

模式识别课后作业二

2020E8013282019 李一帆

October 24, 2020

1 问题 1

1.1 第一小问

对于 θ 的似然函数 $P(D|\theta)$ 可以表示为：

$$\begin{aligned} P(D|\theta) &= \prod_{k=1}^n P(x_k|D) \\ &= \prod_{k=1}^n \frac{1}{\theta} \\ &= \frac{1}{\theta^n} \end{aligned}$$

将上述公式进行取对数可以得到

$$l(\theta) = \ln P(D|\theta) = -n \ln \theta$$

将对数似然函数 $l(\theta)$ 进行求导运算后可以得到：

$$\frac{\partial l}{\partial \theta} = -\frac{n}{\theta}$$

由导数可知， $l(\theta)$ 为关于 θ 的单调递减函数，当 θ 最小时 $l(\theta)$ 最大。由题意可知， $\theta \geq x$ ，因此当 $\theta = \max D$ 时， $l(\theta)$ 最大。

1.2 第二小问

似然函数 $P(D|\theta)$ 和对数似然函数 $l(\theta)$ 如 Figure 1 所示。由图可以看出，在 $\theta = 0.6$ 时，似然函数取得最大值。

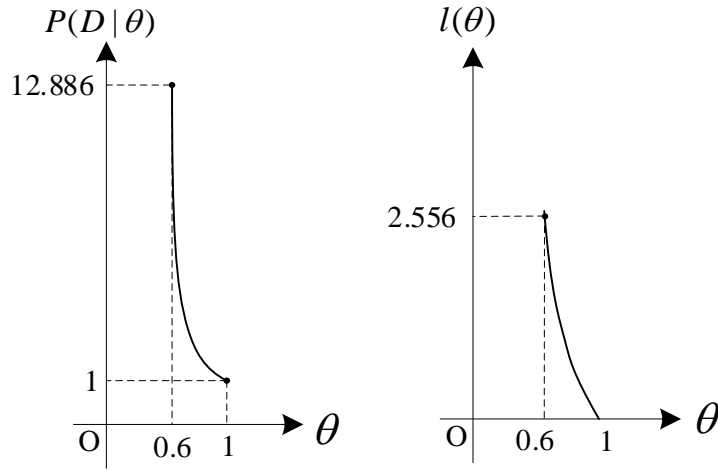


Figure 1: 错误率.

2 问题 2

2.1 第一小问

由题目可知，训练样本服从高斯分布 $p(x|\mu) \sim N(\mu, \Sigma)$ ，未知变量 μ 服从高斯分布 $p(\mu) \sim N(\mu_0|\Sigma_0)$ 。待估计参数为 μ ，在给定训练数据后，我们需要最大化的目标为如下公式。

$$l(\mu)p(\mu) = \ln [p(D|\mu)] p(\mu)$$

其中， $\ln [p(D|\mu)]$ 可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned} \ln [p(D|\mu)] &= \ln \left(\prod_{k=1}^n p(x_k|\mu) \right) \\ &= \sum_{k=1}^n \ln [p(x_k|\mu)] \\ &= \sum_{k=1}^n \ln \left[\frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp \left(-\frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \right) \right] \\ &= \sum_{k=1}^n \left\{ \ln \left[\frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \right] - \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \right\} \\ &= -\frac{n}{2} \ln [(2\pi)^d |\Sigma|] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \end{aligned}$$

其中， $p(\mu)$ 可以表示为如下形式。

$$p(\mu) = \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mu - \mu_0)^t \Sigma_0^{-1} (\mu - \mu_0) \right]$$

因此对于均值的最大后验概率估计可以表示为如下形式。

$$\hat{\mu} = \arg \max_{\mu} \left[-\frac{n}{2} \ln [(2\pi)^d |\Sigma|] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \right] \times$$

$$\frac{1}{(2\pi)^{d/2}|\Sigma_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mu - \mu_0)^t \Sigma_0^{-1}(\mu - \mu_0) \right]$$

2.2 第二小问

经过线性变换后的均值 μ' 和协方差 Σ' 可以表示为如下形式。

$$\mu' = E[x'] = E[Ax] = AE[x] = A\mu$$

$$\begin{aligned} \Sigma' &= E \left[(x' - \mu')(x' - \mu')^t \right] \\ &= E \left[(Ax - A\mu)(Ax - A\mu)^t \right] \\ &= E \left[A(x - \mu)(x - \mu)^t A^t \right] \\ &= AE \left[(x - \mu)(x - \mu)^t \right] A^t \\ &= A\Sigma A^t \end{aligned}$$

因此，经过对 x 的线性变换后的对数似然函数可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned} \ln [p(D'|\mu')] &= \ln \left(\prod_{k=1}^n p(x'_k|\mu') \right) \\ &= \ln \left(\prod_{k=1}^n p(Ax_k|A\mu) \right) \\ &= \sum_{k=1}^n \ln \left[\frac{1}{(2\pi)^{d/2} |A\Sigma A^t|} \exp \left(-\frac{1}{2}(Ax_k - A\mu)^t (A\Sigma A^t)^{-1} (Ax_k - A\mu) \right) \right] \\ &= -\frac{n}{2} \ln \left[(2\pi)^{d/2} |A\Sigma A^t| \right] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} \left((Ax_k - A\mu)^t (A\Sigma A^t)^{-1} (Ax_k - A\mu) \right) \\ &= -\frac{n}{2} \ln \left[(2\pi)^{d/2} |A\Sigma A^t| \right] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} \left((x_k - \mu)^t A^t ((A^{-1})^t \Sigma^{-1} A^{-1}) (A(x_k - \mu)) \right) \\ &= -\frac{n}{2} \ln \left[(2\pi)^{d/2} |A\Sigma A^t| \right] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t (A^t (A^t)^{-1}) \Sigma^{-1} (A^{-1} A) (x_k - \mu) \\ &= -\frac{n}{2} \ln \left[(2\pi)^{d/2} |A\Sigma A^t| \right] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \end{aligned}$$

同理，经过线性变换后的高斯密度函数 $p(\mu')$ 可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned} p(\mu') &= \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma'_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mu' - \mu_0)^t \Sigma_0^{-1}(\mu' - \mu_0) \right] \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma'_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(A\mu - A\mu_0)^t (A\Sigma_0 A^t)^{-1} (A\mu - A\mu_0) \right] \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma'_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mu - \mu_0)^t A^t (A^{-1})^t \Sigma_0^{-1} A^{-1} A(\mu - \mu_0) \right] \\ &= \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma'_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2}(\mu - \mu_0)^t \Sigma_0^{-1}(\mu - \mu_0) \right] \end{aligned}$$

因此对于 μ' 的最大后验概率估计可以表示为下式。

$$\hat{\mu}' = \arg \max_{\mu} \left[-\frac{n}{2} \ln \left[(2\pi)^{d/2} |\mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}^t| \right] - \sum_{k=1}^n \frac{1}{2} (x_k - \mu)^t \Sigma^{-1} (x_k - \mu) \right] \\ \times \frac{1}{(2\pi)^{d/2} |\Sigma'_0|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mu - \mu_0)^t \Sigma_0^{-1} (\mu - \mu_0) \right]$$

3 问题 3

3.1 第 1 小问

E 步可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned} Q(\theta|\theta^0) &= E_{x_{32}} [\ln p(x_g, x_b; \theta) | \theta^0, D_g] \\ &= E_{x_{32}} \left[\ln \prod_{k=1}^3 p(x_k | \theta) \right] \\ &= E_{x_{32}} \left[\sum_{k=1}^2 \ln p(x_k | \theta) + \ln p(x_3 | \theta) \right] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\sum_{k=1}^2 \ln p(x_k | \theta) + \ln p(x_3 | \theta) \right] p(x_{32} | \theta^0, x_{31} = 2) dx_{32} \\ &= \sum_{k=1}^2 \ln p(x_k | \theta) + \int_{-\infty}^{+\infty} \ln p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta \right) \cdot \frac{p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0 \right)}{\int_{-\infty}^{+\infty} p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x'_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0 \right) dx'_{32}} dx_{32} \\ &= \sum_{k=1}^2 \ln p(x_k | \theta) + \int_{-\infty}^{+\infty} \ln p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta \right) \cdot \frac{p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0 \right)}{p(x_1 = 2 | \theta_1 = 2) \int_0^{+\infty} p(x'_{32} | \theta_2 = 4) dx'_{32}} dx_{32} \\ &= \sum_{k=1}^2 \ln p(x_k | \theta) + 2e \int_{-\infty}^{+\infty} \ln p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta \right) \cdot p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0 \right) dx_{32} \end{aligned}$$

其中, 在 θ_2 取不同值时, 上式第二项可以分别表示为如下形式。

当 $3 \leq \theta_2 < 4$ 时:

$$\begin{aligned} 2e \int_{-\infty}^{+\infty} \ln p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta \right) \cdot p \left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0 \right) dx_{32} &= 2e \int_0^{\theta_2} \ln \left(\frac{1}{\theta_1} e^{\frac{-2}{\theta_1}} \cdot \frac{1}{\theta_2} \right) \frac{1}{2e} \cdot \frac{1}{4} dx_{32} \\ &= \frac{1}{4} \theta_2 \ln \left(\frac{1}{\theta_1} e^{\frac{-2}{\theta_1}} \cdot \frac{1}{\theta_2} \right) \end{aligned}$$

当 $\theta_2 \geq 4$ 时:

$$\begin{aligned} 2e \int_{-\infty}^{+\infty} \ln p\left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta\right) \cdot p\left(\begin{pmatrix} 2 \\ x_{32} \end{pmatrix} \middle| \theta^0\right) dx_{32} &= 2e \int_0^4 \ln\left(\frac{1}{\theta_1} e^{\frac{-2}{\theta_1}} \cdot \frac{1}{\theta_2}\right) \frac{1}{2e} \cdot \frac{1}{4} dx_{32} \\ &= \ln\left(\frac{1}{\theta_1} e^{\frac{-2}{\theta_1}} \cdot \frac{1}{\theta_2}\right) \end{aligned}$$

当 $\theta_2 < 3$ 时, 无意义 (与数据集相悖)。

因此, 最终对于似然的期望 $Q(\theta; \theta^0)$ 可以表示为如下形式。

$$Q(\theta; \theta^0) = \begin{cases} -6\frac{1}{\theta_1} - 3\ln(\theta_1\theta_2), & \theta_2 \geq 4 \\ -(\frac{\theta_2}{2} + 4)\frac{1}{\theta_1} - (2 + \frac{\theta_2}{4})\ln(\theta_1\theta_2), & 3 \leq \theta_2 < 4 \\ 0, & \theta_2 < 3 \end{cases}$$

3.2 第 2 小问

(a) 当 $\theta_2 \geq 4$ 时, 似然函数期望对于 θ_1 的导数为:

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta_1} = \frac{6}{\theta_1^2} - \frac{3}{\theta_1}$$

令导数为 0 可以得到 θ_1 的取值为 2。同理可得似然函数期望对于 θ_2 的导数为下式, 并且 θ_2 恒负。

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta_2} = \frac{-3}{\theta_2}$$

因此, 当 θ_2 取最小值 4 时, $Q(\theta; \theta_0)$ 最大。此时, $\theta = \begin{pmatrix} 2 \\ 4 \end{pmatrix}$, 最大值 $\max Q(\theta; \theta_0) = -9.238$ 。

(b) 当 $3 \leq \theta_2 < 4$ 时, Q 对于 θ_1 的导数为如下形式。

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta_1} = (\frac{\theta_2}{2} + 4)\frac{1}{\theta_1^2} - (\frac{\theta_2}{4} + 2)\frac{1}{\theta_1}$$

令导数为 0 可以得到 $\theta_1 = 2$ 。将 $\theta_1 = 2$ 代入 Q , 并对 θ_2 求偏导, 可以得到如下公式。可以看出在 $3 \leq \theta_2 < 4$ 的条件下, $\frac{\partial Q}{\partial \theta_2}$ 为负, 最大值在 $\theta_2 = 3$ 处取得。

$$\frac{\partial Q}{\partial \theta_2} = -\frac{1}{2} - \frac{1}{4} \ln(2\theta_2) - \frac{1}{\theta_2}$$

因此, 最终使得 $Q(\theta; \theta^0)$ 最大的 θ 可以表示为 $\theta = \begin{pmatrix} 2 \\ 3 \end{pmatrix}$, 最大值 $\max Q(\theta; \theta_0) = -7.667$ 。

4 问题 4

$\hat{a}_{ij}, \hat{b}_{jk}, v_{ij}(t)$ 由下列公式计算得出。

$$\hat{a}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T v_{ij}(t)}{\sum_{t=1}^T \sum_k v_{ik}(t)} \quad \hat{b}_{jk} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_l v_{il}(t)}{\sum_{t=1}^T \sum_l v_{jl}(t)} \quad v_{ij}(t) = \frac{\alpha_i(t-1) a_{ij} b_{jk} \beta_j(t)}{P(V^T | \theta)}$$

$\alpha_i(t-1)$ 和 $P(V^T|\theta)$ 通过前向传播算法进行计算, 需要的时间复杂度为 $O(c^2T)$ 。 $\beta_i(t)$ 所需要的时间复杂度为 $O(c^2T)$, $v_{ij}(t)$ 的复杂度主要通过 α_i, a_{ij}, b_{jk} 进行计算, 一共花费的时间复杂度为 $O(c^2T)$ 。

5 问题 5

5.1 第 1 小问

$\bar{p}_n(x)$ 的推导过程如下。

$$\begin{aligned}
\bar{p}_n(x) &= \mathbb{E}[p_n(x)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E} \left[\frac{1}{V_n} \varphi\left(\frac{x-x_i}{h_n}\right) \right] = \frac{1}{V_n} \mathbb{E} \left[\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right) \right] \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{V_n} \varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right) \cdot p(v) dv \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{V_n} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\left(\frac{x-v}{h_n}\right)^2}{2} \right] \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left[-\frac{(v-\mu)^2}{2\sigma^2} \right] dv \\
&= \frac{1}{2\pi V_n \sigma} \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left(-\frac{x^2 - 2vx + v^2}{2h_n^2} \right) \cdot \exp \left(-\frac{v^2 - 2v\mu + \mu^2}{2\sigma^2} \right) dv \\
&= \frac{1}{2\pi V_n \sigma} \cdot \exp \left[-\left(\frac{x^2}{2h_n^2} + \frac{\mu^2}{2\sigma^2} \right) \right] \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[v^2 \left(\frac{1}{h_n^2} + \frac{1}{\sigma^2} \right) - 2v \left(\frac{\mu}{\sigma^2} + \frac{x}{h_n^2} \right) \right] \right\} dv \\
&= \frac{1}{2\pi V_n \sigma} \cdot \exp \left[-\left(\frac{x^2}{2h_n^2} + \frac{\mu^2}{2\sigma^2} \right) \right] \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left(\frac{1}{h_n^2} + \frac{1}{\sigma^2} \right) \left[v^2 - 2v \left(\frac{\frac{\mu}{\sigma^2} + \frac{x}{h_n^2}}{\frac{1}{h_n^2} + \frac{1}{\sigma^2}} \right) \right] \right\} dv \\
&= \frac{1}{2\pi V_n \sigma} \cdot \exp \left[-\left(\frac{x^2}{2h_n^2} + \frac{\mu^2}{2\sigma^2} \right) + \frac{1}{2} \cdot \frac{a^2}{b^2} \right] \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{v-a}{b} \right)^2 \right] dv
\end{aligned}$$

其中, a, b 分别表示为如下形式。

$$b^2 = \frac{1}{h_n^2} + \frac{1}{\sigma^2} = \frac{\sigma^2 h_n^2}{\sigma^2 + h_n^2} \quad a = \frac{\frac{\mu}{\sigma^2} + \frac{x}{h_n^2}}{\frac{1}{h_n^2} + \frac{1}{\sigma^2}} = b^2 \left(\frac{\mu}{\sigma^2} + \frac{x}{h_n^2} \right)$$

$\bar{p}_n(x)$ 可以继续合并, 如下式所示。

$$\begin{aligned}
\bar{p}_n(x) &= \frac{1}{2\pi V_n \sigma} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x^2}{h_n^2} + \frac{\mu^2}{\sigma^2} \right) + \frac{1}{2} \cdot \frac{a^2}{b^2} \right] \cdot \sqrt{2\pi} b \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} b} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{v-a}{b} \right)^2 \right] dv \\
&= \frac{b}{\sqrt{2\pi} V_n \sigma} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x^2}{h_n^2} + \frac{\mu^2}{\sigma^2} - \frac{a^2}{b^2} \right) \right]
\end{aligned}$$

上式小括号中的内容可以进行合并，如下式所示。

$$\begin{aligned}
\frac{x^2}{h_n^2} + \frac{\mu^2}{\sigma^2} - \frac{a^2}{b^2} &= \frac{x^2}{h_n^2} + \frac{x^2}{\sigma^2} - \frac{\sigma^2 h_n^2}{\sigma^2 + h_n^2} \cdot \left(\frac{\mu}{\sigma^2} + \frac{x}{h_n^2} \right)^2 \\
&= \frac{x^2}{h_n^2} + \frac{\mu^2}{\sigma^2} - \frac{h_n^2 \mu^2}{\sigma^2(\sigma^2 + h_n^2)} - \frac{2\mu x}{\sigma^2 + h_n^2} - \frac{\sigma^2 x^2}{h_n^2(\sigma^2 + h_n^2)} \\
&= \frac{\mu^2(\sigma^2 + h_n^2) - h_n^2 \mu^2}{\sigma^2(\sigma^2 + h_n^2)} + \frac{x^2(\sigma^2 + h_n^2) - \sigma^2 x^2}{h_n^2(\sigma^2 + h_n^2)} - \frac{2\mu x}{\sigma^2 + h_n^2} \\
&= \frac{\mu^2}{\sigma^2 + h_n^2} + \frac{x^2}{\sigma^2 + h_n^2} - \frac{2\mu x}{\sigma^2 + h_n^2} = \frac{(\mu - x)^2}{\sigma^2 + h_n^2}
\end{aligned}$$

因此，将上式代入 $\bar{p}_n(x)$ ，有如下公式成立。

$$\bar{p}_n(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma^2 + h_n^2}} \cdot \exp \left[-\frac{1}{2} \frac{(\mu - x)^2}{\sigma^2 + h_n^2} \right]$$

即 $\bar{p}_n(x) \sim N(\mu, \sigma^2 + h_n^2)$ 。

5.2 第二小问

$p_n(x)$ 的方差可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned}
\text{Var}[p_n(x)] &= \text{Var} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{V_n} \varphi \left(\frac{x - x_i}{h_n} \right) \right] \\
&= \frac{1}{n^2 V_n^2} \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n \varphi \left(\frac{x - x_i}{h_n} \right) \right] \\
&= \frac{1}{n^2 V_n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var} \left[\varphi \left(\frac{x - x_i}{h_n} \right) \right] \\
&= \frac{1}{n V_n^2} \text{Var} \left[\varphi \left(\frac{x - x_i}{h_n} \right) \right] \\
&= \frac{1}{n V_n^2} \left[\text{E} \varphi^2 \left(\frac{x - v}{h_n} \right) - \left[\text{E} \varphi \left(\frac{x - v}{h_n} \right) \right]^2 \right]
\end{aligned}$$

其中， $\text{E} \varphi^2 \left(\frac{x-v}{h_n} \right)$ 可以表示为如下形式。

$$\begin{aligned}
\text{E} \varphi^2 \left(\frac{x - v}{h_n} \right) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi^2 \left(\frac{x - v}{h_n} \right) p(v) dv \\
&= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{2\pi} \exp \left[-\left(\frac{x - v}{h_n} \right)^2 \right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - v}{\sigma} \right)^2 \right] dv \\
&= \frac{h_n/\sqrt{2}}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}h_n/\sqrt{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - v}{h_n/\sqrt{2}} \right)^2 \right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - v}{\sigma} \right)^2 \right] dv
\end{aligned}$$

由第一小问得出的结论可知， $\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}h_n/\sqrt{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-v}{h_n/\sqrt{2}}\right)^2\right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-v}{\sigma}\right)^2\right] dv \sim N(\mu, \sigma^2 + h_n^2/2)$ ，因此， $E\varphi^2\left(\frac{x-v}{h_n}\right)$ 可以表示为下式。

$$E\varphi^2\left(\frac{x-v}{h_n}\right) = \frac{h_n}{2\sqrt{\pi}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma^2 + h_n^2/2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2 + h_n^2/2}\right]$$

当 h_n 比较小的时候， $\sigma^2 + h_n^2/2 \simeq \sigma^2$ 。因此， $E\varphi^2\left(\frac{x-v}{h_n}\right)$ 可以写成如下形式。

$$\begin{aligned} E\varphi^2\left(\frac{x-v}{h_n}\right) &\simeq \frac{h_n}{2\sqrt{\pi}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right] \\ &= \frac{h_n}{2\sqrt{\pi}} \cdot p(x) \end{aligned}$$

由第一问可知，有如下公式成立。

$$\bar{p}_n(x) = \frac{1}{V_n} E\left[\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right)\right] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right]$$

即 $E\left[\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right)\right] = \frac{h_n}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{1}{2} \cdot \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right]$ 。

因此， $\left[E\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right)\right]^2$ 可以表示为如下形式。

$$\left[E\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right)\right]^2 = h_n^2 \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right]$$

$p_n(x)$ 的方差可最终表示为如下形式。

$$\begin{aligned} \text{Var}[p_n(x)] &= \frac{1}{nV_n^2} \left[E\varphi^2\left(\frac{x-v}{h_n}\right) - \left[E\varphi\left(\frac{x-v}{h_n}\right)\right]^2 \right] \\ &= \frac{1}{nV_n^2} \left[\frac{h_n}{2\sqrt{\pi}} \cdot p(x) - h_n^2 \frac{1}{2\pi\sigma^2} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right] \right] \\ &= \frac{p(x)}{2nh_n\sqrt{\pi}} - \frac{1}{2\pi n\sigma^2} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right] \end{aligned}$$

其中， $\frac{1}{2\pi n\sigma^2} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right] \simeq 0$ ，因此 $\text{Var}[p_n(x)] = \frac{p(x)}{2nh_n\sqrt{\pi}}$ 成立。

6 问题 6

6.1 第一小问

假设 n 个点均匀分布在 d 维超空间内。那么平均每个维度上的点数为 $n^{1/d}$ ，那么在 r 维空间内存在的点数可以表示为 $n^{r/d}$ 。由于空间内点是均匀分布的，因此当最近邻点落在 r 维

空间的时候可以使得部分维度距离达到最近邻距离。因此，利用部分距离达到最近邻的概率可以表示为 $Pr = \frac{n^{r/d}}{n} = n^{r/d-1}$ 。

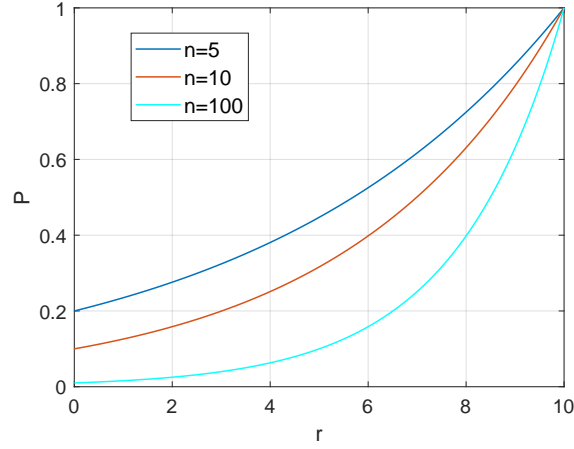


Figure 2: 部分距离达到最近邻概率.

6.2 第二小问

一维情况下的贝叶斯决策边界可以表示为 $x_1^* = 0.5$ ，二维下的决策边界可以表示为 $x_2^* = 1 - x_1$ ，三维情况下的决策边界满足下列等式。最终效果如图 Figure 3 所示

$$\begin{aligned}
 x_1 x_2 x_3 &= (1 - x_1)(1 - x_2)(1 - x_3) \\
 \Rightarrow x_1 x_2 &= (1 - x_1)(1 - x_2)\left(\frac{1}{x_3} - 1\right) \\
 \Rightarrow \frac{1}{x_3} &= \frac{x_1 x_2}{(1 - x_1)(1 - x_2)} + 1 \\
 \Rightarrow \frac{1}{x_3} &= \frac{x_1 x_2 + (1 - x_1)(1 - x_2)}{(1 - x_1)(1 - x_2)} \\
 \Rightarrow x_3 &= \frac{(1 - x_1)(1 - x_2)}{1 - x_1 - x_2 + 2x_1 x_2}
 \end{aligned}$$

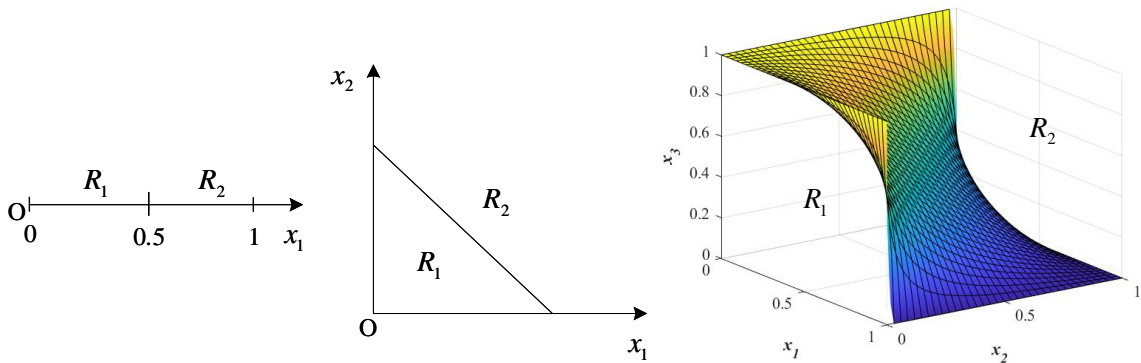


Figure 3: 贝叶斯决策边界.