = 2.9957 \Rightarrow x \in c_1$$
 otherwise $x \in c_2 \Rightarrow$

So the decision boundaries are: x=2.9957 and x=22

$$\begin{split} \varepsilon &= P(c_1)\varepsilon_1 + P(c_2)\varepsilon_2 = P(c_1)\int_{\Gamma_2} p(x \mid c_1)dx + P(c_2)\int_{\Gamma_1} p(x \mid c_2)dx \\ \text{where} \quad &\Gamma_1 = [2.9957, 22], \Gamma_2 = \left(0, 2.9957\right] \cup \left[22, +\infty\right) \\ \varepsilon &= .5\int_{0}^{2} 0dx + .5\int_{0}^{2.9957} .05dx + .5\int_{0}^{+\infty} 0dx + .5\int_{0}^{2} \exp\left(-x\right)dx = .5\left[.05x\right]_{2}^{2.9957} + .5\left[-\exp\left(-x\right)\right]_{2.9957}^{22} \Rightarrow \varepsilon = .050 \end{split}$$

در شکل ۱۵، توزیع دادههای مربوط به دو کلاس به همراه مرزهای تصمیم *گیری* مربوطه نشان داده شدهاند:



جواب سوال ۹

$$p(x \mid c_1) \sim N\left(M_1, \Sigma\right)$$
 and $P(c_1)$, $p(x \mid c_2) \sim N\left(M_2, \Sigma\right)$ and $P(c_2)$

قسمت الف)

$$p(c_{1}|X) \stackrel{w_{1}}{>} \stackrel{<}{<} p(c_{2}|X) \Rightarrow p(X|c_{1})P(c_{1}) \stackrel{w_{1}}{>} \stackrel{<}{<} p(X|c_{2})P(c_{2}) \quad \langle 1 \rangle$$

$$g_{i}(X) = \log(p(X|c_{1})P(c_{1})) = \log(p(X|c_{1})) + \log(P(c_{1})) \stackrel{}{\Rightarrow} \log(p(X|c_{1})) + \log(P(c_{1})) \stackrel{w_{1}}{\Rightarrow} \langle \log(p(X|c_{2})) + \log(P(c_{2})) \rangle$$

قسمت ب)

$$\begin{split} g\left(X\right) &= g_{1}(X\right) - g_{2}(X\right) = 0 \Rightarrow \log(p(X\mid c_{1})) + \log(P(c_{1})) - \log(p(X\mid c_{2})) - \log(P(c_{2})) = 0 \Rightarrow \\ \log(p(X\mid c_{1})) - \log(p(X\mid c_{2})) &= \log(P(c_{2})) - \log(P(c_{1})) \Rightarrow \\ \log\left(\frac{p(X\mid c_{1})}{p(X\mid c_{2})}\right) &= \log\left(\frac{P(c_{2})}{P(c_{1})}\right) \Rightarrow -\log\left(\frac{p(X\mid c_{1})}{p(X\mid c_{2})}\right) = -\log\left(\frac{P(c_{2})}{P(c_{1})}\right) \Rightarrow \\ \frac{1}{2}\left(X-M_{1}\right)^{T} \sum_{1}^{-1}\left(X-M_{1}\right) - \frac{1}{2}\left(X-M_{2}\right)^{T} \sum_{1}^{-1}\left(X-M_{2}\right) + \frac{1}{2}\ln\left(\frac{|\Sigma|}{|\Sigma|}\right) = \log\left(\frac{P(c_{1})}{P(c_{2})}\right) \Rightarrow \end{split}$$

$$\frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} - M_{1}^{T} \sum^{-1} \right) \left(X - M_{1} \right) - \frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} - M_{2}^{T} \sum^{-1} \right) \left(X - M_{2} \right) = \log \left(\frac{P(c_{1})}{P(c_{2})} \right) \Rightarrow$$

$$\frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} X - X^{T} \sum^{-1} M_{1} - M_{1}^{T} \sum^{-1} X + M_{1}^{T} \sum^{-1} M_{1} \right) -$$

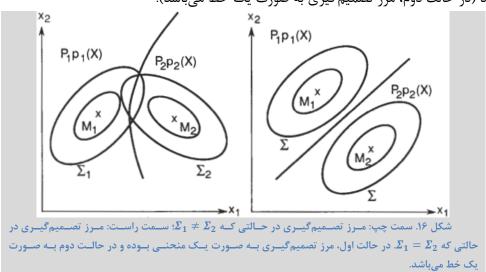
$$\frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} X - X^{T} \sum^{-1} M_{2} - M_{2}^{T} \sum^{-1} X + M_{2}^{T} \sum^{-1} M_{2} \right) = \log \left(\frac{P(c_{1})}{P(c_{2})} \right) \Rightarrow$$

$$\sum^{-1} = \sum^{-1^{T}} X^{T} \sum^{-1} M_{1} \text{ is a scalar, so: } \left(X^{T} \sum^{-1} M_{1} \right)^{T} = X^{T} \sum^{-1} M_{1} \Rightarrow M_{1}^{T} \sum^{-1} X = X^{T} \sum^{-1} M_{1} \Rightarrow$$

$$\frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} X - 2M_{1}^{T} \sum^{-1} X + M_{1}^{T} \sum^{-1} M_{1} \right) - \frac{1}{2} \left(X^{T} \sum^{-1} X - 2M_{2}^{T} \sum^{-1} X + M_{2}^{T} \sum^{-1} M_{2} \right) = \log \left(\frac{P(c_{1})}{P(c_{2})} \right) \Rightarrow$$

$$\underbrace{\left(M_{2} - M_{1} \right)^{T} \sum^{-1} X}_{w^{T}} + \underbrace{\frac{1}{2} \left(M_{1}^{T} \sum^{-1} M_{1} - M_{2}^{T} \sum^{-1} M_{2} \right) - \log \left(\frac{P(c_{1})}{P(c_{2})} \right) = 0 \Rightarrow w^{T} X + w_{0} = 0$$

شکل ۱۶، نشان دهنده ی دو حالت خاص می باشد که در یکی ماتریسهای کواریانس دو کلاس با یکدیگر نابرابر و در دیگری با یکدیگر برابر می باشند (در حالت دوم، مرز تصمیم گیری به صورت یک خط می باشد):



جواب سوال ۱۰

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex10 قرار دارد.

ω_1	ω_2
(1,1)	(2,2)
(1,2)	(3,2)
(1,3)	(3,4)
(2,1)	(5,1)
(3,1)	(5,4)
(3,3)	(5,5)

اگر جهت بردار w را جهت خط تصویرسازی در نظر بگیریم، سیس روش جداسازی خطی فیشر بهترین جهت را برای بردار w پیدا می کند که در آن جهت تابع ضابطهی $J(w) = \frac{w^t S_{BW}}{w^t S_{ww}}$ که در آن جهت تابع ضابطهی

$$w = S_w^{-1} (m_1 - m_2)$$
 where $S_w = S_1 + S_2$, $S_i = \sum_{x \in D_i} (x - m_1)(x - m_1)^t$ $i = 1, 2$

Thus, we first compute the sample means for each class:

$$m_{1} = \frac{1}{6} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2 \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3 \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3 \\ 3 \end{bmatrix} = \frac{1}{6} \begin{bmatrix} 11 \\ 11 \end{bmatrix} \Rightarrow m_{1} = \begin{bmatrix} 1.8333 \\ 1.8333 \end{bmatrix}$$

$$m_{2} = \frac{1}{6} \begin{bmatrix} 2 \\ 2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3 \\ 2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 3 \\ 4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 5 \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 5 \\ 4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 5 \\ 5 \end{bmatrix} = \frac{1}{6} \begin{bmatrix} 23 \\ 18 \end{bmatrix} \Rightarrow m_{2} = \begin{bmatrix} 3.8333 \\ 3 \end{bmatrix}$$

Then, we subtract the sample mean from each sample and get:

$$D_{1} = x - m_{1} = \begin{bmatrix} -.8333 & -.8333 & -.8333 & .1667 & 1.1667 & 1.1667 \\ -.8333 & .1667 & 1.1667 & -.8333 & -.8333 & 1.1667 \end{bmatrix} \rightarrow S_{1} = D_{1}D_{1}^{t} = \begin{bmatrix} 4.8333 & -.1667 \\ -.1667 & 4.8333 \end{bmatrix}$$

$$D_{2} = x - m_{2} = \begin{bmatrix} -1.8333 & -.8333 & -.8333 & 1.1667 & 1.1667 & 1.1667 \\ -1 & -1 & 1 & -2 & 1 & 2 \end{bmatrix} \rightarrow S_{2} = D_{2}D_{2}^{t} = \begin{bmatrix} 8.8333 & 3 \\ 3 & 12 \end{bmatrix}$$

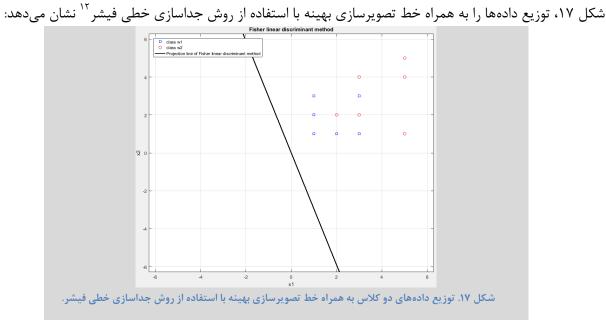
and then:

$$S_{w} = S_{1} + S_{2} = \begin{bmatrix} 4.8333 & -.1667 \\ -.1667 & 4.8333 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 8.8333 & 3 \\ 3 & 12 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 13.6667 & 2.8333 \\ 2.8333 & 16.8333 \end{bmatrix}$$

$$S_{w}^{-1} = \frac{1}{|S_{w}|} = \frac{1}{222.0278} \begin{bmatrix} 16.8333 & -2.8333 \\ -2.8333 & 13.6667 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .0758 & -.0128 \\ -.0128 & .0616 \end{bmatrix}$$

Finally we have:

$$w = S_w^{-1} (m_1 - m_2) = \begin{bmatrix} .0758 & -.0128 \\ -.0128 & .0616 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.8333 - 3.8333 \\ 1.8333 - 3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -.1367 \\ -.0463 \end{bmatrix}$$



برای نگاشت دادهها بر روی خط نگاشت حاصله از روش جداسازی خطی فیشر، داریم:

¹² The optimal projection line using Fisher linear discriminant method

$$x' = w'x \implies$$

 $w'_1 = \{-0.1830, -0.2293, -0.2756, -0.3198, -0.4565, -0.5491\}$

$$w_2' = \{-.3661, -.5028, -.5954, -.7300, -.8689, -.9152\}$$

Thus, we can compute the mean and variance of new projected data as follows:

$$\mu'_1 = -.3356$$
, $\mu'_2 = -.6631$, $\sigma'_1 = .1404$, $\sigma'_2 = .2139$

حال اگر تصور کنیم که هر دو کلاس از دادههای نگاشتشده به فضای جدید دارای توزیع نرمال باشند و البته احتمال اولیهی آنها را نیز به دلخواه برابر با ۰٫۵ فرض نمائیم، آنگاه می توانیم از قانون تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا استفاده کنیم. داریم:

$$p(x \mid w_i') \sim N\left(\mu_i', \sigma_i'^2\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_i'} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu_i'}{\sigma_i'}\right)^2\right\}, \quad P(w_i') = .5 \quad \rightarrow$$

$$p(w_1'|x) > \underset{w_2'}{\overset{w_1'}{>}} p(w_2'|x) \Rightarrow p(x|w_1')P(w_1') > \underset{w_2'}{\overset{w_1'}{>}} p(x|w_2')P(w_2') \Rightarrow \frac{p(x|w_1')}{p(x|w_2')} > \underset{w_2'}{\overset{w_1'}{>}} \frac{P(w_2')}{P(w_1')}$$

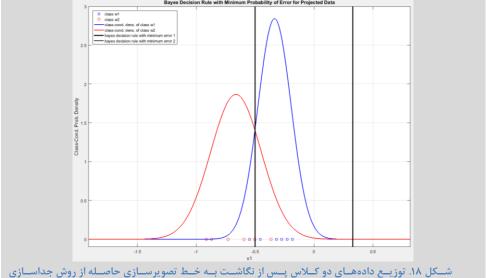
$$-\ln\left(\frac{p(x\mid w_1')}{p(x\mid w_2')}\right)^{w_1'} \stackrel{<}{<} -\ln\left(\frac{P(w_2')}{P(w_1')}\right) \Rightarrow \frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_1'}{\sigma_1'}\right)^2 - \frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu_2'}{\sigma_2'}\right)^2 + \ln\left(\frac{\sigma_1'}{\sigma_2'}\right)^{w_1'} \stackrel{<}{<} > 0 \Rightarrow$$

$$\frac{1}{2} \left(\frac{x + .3356}{.1404} \right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{x + .6631}{.2139} \right)^2 + \ln \left(\frac{.1404}{.2139} \right)^{\frac{w'_1}{2}} < 0$$

Finally we conclude that the roots of this quadratic equation are:

$$x_1 = -.5022, \quad x_2 = .3270 \quad \to \quad x_1 \le x \le x_2 \Longrightarrow x \in w_1' \quad \text{o.w.} \quad x \in w_2'$$

در شکل ۱۸، توزیع دادهها پس از نگاشت به فضای جدید به همراه مرز تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا نشان داده شده است:



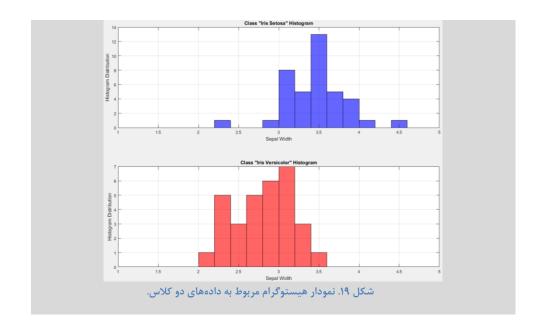
شــکل ۱۸. توزیــع دادههـای دو کــلاس پــس از نکاشــت بــه خــط تصویرســازی حاصــله از روش جداســازی خطی فیشر به همراه مرز تصمیمگیری بیزین بــا مینـــیمم خطــا؛ دادههــای مــابین دو خــط جداســاز بــه کــلاس اول نسبت داده شده و مابقی دادهها نیز به کلاس دوم نسبت داده خواهند شد.

جواب سوال 11

کدهای مربوط این سوال در فایلهای ex11 قرار دارد.

قسمت الف)

نمودار هیستوگرام مربوط به دادههای دو کلاس به صورت زیر میباشد:



قسمت ب

در جدول زیر مقادیر احتمال اولیه ی مربوط به دو کلاس Setosa و Versicolor را مشاهده مینمائیم:

Class Setosa a Priori Prob.: 0.56 Class Versicolor a Priori Prob.: 0.44

قسمت ج)

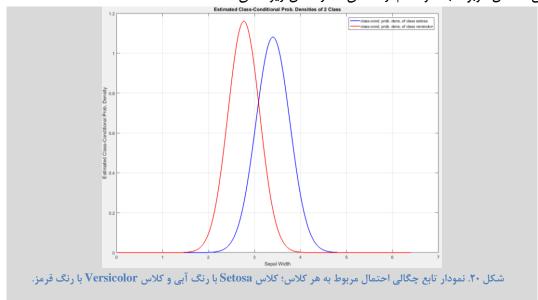
در جدول زیر مقادیر میانگین و انحراف از معیار مربوط به دو کلاس Setosa و Versicolor را با فرض داشتن توزیع نرمال مشاهده مینمائیم:

Class Setosa mean: 3.400, variance: 0.136 Class Versicolor mean: 2.768, variance: 0.118

قسمت د)

نمودار تابع چگالی احتمال مربوط به هر کدام از کلاسها در شکل زیر نشان داده شده است:

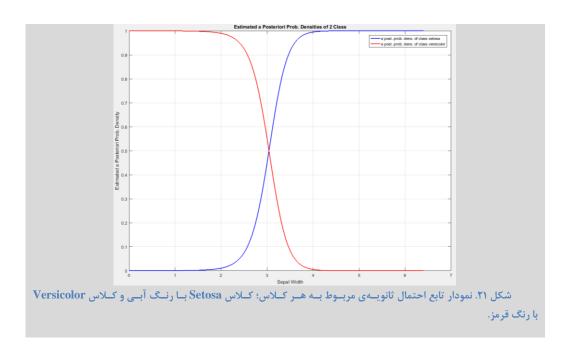
Estimated Class-Conditional Prob. Densities of 2 Class



جهت محاسبهی تابع احتمال ثانویهی^{۱۳} هر کدام از کلاسها در هر نقطه به صورت زیر عمل می کنیم:

$$p(\omega_i \mid x) = \frac{p(x \mid \omega_i)P(\omega_i)}{\sum_{i=1}^{2} p(x \mid \omega_j)P(\omega_j)}$$

¹³ A Posteriori Probability



قسمت ه)

جهت به دستآوردن مرز تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا (با فرض اولیهی نرمالبودن توزیع دادههای دو کلاس) مانند سؤال ۱۰ قسمت (ب) عمل نموده و داریم:

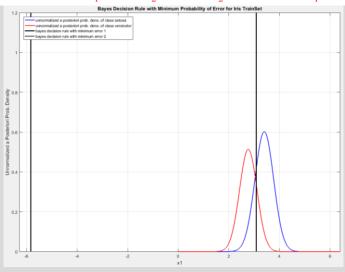
$$p(x \mid w_{i}) \sim N\left(\mu_{i}, \sigma_{i}^{2}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{i}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu_{i}}{\sigma_{i}}\right)^{2}\right\}, \quad P(w_{i}) = .5 \rightarrow$$

$$p(w_{1} \mid x) \stackrel{w_{1}}{>} < p(w_{2} \mid x) \Rightarrow p(x \mid w_{1})P(w_{1}) \stackrel{w_{1}}{>} < p(x \mid w_{2})P(w_{2}) \Rightarrow \frac{p(x \mid w_{1})}{p(x \mid w_{2})} \stackrel{w_{1}}{>} < \frac{P(w_{2})}{P(w_{1})} - \ln\left(\frac{p(x \mid w_{1})}{p(x \mid w_{2})}\right) \stackrel{w_{1}}{<} < \ln\left(\frac{P(w_{2})}{P(w_{1})}\right) \Rightarrow \frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu_{1}}{\sigma_{1}}\right)^{2} - \frac{1}{2}\left(\frac{x - \mu_{2}}{\sigma_{2}}\right)^{2} + \ln\left(\frac{\sigma_{1}}{\sigma_{2}}\right) \stackrel{w_{1}}{<} < 0 \Rightarrow$$

$$\frac{1}{2}\left(\frac{x + 3.400}{.3692}\right)^{2} - \frac{1}{2}\left(\frac{x + 2.768}{.3439}\right)^{2} + \ln\left(\frac{.3692}{.3439}\right) \stackrel{w_{1}}{<} > 0$$

Finally we conclude that the roots of this quadratic equation are:

$$x_1 = -5.8326$$
, $x_2 = 3.0869$ \rightarrow $x_1 \le x \le x_2 \Rightarrow x \in w_2$ o.w. $x \in w_1$



شکل ۲۲ نمودار توزیع احتمال ثانویهی نرمالنشده به همراه مرزهای تصمیم گیری حاصل از قانون بیرین با مینیمم خطا؛ توزیع احتمال ثانویهی کلاس Setosa با رنگ آبی و توزیع احتمال ثانویهی کلاس Versicolor با رنگ قرمز مرزهای تصمیم گیری بیزین با مینیمم خطا با رنگ مشکی نشان داده شده اند؛ دادههای مابین دو خط جداساز به کلاس دوم نسبت داده شده و مابقی دادهها نیز به کلاس اول نسبت داده خواهند شد.

در جدول زیر مقادیر خطای دستهبندی مربوط به دادههای آموزشی قید شده است:

of Class Setosa Misclassified Items:

of Class Versicolor Misclassified Items:

6 out of 39 Training Items

7 out of 31 Training Items

Percentage of incorrectly classified Training Data Items: 0.186

قسمت و)

در جدول زیر مقادیر خطای دستهبندی مربوط به دادههای آزمایشی قید شده است:

of Class Setosa Misclassified Items: 2 out of 11 Test Items # of Class Versicolor Misclassified Items: 1 out of 19 Test Items

Percentage of incorrectly classified Test Data Items: 0.100