

آنالیز احتمالاتی در ابعاد بالا (۱-۲۵۸۴۱)



تمرین سری دوم

ترم پاییز ۱۴۰۴-۰۵

دانشکده‌ی مهندسی برق

دانشگاه صنعتی شریف

استاد: دکتر محمدحسین یاسائی میبدی

مهلت تحویل: 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 $(\delta + \varepsilon)$ -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 زیرمجموعه 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 مراکز گوی‌های پوشش‌دهنده‌ی مجموعه‌ی \mathcal{K} ، یعنی نقاط x_i همگی اعضای مجموعه‌ی \mathcal{K} باشند. عدد پوششی به دست آمده از این تعریف را $\mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \varepsilon)$ می‌نامیم که ε شعاع گوی‌های پوشش‌دهنده است.

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

به توجه به این دو تعریف، نشان دهید:

$$\mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \varepsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \varepsilon) \leq \mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \frac{\varepsilon}{4}).$$

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

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

۴. در ابتدا، مثال نقضی برای قضیه‌ی شرطی زیر بنزید:

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

سپس تلاش نمایید قضیه‌ی شرطی زیر را ثابت کنید:

$$\mathcal{L} \subset \mathcal{K} \implies \mathcal{N}(\mathcal{L}, d, \varepsilon) \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \frac{\varepsilon}{4}).$$

۵. نشان دهید:

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

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 بهنجار شده‌ی $d_H(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{1}{d} \sum_{j=1}^d \mathbb{1}(x_j \neq y_j)$ را در نظر بگیرید. ثابت کنید عدد گنجایشی این فضای متری دارای کران بالای زیر است:

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

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

۲ کران پایین برای ماکزیمم متغیرهای تصادفی

در این مسئله می‌خواهیم نشان دهیم کران بالایی که برای امیدریاضی ماکزیمم تعدادی متغیر تصادفی به دست آورده‌ایم، در حالتی که متغیرهای تصادفی از هم مستقل باشند، کران بسیار خوبی است و از همان مرتبه می‌توان کران پایینی برای امیدریاضی ماکزیمم 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 $\exp(-\sum_{k=1}^n x_k) \leq \prod_{k=1}^n (1 - x_k)$ و $1 - e^{-x} \geq (1 - e^{-1})(1 \wedge x)$.

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

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

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 ماکزیمم تعدادی متغیر تصادفی به دست آوردیم، 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^{*-1} استفاده کنید.

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

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

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

$$C_1 \left(\eta^{*-1}(\log |\mathcal{T}|) + \sup_{t \in \mathcal{T}} \mathbb{E}[0 \wedge X_t] \right) \leq \mathbb{E} \left[\sup_{t \in \mathcal{T}} X_t \right] \leq C_2 (\psi^{*-1}(\log |\mathcal{T}|))$$

راهنمایی: از $\mathbb{E}[\max\{0, Z\}] = \int_0^\infty \mathbb{P}[Z \geq x] dx$ 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 شروع 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 $X \sim \mathcal{N}(0, 1)$ نشان دهید:

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

راهنمایی: احتمال را به صورت انتگرالی نوشته 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 هم‌توزیع با توزیع نرمال استاندارد باشند. از قسمت‌های قبل کمک گرفته و نشان دهید:

$$\frac{1 - e^{-1}}{2} \sqrt{2 \log(2^{-2/3} n)} - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \leq \mathbb{E} \left[\max_{i \leq n} X_i \right] \leq \sqrt{2 \log(n)}$$

و به صورت خاص، برای n ‌های به حد کافی بزرگ داریم: $c\sqrt{\log n} \leq \mathbb{E}[\max_{i \leq n} X_i] \leq C\sqrt{\log n}$.

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:

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

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 \mathbf{v} عضو کره واحد، $Z = \mathbf{v}^T \mathbf{X}$ یک متغیر تصادفی زیرگوسی با ثابت محدود باشد. در قضیه فوق، ثابت C می‌تواند به ضرایب زیرگوسی بودن بردار \mathbf{X} نیز وابسته باشند. راهنمایی: نرم اپراتوری را به فرم سوپرمیمی آن نوشته و تلاش کنید با انتخاب یک $\epsilon - \text{net}$ مناسب از کره واحد و با ایده‌ی گسسته‌سازی، کرانی برای احتمال مطلوب بیابید. از نامساوی برنشتاین بهره ببرید. توجه کنید که تنها یک مرحله گسسته‌سازی 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 Y_1, \dots, 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 (σ^2, α) 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 $\mathcal{N}(0, I_n)$ باشند. برای هر $R, \varepsilon > 0$ نشان دهید که با احتمال حداقل $1 - e^{-cn}$ ، مجموعه‌ی

$$\left\{ \frac{G_1}{\sqrt{n}}, \dots, \frac{G_m}{\sqrt{n}} \right\} \cap RB_\varepsilon^n,$$

یک ε -پوشش از RB_ε^n (کره‌ی مرکز-مبدأ با شعاع R) را تشکیل می‌دهد، به شرط آن که $m \geq e^{C(R, \varepsilon)n}$ باشد. در این جا $C(R, \varepsilon)$ 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-اشتاین است. ۱. برای شروع نتیجه‌ی مهم زیر از نامساوی افرون-اشتاین 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 $[0, 1]$ ، و با امید ریاضی $\frac{1}{4}$ 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 انبار شده و سپس حمل شوند. بنابراین هر محفظه می‌تواند مجموعه‌ای از بارها که جمع اندازه‌شان حداکثر 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: $\mathbb{E}[B_n] \geq \frac{n}{4}$.

از دو رابطه‌ی بالا چه نتیجه‌ای می‌گیرید؟

۸ واریانس متغیر تصادفی پواسون

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

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

۲. فرض کنید $p = \frac{\mu}{n}$. 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 تثبیت‌کننده‌ی 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 $\psi(0) = \psi'(0) = 0$.

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 لژاندر 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 $\mathcal{T}(s) = \{\theta \in \mathbb{R}^d \mid \|\theta\|_0 \leq s, \|\theta\|_2 \leq 1\}$ را در نظر بگیرید. این مجموعه شامل تمام بردارهای s -تنگ 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 $\mathbf{w}_S \in \mathbb{R}^{|S|}$ را در نظر بگیرید که یک زیربردار از (w_1, \dots, w_d) است و اندیس‌های آن از $S \subset \{1, 2, \dots, d\}$ می‌آید. نشان دهید:

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

۲. برای هر زیر مجموعه‌ی S با اندازه‌ی s نشان دهید:

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

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 لیپشیتز

در این مسئله قصد داریم نشان دهیم که توابع لیپشیتز از متغیرهای تصادفی گوسی، زیر گوسی هستند. تابع $f: \mathbb{R}^n \mapsto \mathbb{R}$ را L -لیپشیتز 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 توابع مشتق‌پذیر معادل است با: $\|\nabla f\| \leq L$. 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 ناورد است، به ازای هر $k \in [1 : n]$ تعریف می‌کنیم:

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

نکته: اگر تابع $g: \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ لیپشیتز باشد، آنگاه تقریباً همه‌جا 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 $Z_k(\circ) = Y_k$ و $Z_k(\frac{\pi}{\gamma}) = X_k$ است، می‌توان نوشت:

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

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