



تئوری تخمین (۱-۲۵۱۶۳)

تمرین سری چهارم

بهار ۱۴۰۴-۱۴۰۳

دانشکده‌ی مهندسی برق

دانشگاه صنعتی شریف

اساتید: روح الله امیری و محمدمهدی مجاهدیان

موعد تحویل: دوشنبه ۱۲ خرداد

۱ تخمین گر MMSE

تابع چگالی احتمال مشترک از دو متغیر تصادفی X و Y برابر است با

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 2xy, & 0 < y < -\frac{x}{2} + 1, x > 0, \\ 0, & \text{در غیر این صورت.} \end{cases}$$

به سؤال‌های زیر پاسخ دهید:

- تخمین MMSE از Y با مشاهده X را به دست آورید؟
- مقدار آریبی این تخمینگر MMSE چقدر است؟
- مقدار میانگین مربعات خطای این تخمینگر MMSE چقدر است؟

۲ تخمین گر خطی MMSE

با فرض مشاهده متغیر تصادفی X می‌دانیم تخمین گر کمینه میانگین مربعات خطا (MMSE) از متغیر Y برابر $\mathbb{E}[Y|X]$ است. به سؤال‌های زیر پاسخ دهید؟

- بهترین تخمین گر خطی با معیار MMSE چیست. به عبارت دیگر a^* و b^* را در مسئله بهینه‌سازی زیر پیدا کنید؟

$$(a^*, b^*) = \arg \min_{a,b} \mathbb{E}[(Y - a - bX)^2].$$

- برای a^* و b^* محاسبه شده در بالا نشان دهید:

$$\mathbb{E}[(Y - a^* - b^*X)X] = 0.$$

- می‌دانیم برای متغیرهای تصادفی مشترکاً گوسی، ناهمبستگی معادل استقلال است. با توجه به این نکته و قسمت‌های قبل، برای متغیرهای تصادفی مشترکاً گوسی چه ارتباطی بین $\mathbb{E}[Y|X]$ و تخمین خطی مطرح شده در بالا وجود دارد؟

۳ توزیع‌های همزاد و توزیع پسین

در هر کدام از موارد زیر توزیع درستنمایی و توزیع پیشین داده شده است. نشان دهید همزاد هستند و پارامترهای توزیع پسین را محاسبه فرمایید:

- تابع درستنمایی: گوسی با میانگین معلوم μ ، پارامتر: عکس واریانس $\theta = \frac{1}{\sigma^2}$ ، توزیع همزاد: $\text{Gamma}(a_0, b_0)$

- تابع درستنمایی: لاگ-نرمال با واریانس معلوم σ^2 ، پارامتر: میانگین $\theta = \mu$ ، توزیع همزاد: $\mathcal{N}(\mu_0, \sigma_0^2)$

۴ تخمین بیزی واریانس متغیر تصادفی گوسی با توزیع پیشین بتا

فرض کنید می‌خواهیم واریانس $\sigma^2 = \theta$ متغیر تصادفی گوسی با میانگین صفر را تخمین بزنیم. N مشاهده مستقل و با توزیع یکسان \mathbf{x} در اختیار داریم. توزیع پیشین واریانس بتا است.

$$\pi(\theta) = \text{Beta}(a, a).$$

به موارد زیر پاسخ دهید:

- تخمین گر MAP را به دست آورید.
- کران تخمین بیزی را به دست آورید.
- نمودار میانگین مربعات خطا برای تخمین گر MAP و کران تخمین بیزی را برای $a = 5$ و بر حسب $10000 \leq N \leq 2$ رسم کنید؟
- رفتار حدی میانگین مربعات خطی تخمین گر MAP را با رفتار حدی کران بیزی مقایسه کنید؟

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \text{Bmse}(\hat{\theta}_{\text{MAP}}) \stackrel{?}{=} \text{BCRB}.$$

- به طور کلی نشان دهید:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \text{Bmse}(\hat{\theta}_{\text{MAP}}) = \mathbb{E}_{\theta} \left[\lim_{N \rightarrow \infty} \text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{ML}}) \right] = \mathbb{E}_{\theta} [\text{CRB}].$$

۵ کران کرامر-رائو بیزی وزن دهی شده

در کلاس دیدیم که یک دسته کلی از کران های بیزی به صورت زیر به دست می آید:

$$\text{Bmse}(\hat{\theta}) \geq \mathbf{T} \mathbf{G}^{-1} \mathbf{T}^T,$$

که ماتریس های \mathbf{T} و \mathbf{G} در کلاس معرفی شدند. فرض کنید تابع $g(\mathbf{x}, \theta)$ به صورت زیر تعریف شود:

$$g(\mathbf{x}, \theta) = q(\mathbf{x}, \theta) \frac{\partial \ln(p(\mathbf{x}, \theta)q(\mathbf{x}, \theta))}{\partial \theta}$$

- نشان دهید $g(\mathbf{x}, \theta)$ در شرط $\mathbb{E}_{\theta|\mathbf{x}}[g(\mathbf{x}, \theta)] = 0$ را محاسبه و کران پایین بیزی وزن دهی شده را محاسبه فرمایید.

- کران بیزی وزن دهی شده را برای مسئله سوم با فرض تعریف تابع وزن به صورت زیر به دست آورید.

$$q(\mathbf{x}, \theta) = q_c(\theta) = \begin{cases} \theta^c (1 - \theta)^c, & 0 < \theta < 1, \\ 0, & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

- کران تخمین بیزی وزن دهی شده که روی پارامتر c بهینه می شود را برای $a = 5$ و بر حسب $10000 \leq N \leq 2$ رسم کنید و مشاهده کنید که کران بهتری نسبت به مسئله سوم خواهیم داشت؟

۶ تخمین پارامتر هایبرد

فرض کنید N مشاهده مستقل از دو پارامتر a و b به صورت زیر داریم:

$$x_n = a + b + w_n, \quad w_n \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad n = 0, 1, \dots, N-1.$$

پارامتر a یک پارامتر ثابت و b یک پارامتر تصادفی است.

توزیع پیشین $\pi(b) = \mathcal{N}(0, \tau^2)$ را داریم.

- تخمین MAP \ ML را به دست آورید:

$$(\hat{a}, \hat{b}) = \arg \max_{a, b} \{\ln p(\mathbf{x}|a, b) + \ln \pi(b)\}$$

- کران کرامر-رائو هایبرید به صورت زیر محاسبه کنید:

$$[\mathbf{J}_H]_{ij} \triangleq \mathbb{E}_{\mathbf{x}, \theta_r | \theta_{nr}} \left\{ \frac{\partial \ln p(\mathbf{x}, \theta_r | \theta_{nr})}{\partial \theta_i} \cdot \frac{\partial \ln p(\mathbf{x}, \theta_r | \theta_{nr})}{\partial \theta_j} \right\} = -\mathbb{E}_{\mathbf{x}, \theta_r | \theta_{nr}} \left\{ \frac{\partial^2 \ln p(\mathbf{x}, \theta_r | \theta_{nr})}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right\},$$

که در آن θ_r پارامترهای تصادفی و θ_{nr} پارامترهای غیرتصادفی هستند.

$$\text{HCRB} = \mathbf{J}_H^{-1}.$$