

آنالیز احتمالاتی در ابعاد بالا (۲۵۸۴۱-۱)



تمرین سری دوم

term پاییز ۱۴۰۴-۰۵

دانشکده‌ی مهندسی برق

دانشگاه صنعتی شریف

استاد: دکتر محمدحسین یاسائی میبدی

مهلت تحويل: شنبه ۱۵ آذر ساعت ۲۳:۵۹

(*) مسائلی که با ستاره مشخص شده‌اند امتیازی هستند و حل کردن آن‌ها نمره‌ی امتیازی خواهد داشت!

۱ عدد پوششی

تمام بخش‌های این سؤال ارتباطی با یکدیگر ندارند.

۱. نشان دهید اگر \mathcal{N} یک ϵ -net از \mathcal{M} باشد و \mathcal{M} یک δ -net از \mathcal{K} باشد، \mathcal{N} یک $(\delta + \epsilon)$ -net از \mathcal{K} است.

۲. فرض کنید مجموعه‌ی \mathcal{A} و متر d روی اعضای \mathcal{A} داده شده باشد. مجموعه‌ی \mathcal{K} را یک زیرمجموعه‌ی از \mathcal{A} در نظر بگیرید. در کلاس درس، با مفهوم عدد پوششی آشنا شدیم.

• در یک تعریف عدد پوششی، فرض بر این است که مرکز گوی‌های پوشش‌دهنده مجموعه‌ی \mathcal{K} ، یعنی نقاط x_i ، همگی اعضای مجموعه‌ی \mathcal{K} باشند. عدد پوششی به دست آمده از این تعریف را $\mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \epsilon)$ نامیم که ϵ ساعع گوی‌های پوشش‌دهنده است.

• در تعریف دوم، مرکز گوی‌های پوشش دهنده، الزامی به عضو \mathcal{K} بودن ندارند و می‌توانند هر عضو دلخواه \mathcal{A} باشند. عدد پوششی به دست آمده از این تعریف را $\mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \epsilon)$ نامیم.

به توجه به این دو تعریف، نشان دهید:

$$\mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \epsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \epsilon) \leq \mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \frac{\epsilon}{2}).$$

۳. رابطه‌ی زیر را بین عدد پوششی و عدد پکینگ برای مجموعه دلخواه \mathcal{K} اثبات نمایید:

$$\mathcal{P}(\mathcal{K}, d, 2\epsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \epsilon) \leq \mathcal{P}(\mathcal{K}, d, \epsilon)$$

۴. در ابتدا، مثال قضیی برای قضیه‌ی شرطی زیر بزنید:

$$\mathcal{L} \subset \mathcal{K} \implies \mathcal{N}(\mathcal{L}, d, \epsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \epsilon).$$

سپس تلاش نمایید قضیه‌ی شرطی زیر را ثابت کنید:

$$\mathcal{L} \subset \mathcal{K} \implies \mathcal{N}(\mathcal{L}, d, \epsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \frac{\epsilon}{2}).$$

۵. نشان دهید:

$$\mathcal{N}([-1, 1]^d, \|\cdot\|_\infty, \epsilon) \leq \left(\frac{1+\epsilon}{\epsilon} \right)^d$$

که در آن $[-1, 1]^d$ مکعب d بعدی است.

۶. مجموعه‌ی $\mathcal{K} = \{0, 1\}^n$ را با فاصله‌ی همینگ در نظر بگیرید. نشان دهید که برای هر عدد حسابی $m \leq n$ داریم:

$$\frac{2^n}{\sum_{k=1}^m \binom{n}{k}} \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d_H, m) \leq \mathcal{M}(\mathcal{K}, d_H, m) \leq \frac{2^n}{\sum_{k=0}^{\lfloor \frac{m}{2} \rfloor} \binom{n}{k}},$$

که در آن d_H متر همینگ، \mathcal{N} عدد پوششی و \mathcal{M} عدد گنجایشی است.

۷. مجموعه‌ی $\mathcal{K} = \{0, 1\}^d$ و متر همینگ بهنجارشده‌ی \mathcal{K} را درنظر بگیرید. ثابت کنید عدد گنجایشی این فضای متری دارای کران بالای زیر است:

$$\frac{\log(\mathcal{M}(\mathcal{K}, d_H, \delta))}{d} \leq D_{\text{KL}}\left(\frac{\delta}{2} \parallel 1/2\right) + \frac{\log(d+1)}{d}$$

که در آن $D_{\text{KL}}\left(\frac{\delta}{2} \parallel 1/2\right) = \frac{\delta}{2} \log\left(\frac{\delta/2}{1/2}\right) + (1 - \frac{\delta}{2}) \log\left(\frac{1-\delta/2}{1/2}\right)$ همان آنتروپی نسبی باینری است.

۲ کران پایین برای ماکریم متغیرهای تصادفی

در این مسئله می‌خواهیم نشان دهیم کران بالایی که برای امیدریاضی ماکریم تعدادی متغیر تصادفی به دست آورده‌ایم، در حالی که متغیرهای تصادفی از هم مستقل باشند، کران بسیار خوبی است و از همان مرتبه می‌توان کران پایینی برای امیدریاضی ماکریم متغیرهای تصادفی نیز به دست آورد. برای این کار گام‌های زیر را طی می‌کنیم:

۱. اگر A_1, \dots, A_n پیشامدهای مستقلی باشند، نشان دهید:

$$(1 - e^{-1}) \left\{ 1 \wedge \sum_{k=1}^n \mathbb{P}[A_k] \right\} \leq \mathbb{P}\left[\bigcup_{k=1}^n A_k \right] \leq 1 \wedge \sum_{k=1}^n \mathbb{P}[A_k].$$

که منظور از $a \wedge b$ همان $\min\{a, b\}$ است.

راهنمایی: دقت کنید که $(1 - e^{-x})^n \geq (1 - e^{-1})(1 - x)$ و $\prod_{k=1}^n (1 - x_k) \leq \exp(-\sum_{k=1}^n x_k)$.

۲. فرض کنید η^* یک تابع اکیداً صعودی و محدب باشد. همچنین فرض کنید که:

$$\mathbb{P}[X_t \geq x] \geq e^{-\eta^*(x)} \quad \forall x \geq 0, \forall t \in \mathcal{T}$$

و $\{X_t : t \in \mathcal{T}\}$ از یکدیگر مستقل هستند. نشان دهید برای هر $u \geq 0$ داریم:

$$\mathbb{P}\left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t \geq \eta^{*-1}(\log |\mathcal{T}| + u) \right] \geq (1 - e^{-1})e^{-u}.$$

حال که ما یک کران پایین روی احتمال دم ماکریم تعدادی متغیر تصادفی به دست آورده‌یم، می‌توانیم یک کران پایین روی امیدریاضی آن نیز به کمک انتگرال‌گیری روی احتمال دم به دست آوریم.

۳. از قسمت قبل نتیجه بگیرید که برای هر $x \geq 0$ داریم:

$$\mathbb{P}\left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t \geq \frac{1}{2} \eta^{*-1}(2 \log |\mathcal{T}|) + x \right] \geq (1 - e^{-1}) \exp\left(\frac{-\eta^*(2x)}{2}\right).$$

راهنمایی: از مقعر بودن η^* استفاده کنید.

۴. فرض کنید ψ^* نیز یک تابع اکیداً صعودی و محدب باشد. همچنین فرض کنید که:

$$e^{-\eta^*(x)} \leq \mathbb{P}[X_t \geq x] \leq e^{-\psi^*(x)} \quad \forall x \geq 0, \forall t \in \mathcal{T}.$$

حال نتیجه بگیرید که ثابت‌های مثبت C_1 و C_2 وجود دارند، به نحوی که:

$$C_1 \left(\eta^{*-1}(\log |\mathcal{T}|) + \sup_{t \in \mathcal{T}} \mathbb{E}[\circ \wedge X_t] \right) \leq \mathbb{E}\left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t \right] \leq C_2 (\psi^{*-1}(\log |\mathcal{T}|))$$

راهنمایی: از $\mathbb{E}[\max\{\circ, Z\}] = \int_0^\infty \mathbb{P}[Z \geq x] dx$ استفاده کنید.

کران‌های بالا و پایین که در این قسمت به دست آورده‌ایم، معمولاً از یک مرتبه هستند به شرط اینکه کران‌های بالا و پایینی که در شوی روی $\mathbb{P}[X_t \geq x]$ می‌گذاریم از یک مرتبه باشند. به عنوان مثال متغیرهای تصادفی گوسی را بررسی می‌کنیم.

۵. برای متغیر تصادفی $(\mathcal{N}(0, 1))$ نشان دهید:

$$\mathbb{P}[X \geq x] \geq \frac{e^{-x^2}}{2\sqrt{2}} \quad \forall x \geq 0.$$

راهنمایی: احتمال را به صورت انتگرالی نوشه و از نامساوی $(x+v)^2 \leq 2v^2 + 2x^2$ بهره ببرید.

۶. فرض کنید X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و همتوزع با توزع نرمال استاندارد باشند. از قسمت‌های قبل کمک گرفته و نشان دهید:

$$\frac{1 - e^{-1}}{2} \sqrt{2 \log(2^{-2/4} n)} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \leq \mathbb{E}\left[\max_{i \leq n} X_i\right] \leq \sqrt{2 \log(n)}$$

و به صورت خاص، برای n ‌های به حد کافی بزرگ داریم:

۳ نرم ماتریس زیرگوسی

فرض کنید $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{m \times n}$ یک ماتریس تصادفی با ردیف‌های \mathbf{A}_i باشد که \mathbf{A}_i ‌ها بردارهای مستقل، با میانگین صفر، زیرگوسی و ایزوتروپیک هستند. نشان دهید که برای هر t مثبت، عبارت زیر با احتمال حداقل $(1 - 2 \exp(-t^2))$ برقرار است:

$$\left\| \frac{1}{m} \mathbf{A}^\top \mathbf{A} - \mathbf{I}_n \right\|_{\text{op}} \leq C \max\{\delta, \delta^2\},$$

که در آن $\delta = \sqrt{\frac{n}{m}} + \frac{t}{\sqrt{m}}$ است.

یادداشت: بردار تصادفی \mathbf{X} زیرگوسی است اگر به ازای هر بردار v عضو کره‌ی واحد، $Z = v^\top \mathbf{X}$ یک متغیر تصادفی زیرگوسی با ثابت محدود باشد. در قضیه فوق، ثابت C می‌توانند به ضرایب زیرگوسی بودن بردار \mathbf{X} نیز وابسته باشند. راهنمایی: نرم اپراتوری را به فرم سوپریمی آن نوشته و تلاش کنید با انتخاب یک $-net$ مناسب از کره‌ی واحد و با ایده‌ی گسته‌سازی، کرانی برای احتمال مطلوب بیایید. از نامساوی برناشتاين بهره ببرید. توجه کنید که تنها یک مرحله گسته‌سازی کافی است و نیازی به استفاده از ایده‌های chaining نیست.

۴ کران روی واریانس ماکسیمم گوسی‌ها

فرض کنید $\mathbf{X} \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{C})$ یک بردار تصادفی گوسی n -بعدی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس دلخواه \mathbf{C} باشد. نامساوی زیر را اثبات کنید:

$$\text{Var}\left[\max_{i=1,\dots,n} X_i\right] \leq \max_{i=1,\dots,n} \text{Var}[X_i]$$

راهنمایی: بردار تصادفی \mathbf{X} را به صورت $\mathbf{X} = \mathbf{C}^{\frac{1}{2}} \mathbf{Y}$ بنویسید که $\mathbf{Y}_1, \dots, \mathbf{Y}_n$ متغیرهای تصادفی گوسی استاندارد و مستقل از هم هستند.

۵ ماکسیمم متغیرهای تصادفی زیرنمایی

برای متغیرهای تصادفی زیرنمایی و مستقل X_i با پارامترهای (α, σ^2) رابطه‌ی زیر را نشان دهید:

$$\mathbb{E}\left[\max_{1 \leq i \leq n} X_i\right] \leq c \left(\alpha \log(n) + \sigma \sqrt{\log(n)} \right).$$

۶ بردارهای گوسی و پوشش کره

فرض کنید G_1, \dots, G_m بردارهای تصادفی مستقل با توزیع $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_n)$ باشند. برای هر $R, \varepsilon > 0$ نشان دهید که با احتمال حداقل $1 - e^{-cn}$ مجموعه‌ی

$$\left\{ \frac{\mathbf{G}_1}{\sqrt{n}}, \dots, \frac{\mathbf{G}_m}{\sqrt{n}} \right\} \cap R\mathbf{B}_{\mathbb{R}^n},$$

یک ε -پوشش از $R\mathbf{B}_{\mathbb{R}^n}$ (کُره‌ی مرکز-مبدأ با شعاع R) را تشکیل می‌دهد، به شرط آن‌که $m \geq e^{C(R, \varepsilon)n}$ باشد. در این جا فقط مجاز است به R و ε وابسته باشد.

۷ بسته‌بندی بارهای کشتی!

به عنوان راهنمایی در شروع می‌گوییم که این سوال یکی از کاربردهای قدیمی و معروف نامساوی افرون-اشتاين است.
۱. برای شروع نتیجه‌ی مهم زیر از نامساوی افرون-اشتاين را ثابت کنید:

$$\text{Var}[f(X_1, \dots, X_n)] \leq \frac{1}{4} \mathbb{E} \left[\sum_{i=1}^n (D_i f(X_1, \dots, X_n))^2 \right],$$

که در آن:

$$D_i f(x_1, \dots, x_n) := \sup_z f(x_1, \dots, x_{i-1}, z, x_{i+1}, \dots, x_n) - \inf_z f(x_1, \dots, x_{i-1}, z, x_{i+1}, \dots, x_n).$$

۲. حال فرض کنید که X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع، با مقادیر در بازه‌ی $[1, \infty)$ و با امید ریاضی $\frac{1}{2}$ باشند. هر کدام از این متغیرهای تصادفی نشان‌دهنده‌ی اندازه‌ی میزان باری است که باید توسط یک کشتی جابه‌جا شود. هر کدام از این بارها باید در محفظه‌هایی به اندازه‌ی ۱ جاسازی شوند تا بتوانند داخل کشتی اینبار شده و سپس حمل شوند. بنابراین هر محفظه‌ی می‌تواند مجموعه‌ای از بارها که جمع اندازه‌شان حداقل ۱ است را در داخل خود جای دهد. بدانید محاسبه‌ی $B_n = f(X_1, \dots, X_n)$ را کمترین تعداد محفظه‌هایی تعریف می‌کنیم که بارها همگی در آنها جاسازی شوند. جالب است سادگی کران زد.

- نشان دهید: $\text{Var}[B_n] \leq \frac{n}{4}$
- نشان دهید: $\mathbb{E}[B_n] \geq \frac{n}{2}$

از دو رابطه‌ی بالا چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

۸ واریانس متغیر تصادفی پواسون

۱. متغیر تصادفی دوجمله‌ای با پارامترهای n و p را در نظر بگیرید. یعنی $\mathbb{P}[B = k] = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$. برای هرتابع دلخواه $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$: $f : \{0, 1, \dots, n\} \rightarrow \mathbb{R}$ نشان دهید:

$$\begin{aligned} \text{Var}[f(B)] &\leq p(1-p) \mathbb{E} [B(f(B) - f(B-1))^2 + (n-B)(f(B+1) - f(B))^2] \\ &= p \mathbb{E} [(n-B)(f(B+1) - f(B))^2]. \end{aligned}$$

۲. فرض کنید $\frac{\mu}{n} = p$. در این حالت متغیر تصادفی B برای n ‌های بزرگ به متغیر تصادفی پواسون X با میانگین μ میل می‌کند. نشان دهید اگر $\sup_k |f(k+1) - f(k)| \leq \infty$ ، خواهیم داشت:

$$\text{Var}(f(X)) \leq \mu \mathbb{E} [(f(X+1) - f(X))^2].$$

۳. برای متغیر تصادفی پواسون X با میانگین μ در بسیاری از مسائل آمار کاربردی از تبدیل ثبت کننده‌ی مربع $Y = \sqrt{X}$ در جهت کاهش وابستگی میزان واریانس یا انحراف معیار متغیر جدید به میانگین، استفاده می‌کنند. نشان دهید:

$$\text{Var}[Y] \leq \mu \mathbb{E} \left[\frac{1}{4X+1} \right].$$

۹) نامساوی ماکسیمال

فرض کنید \mathcal{T} یک خانواده‌ی متناهی از اندیس‌ها باشد. متغیرهای تصادفی $(X_t)_{t \in \mathcal{T}}$ دارای این ویژگی هستند که برای هر $t \in \mathcal{T}$ و برای هر $\lambda \geq 0$ داریم: $\log \mathbb{E}[e^{\lambda X_t}] \leq \psi(\lambda)$ که در آن ψ یک تابع محدب است و $\psi'(0) = \psi(0)$.

۱. ثابت کنید:

$$\mathbb{E}\left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t\right] \leq \psi^{*-1}(\log |\mathcal{T}|),$$

که در آن $\psi^*(x) = \sup_{\lambda \geq 0} \{\lambda x - \psi(\lambda)\}$ دوگان لزاندر تابع ψ است.

۲. به ازای هر $u \geq 0$ ثابت کنید:

$$\mathbb{P}\left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t \geq \psi^{*-1}(\log |\mathcal{T}| + u)\right] \leq e^{-u}.$$

۱۰) کران بالا برای پیچیدگی گوسی

مجموعه‌ی $\{\theta \in \mathbb{R}^d \mid \|\theta\|_2 \leq s, \|\theta\|_0 \leq 1\}$ را در نظر بگیرید. این مجموعه شامل تمام بردارهای s -تُنک است که در داخل یک توپ با شعاع واحد قرار دارد. در این سوال می‌خواهیم یک کران بالا بر روی پیچیدگی گوسی این مجموعه، $\mathcal{G}(\mathcal{T}(s))$ به دست آوریم. برای یک مجموعه مانند $\mathcal{T} \subset \mathbb{R}^d$ پیچیدگی گوسی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\mathcal{G}(\mathcal{T}) = \mathbb{E}\left[\sup_{\mathbf{x} \in \mathcal{T}} |\mathbf{x}^\top \mathbf{Z}|\right],$$

که $\mathbf{Z} \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{I}_d)$

۱. بردار $\mathbf{w}_{\mathcal{S}} \in \mathbb{R}^{|\mathcal{S}|}$ را در نظر بگیرید که یک زیربردار از (w_1, \dots, w_d) است و اندیس‌های آن از $\{1, 2, \dots, d\}$ می‌آید. نشان دهید:

$$\mathcal{G}(\mathcal{T}(s)) = \mathbb{E}\left[\max_{|\mathcal{S}|=s} \|\mathbf{w}_{\mathcal{S}}\|_2\right].$$

۲. برای هر زیرمجموعه‌ی \mathcal{S} با اندازه‌ی s نشان دهید:

$$\mathbb{P}[\|\mathbf{w}_{\mathcal{S}}\|_2 \geq \sqrt{s} + \delta] \leq e^{-\frac{\delta^2}{\tau}}.$$

۳. با استفاده از قسمت‌های قبل نشان دهید:

$$\mathcal{G}(\mathcal{T}(s)) \leq c \sqrt{s \log\left(\frac{ed}{s}\right)}.$$

۱۱) توابع لیپشتیز

در این مسئله قصد داریم نشان دهیم که تابع لیپشتیز از متغیرهای تصادفی گوسی، زیر گوسی هستند. تابع $f : \mathbb{R}^n \mapsto \mathbb{R}$ را L -لیپشتیز نسبت به نرم اقلیدسی می‌گوییم اگر برای هر دو عضو دلخواه \mathbf{x}, \mathbf{y} از دامنه داشته باشیم:

$$|f(\mathbf{x}) - f(\mathbf{y})| \leq L \|\mathbf{x} - \mathbf{y}\|.$$

این گزاره برای تابع مشتق‌پذیر معادل است با: $L \leq \|\nabla f\|$. فرض کنید دو بردار \mathbf{X}, \mathbf{Y} دو بردار نرمال استاندارد مستقل با توزیع $\mathcal{N}(0, \mathbf{I}_n)$ باشند. می‌دانیم توزیع گوسی نسبت به دوران ناوردا است، به ازای هر $k \in [1 : n]$ تعریف می‌کنیم:

$$Z_k(\theta) = X_k \sin(\theta) + Y_k \cos(\theta)$$

نکته: اگر تابع $\mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ لیپشتیز باشد، آنگاه تقریباً همه جا مشتق‌پذیر است.

۱. نشان دهید $Z_k(\theta)$ و مشتق آن نسبت به θ دو متغیر تصادفی گوسی و مستقل هستند.

۲. با توجه به اینکه $Z_k(\frac{\pi}{\gamma}) = X_k$ و $Z_k(0) = Y_k$ است، می‌توان نوشت:

$$f(\mathbf{X}) - f(\mathbf{Y}) = \int_0^{\frac{\pi}{\gamma}} \frac{d}{d\theta} f(\mathbf{Z}(\theta)) d\theta.$$

نشان دهید که برای هر تابع محدب $\mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ داریم:

$$\mathbb{E} [\phi(f(\mathbf{X})) - \mathbb{E}[f(\mathbf{X})]] \leq \mathbb{E} \left[\phi\left(\frac{\pi}{\gamma} \mathbf{Y}^\top \nabla f(\mathbf{X})\right) \right].$$

۳. قرار دهید $\phi(x) = e^{\lambda x}$ و نشان دهید که $f(\mathbf{X}) - \mathbb{E}[f(\mathbf{X})]$ یک متغیر تصادفی زیرگوسی با پارامتر حداکثر $\frac{\pi L}{\gamma}$ است.

۴. به نظرتان آیا این نامساوی برای متغیرهای تصادفی زیرگوسی هم برقرار است؟ سعی کنید کلیت روش اثبات را ارائه داده یا یک مثال نقض بیاورید.