

آنالیز احتمالاتی در ابعاد بالا (۱-۲۵۸۴۱)



تمرین سری دوم

ترم پاییز ۱۴۰۳-۰۴

دانشکده‌ی مهندسی برق

دانشگاه صنعتی شریف

استاد: دکتر محمدحسین یاسائی میبدی

مهلت تحویل: جمعه ۹ آذر ساعت ۲۳:۵۹

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

۱ عدد پوششی

سه بخش این سؤال ارتباطی با یکدیگر ندارند.

۱. فرض کنید مجموعه‌ی A و متر d روی اعضای A داده شده باشد. مجموعه‌ی \mathcal{K} را یک زیرمجموعه از 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 به‌دست آمده از این تعریف را $\mathcal{N}(\mathcal{K}, d, \epsilon)$ 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 A باشند. عدد پوششی به‌دست آمده از این تعریف را $\mathcal{N}^{\text{ext}}(\mathcal{K}, d, \epsilon)$ می‌نامیم.

به توجه به این دو تعریف، نشان دهید:

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

۲. در ابتدا، مثال نقضی برای قضیه‌ی شرطی زیر برزید:

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

سپس تلاش نمایید قضیه‌ی شرطی زیر را ثابت کنید:

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

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

$$\frac{2^n}{\sum_{k=1}^m \binom{n}{k}} \leq \mathcal{N}(\mathcal{K}, d_H, m) \leq \mathcal{M}(\mathcal{K}, d_H, m) \leq \frac{2^n}{\sum_{k=0}^{\lceil \frac{m}{4} \rceil} \binom{n}{k}},$$

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

۴. 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 گنجایش این فضای متری دارای کران بالای زیر است:

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

که $D_{\text{KL}}\left(\frac{\delta}{\frac{1}{2}} \parallel \frac{1}{2}\right) = \frac{\delta}{\frac{1}{2}} \log\left(\frac{\delta/\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}\right) + \left(1 - \frac{\delta}{\frac{1}{2}}\right) \log\left(\frac{1-\delta/\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}}\right)$ 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 $\exp\left(-\sum_{k=1}^n x_k\right) \leq \prod_{k=1}^n (1 - x_k)$ 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:

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

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:

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

راهنمایی: از مقعر بودن η^{*-1} استفاده کنید.

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

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

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:

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

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 هم توزیع 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 مسئله‌ی فروشنده‌ی دوره‌گرد

فرض کنید X_1, \dots, X_n نقاطی تصادفی و مستقل و هم توزیع باشند که به صورت یکنواخت روی مربع واحد $[0, 1]^2$ توزیع شده‌اند. ما به X_i به چشم مکان شهر i ام در مربع واحد نگاه می‌کنیم. هدف مسئله‌ی فروشنده‌ی دوره‌گرد پیدا کردن گشتی است که یک بار از همه‌ی شهرها بگذرد و کمترین مسافت ممکن را طی کرده باشد. ما طول کمترین گشت را به صورت:

$$L_n := \min_{\sigma} \{ \|X_{\sigma(1)} - X_{\sigma(2)}\| + \|X_{\sigma(2)} - X_{\sigma(3)}\| + \dots + \|X_{\sigma(n)} - X_{\sigma(1)}\| \},$$

نشان می‌دهیم، که در آن کمینه‌سازی روی همه‌ی جایگشت‌های ممکن از $\{1, \dots, n\}$ است. برای شروع به میزان بزرگی L_n می‌پردازیم.

۱. نشان دهید $\mathbb{E}[L_n] \asymp \sqrt{n}$.

راهنمایی: برای کران پایین ثابت کنید که: $L_n \geq \sum_{k=1}^n \min_{l \neq k} \|X_k - X_l\|$ و برای کران بالا ثابت کنید که: $L_n \leq L_{n-1} + 2 \min_{k < n} \|X_n - X_k\|$

۲. از نامساوی McDiarmid استفاده کنید و نشان دهید L_n یک متغیر تصادفی $2n$ -زیرگوسی است.

کرانی که با استفاده از نامساوی McDiarmid به دست می‌آید افتضاح است! این کران نتیجه می‌دهد که بزرگی تغییرات و نوسانات حول میانگین هم‌مرتبه از خود آن است. در نتیجه نامساوی McDiarmid حتی نتیجه نمی‌دهد که L_n حول متوسط‌اش متمرکز است. اینجاست که استفاده از نامساوی Talagrand نتایج بسیار بهتری حاصل می‌کند و به کمک آن می‌توان تمرکز اندازه حول میانگین برای L_n را نشان داد. نامساوی Talagrand در کلاس بیان و اثبات نشده است. ما این نامساوی را بدون اثبات در اینجا می‌آوریم و این کاربرد جالب از آن را می‌بینیم.

نامساوی Talagrand: فرض کنید X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل باشند و داشته باشیم:

$$f(\mathbf{x}) - f(\mathbf{y}) \leq \sum_{i=1}^n c_i(x) \mathbb{1}(x_i \neq y_i) \quad \forall \mathbf{x}, \mathbf{y} \in \mathbb{R}^n.$$

در این صورت $f(X_1, \dots, X_n)$ یک متغیر تصادفی $\|\sum_{i=1}^n c_i\|_\infty$ -زیرگوسی است. پیش از استفاده از این نامساوی، به بینش هندسی عمیق‌تری نسبت به این مسئله نیاز داریم که در چند قسمت ابتدایی بعدی به آن می‌پردازیم.

۳. فرض کنید $\mathbf{v} = (0, a)$ و $\mathbf{w} = (b, 0)$ رؤس مثلث قائم‌الزاویه‌ی $\mathcal{T} = \text{conv}\{0, \mathbf{v}, \mathbf{w}\}$ باشند. نشان دهید

$$\forall \mathbf{x} \in \mathcal{T}: \quad \|\mathbf{v} - \mathbf{x}\|^2 + \|\mathbf{x} - \mathbf{w}\|^2 \leq \|\mathbf{v} - \mathbf{w}\|^2.$$

۴. اثبات کنید که برای هر $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \in \mathcal{T}$ یک جایگشت مانند σ از $\{1, 2, \dots, n\}$ وجود دارد به نحوی که

$$\|\mathbf{v} - \mathbf{x}_{\sigma(1)}\|^2 + \sum_{i=1}^{n-1} \|\mathbf{x}_{\sigma(i)} - \mathbf{x}_{\sigma(i+1)}\|^2 + \|\mathbf{x}_{\sigma(n)} - \mathbf{w}\|^2 \leq \|\mathbf{v} - \mathbf{w}\|^2.$$

راهنمایی: از استقرا استفاده کنید. فرض کنید حکم برای هر مثلث قائم الزاویه مانند \mathcal{S} و $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_{n-1} \in \mathcal{S}$ برقرار است. مثلث \mathcal{T} را با رسم ارتفاع از مبدأ به وتر به دو مثلث قائم الزاویه کوچکتر تقسیم کنید. اگر هر کدام از زیرمثلثها شامل نقاطی بودند از فرض استقرا استفاده کنید تا حکم را نتیجه بگیرید. در غیر این صورت آن قدر به تقسیم کردن مثلثها ادامه دهید تا بتوان از فرض استقرا استفاده کرد.

۵. حال نتیجه بگیرید که برای هر مجموعه نقاط مانند $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n \in [0, 1]^2$ یک جایگشت مانند σ از $\{1, 2, \dots, n\}$ وجود دارد به نحوی که:

$$\|\mathbf{x}_{\sigma(1)} - \mathbf{x}_{\sigma(2)}\|^2 + \|\mathbf{x}_{\sigma(2)} - \mathbf{x}_{\sigma(3)}\|^2 + \dots + \|\mathbf{x}_{\sigma(n)} - \mathbf{x}_{\sigma(1)}\|^2 \leq 4.$$

حالا می توانیم از یافته های هندسی خود برای تحلیل طول گشت فروشنده ی دوره گرد استفاده کنیم. به یاد داریم که یک گشت بین نقاط $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n$ به کمک یک جایگشت σ از $\{1, 2, \dots, n\}$ تعریف می شود. طول یک گشت مشخص را با نماد $l_n(\{\mathbf{x}_i\}_{i=1}^n, \sigma)$ نشان می دهیم. در نتیجه: $L_n := \min_{\sigma} l_n(\{\mathbf{x}_i\}_{i=1}^n, \sigma)$.

۶. فرض کنید $\mathcal{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n\}$ و $\mathcal{Y} = \{\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_n\}$ دو مجموعه نقاطی در $[0, 1]^2$ باشند که $\mathcal{X} \cap \mathcal{Y} \neq \emptyset$. فرض کنید σ یک گشت برای \mathcal{X} و τ یک گشت برای \mathcal{Y} باشد. نشان دهید یک گشت مانند ρ از $\mathcal{X} \cup \mathcal{Y}$ وجود دارد به نحوی که:

$$l_{2n}(\mathcal{X} \cup \mathcal{Y}, \rho) \leq l_n(\mathcal{Y}, \tau) + 2 \sum_{i=1}^n \mathbb{1}(\mathbf{x}_i \notin \mathcal{Y}) d_i(\mathcal{X}, \sigma),$$

که در آن $d_i(\mathcal{X}, \sigma)$ فاصله ی بین \mathbf{x}_i و نقطه ی قبلی در گشت σ است. راهنمایی: فرض کنید σ و τ دو مسیر پیاده روی هستند که با رنگ های قرمز و آبی مشخص شده اند و در بعضی شهرها با هم تلاقی دارند. هدف شما این است که به طور سیستماتیک اجتماع مسیرها را پیاده روی کنید. برای این منظور، پیاده روی زیر را انجام دهید: شروع به راه رفتن در مسیر آبی کنید. اگر در نقطه ای مسیر قرمز از مسیر آبی جدا میشد، مسیر قرمز را تا زمانی که دوباره به مسیر آبی برخورد کند، طی کنید، سپس به جایی که از مسیر آبی منحرف شده اید، برگردید و مسیر آبی را ادامه دهید. در حالی که این پیاده روی یک گشت نیست (چون برخی از نقاط دو بار بازدید می شوند)، می توانید بدون افزایش طول آن، آن را به یک گشت واقعی تبدیل کنید.

۷. برای هر $\mathcal{X} = \{\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n\} \subset [0, 1]^2$ گشت $\sigma_{\mathcal{X}}$ را همان گشتی در نظر بگیرید که خاصیت قسمت ۵ را دارد. نشان دهید برای هر $\mathcal{X}, \mathcal{Y} \subset [0, 1]^2$ که $|\mathcal{X}| = |\mathcal{Y}| = n$ داریم:

$$\min_{\sigma} l_n(\mathcal{X}, \sigma) \leq \min_{\sigma} l_n(\mathcal{Y}, \sigma) + \sum_{i=1}^n 2 d_i(\mathcal{X}, \sigma_{\mathcal{X}}) \mathbb{1}(\mathbf{x}_i \neq \mathbf{y}_i).$$

۸. نتیجه بگیرید که L_n برای هر $n \geq 1$ یک متغیر ۱۶--زیرگوسی است.

۴ نرم ماتریس زیرگوسی

فرض کنید $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{m \times n}$ یک ماتریس تصادفی با ردیف های \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 ی واحد، $Z = \mathbf{v}^T \mathbf{X}$ یک متغیر تصادفی زیرگوسی با ثابت محدود باشد. در قضیه فوق، ثابت C می تواند به ضرایب زیرگوسی بودن بردار \mathbf{X} نیز وابسته باشند. راهنمایی: نرم اپراتوری را به فرم سوپرمی آن نوشته و تلاش کنید با انتخاب یک ϵ -net مناسب از کره ی واحد و با ایده ی گسسته سازی، کرانی برای احتمال مطلوب بیابید. از نامساوی برنشتاین بهره ببرید. توجه کنید که تنها یک مرحله گسسته سازی کافی است و نیازی به استفاده از ایده های chaining نیست.

۵ کران روی واریانس ماکسیمم گوسی‌ها

فرض کنید $X \sim \mathcal{N}(\circ, C)$ یک بردار تصادفی گوسی n -بعدی با میانگین صفر و ماتریس کوواریانس دلخواه 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 X را به صورت $X = C^{\frac{1}{2}} Y$ بنویسید که Y_1, \dots, Y_n متغیرهای تصادفی گوسی استاندارد و مستقل از هم هستند.

۶ (*) 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؟

۷ (*) 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 $\psi(\circ) = \psi'(\circ) = 0$.

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:

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

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

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:

$$\mathbb{P}[\|\mathbf{w}_S\|_2 \geq \sqrt{s} + \delta] \leq e^{-\frac{\delta^2}{4}}.$$

۳. با استفاده از قسمت‌های قبل نشان دهید:

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

۹ (*) توابع لپشیتز

در این مسئله قصد داریم نشان دهیم که توابع لپشیتز از متغیرهای تصادفی گوسی، زیرگوسی هستند. تابع $f: \mathbb{R}^n \mapsto \mathbb{R}$ را L -لپشیتز 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 $\mathcal{N}(\mathbf{0}, \mathbf{I}_n)$ 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 $g: \mathbb{R} \mapsto \mathbb{R}$ لپشیتز 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 $Z_k(\frac{\pi}{2}) = X_k$ و $Z_k(0) = Y_k$ است، می‌توان نوشت:

$$f(\mathbf{X}) - f(\mathbf{Y}) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} \frac{d}{d\theta} f(\mathbf{Z}(\theta)) d\theta.$$

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

$$\mathbb{E} [\phi(f(\mathbf{X})) - \mathbb{E}[f(\mathbf{X})]] \leq \mathbb{E} \left[\phi \left(\frac{\pi}{2} \mathbf{Y}^\top \nabla f(\mathbf{X}) \right) \right].$$

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 $\frac{\pi L}{2}$ 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.