

تئوری تخمین (۱-۲۵۱۶۳)



تمرین سری دوم

بهار ۱۴۰۴-۱۴۰۳

دانشکده‌ی مهندسی برق

دانشگاه صنعتی شریف

اساتید: روح الله امیری و محمدمهدی مجاهدیان

موعد تحویل: دوشنبه ۱۸ فروردین

۱ تخمین گر MVU در آستانه تکینگی

در یک مدل خطی، ماتریس مشاهده زیر را در نظر بگیرید:

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 1 \\ 1 & 1 + \epsilon \end{bmatrix}$$

که در آن ϵ مقدار کوچکی است. $(\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1}$ را محاسبه کنید و بررسی کنید که وقتی $\epsilon \rightarrow 0$ چه اتفاقی می‌افتد. اگر $\mathbf{x} = [2 \ 2 \ 2]^T$ باشد، تخمین گر MVU را پیدا کنید و توضیح دهید که وقتی $\epsilon \rightarrow 0$ چه اتفاقی می‌افتد.

۲ تخمین توابع خطی: کاهش ابعاد

در این مسئله، تخمین یک تابع خطی از θ را بررسی می‌کنیم. فرض کنید پارامتر جدید $\alpha = \mathbf{A}\theta$ باشد، که در آن \mathbf{A} یک ماتریس معلوم $r \times p$ ($r < p$) با رتبه r است. نشان دهید که تخمین گر MVU به صورت زیر است:

$$\hat{\alpha} = \mathbf{A}\hat{\theta}$$

که در آن $\hat{\theta}$ تخمین گر MVU برای θ است. همچنین، ماتریس کوواریانس را پیدا کنید. راهنمایی: \mathbf{x} را با

$$\mathbf{x}' = \mathbf{A}(\mathbf{H}^T \mathbf{H})^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{x}$$

جایگزین کنید که در آن \mathbf{x}' دارای ابعاد $1 \times r$ است. می‌توان نشان داد \mathbf{x}' تمام اطلاعات θ را شامل می‌شود و لذا می‌توانیم تخمین گر را بر اساس یک دیتاست با ابعاد پایین‌تر به دست آوریم (مدل خطی کاهش یافته).

۳ تخمین دامنه سیگنال سینوسی و واریانس نویز با توزیع گاوسی

یک سیگنال سینوسی با فرکانس مشخص که با نویز سفید گاوسی (WGN) ترکیب شده را در نظر بگیرید:

$$x[n] = A \cos(2\pi f_0 n) + w[n] \quad n = 0, 1, \dots, N-1$$

که در آن $w[n]$ نویز سفید گاوسی با واریانس σ^2 است. تخمین گر MVU را برای موارد زیر پیدا کنید:

۱. دامنه A ، با فرض اینکه σ^2 معلوم است.

۲. دامنه A و واریانس نویز σ^2 .

می‌توانید فرض کنید که آماره‌های کافی، شرط کامل بودن را دارند.

۴ خانواده نمایی

خانواده توزیع نمایی را با تابع چگالی احتمال زیر در نظر بگیرید:

$$f(\mathbf{x}; \theta) = c(\theta)h(\mathbf{x}) \exp \left[\sum_{i=1}^m w_i(\theta)T_i(\mathbf{x}) \right]$$

۱.۴

بر اساس قضیه تجزیه نیمن فیشر، نشان دهید که $\mathbf{T} = [T_1(\mathbf{x}), \dots, T_m(\mathbf{x})]^T$ یک آماره کافی برای θ است.

۲.۴

مطابق قضیه ارائه شده در کلاس، نشان دهید که یک شرط کافی برای اینکه آماره فوق کامل باشد، این است که فضای $\{w_1(\theta), \dots, w_m(\theta)\}$ شامل یک مستطیل m -بعدی باشد.

۳.۴

برای خانواده نمایی نشان دهید که اگر یک آماره، کافی و کامل باشد، لزوماً یک آماره کمینه است.

۴.۴

در کلاس دیدیم که برای تخمین پارامترهای اسکالر، شرط حصول کران کرامر-رائو معادل این است که توزیع مشاهدات از خانواده نمایی باشد و در این صورت تخمین گر کارا همان آماره کافی خانواده نمایی است. این گزاره را اثبات نمایید. آیا این نتیجه در حالت تخمین پارامتر برداری نیز برقرار است؟

۵.۴

فرض کنید θ یک پارامتر مثبت و غیر تصادفی باشد. همچنین فرض کنید دنباله ای از مشاهدات X_1, X_2, \dots, X_n داریم که به شرط θ ، این مشاهدات مستقل و هم توزیع هستند و هر کدام تابع چگالی احتمال زیر را دارند:

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{x^M e^{-x/\theta}}{(\theta^M)^{M+1} M!}, & x \geq 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$$

که در آن M یک عدد صحیح مثبت معلوم است. تخمین MVU برای θ را پیدا کنید و واریانس تخمین را محاسبه کنید.

۵ توزیع یکنواخت

فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n مشاهدات مستقل و هم توزیع از یک متغیر تصادفی X با تابع چگالی یکنواخت در بازه $(0, \theta)$ باشند، که در آن $\theta > 0$ یک پارامتر مجهول است.

۱.۵

نشان دهید که آماره $X_{(n)} = \max\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ یک آماره کافی و کمینه برای θ است. آیا آماره فوق، یک آماره کامل است؟ تخمین گر MVU برای θ را به دست آورید.

۲.۵

در صورتی که هر یک از مشاهدات به صورت مستقل با توزیع یکنواخت در بازه $(\theta, \theta + 1)$ باشند، یک آماره کافی و کمینه برای θ بیابید و شرط کامل بودن را بررسی کنید.

۶ توزیع نمایی شیفته یافته

فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n مشاهدات مستقل و هم توزیع از یک متغیر تصادفی X با تابع چگالی زیر باشند:

$$f(x; \lambda) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{(x-\lambda)}{\lambda}}, & x \geq \lambda \\ 0, & x < \lambda \end{cases}$$

که در آن $\lambda > 0$ یک پارامتر مجهول است. یک آماره کافی و کمینه برای λ پیدا کنید. آیا این آماره کامل است؟