

یادگیری ماشین زمستان ۱۳۹۹

پاسخ تمرین سری اول

مدرس: دكتر محمّدحسين رهبان

پاسخ سوال ۱ اگر فرض کنیم که 2^n تیم در این لیگ وجود دارد در آن صورت n دور مسابقات در این لیگ داریم. در دور اول 2^{n-1} بازی انجام می شود در دور دوم 2^{n-2} بازی تا دور nام که 1 بازی خواهد داشت. پس تعداد کل بازی ها برابر $1 - 2^n - 1 + 2^{n-2} + \cdots + 2 + 1 = 2^n$ است. حال یک بازی به خصوص مانند 2 را در نظر بگیرید. 1_g متغیری است که مشخص می کند فرد امتیاز این بازی را می گیرد یا خیر. اگر این بازی در دور 1_g است. پس به طور متوسط امتیاز کسب شده از این بازی برابر است با:

Excepted points $g = E[2^{r-1}.I_q] = 2^{r-1}E[I_q] = 2^{r-1}P_q$

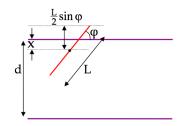
که P_g احتمال تشخیص برنده این بازی است. تشخیص درست برنده این بازی به منزله تشخیص درست نتیجه تمام بازیهای قبلی آن تیم برنده در دور P_g اصابت. پس $P_g=2^{-r}$ و

Excepted points
$$g = E[2^{r-1}.I_g] = 2^{r-1}E[I_g] = 2^{r-1}P_g = 2^{r-1}2^{-r} = \frac{1}{2}$$

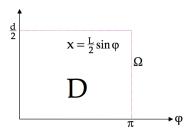
که مستقل از بازی است. امید ریاضی امتیاز کسب شده از هر بازی برابر $\frac{1}{2}$ میباشد. با توجه به این که 2^n-1 بازی در این لیگ داریم، امید ریاضی امتیاز فرد برابر با $\frac{2^n-1}{2}$ خواهد بود. در این لیگ $\frac{4}{2}$ تیم داریم یعنی $\frac{6}{2}$ بیس :

$$Expected \, points = \frac{2^6-1}{2} = \frac{63}{2} = 31.5$$

پاسخ سوال ۲ فرض کنید که فاصله سوزن از نزدیک ترین خط x باشد و ϕ زاویه با این خط باشد. در صورت تقاطع خواهیم داشت $x < \frac{L}{2}\sin(\phi)$ که مقادیر ممکنه برای x عبارت است از $x < \frac{d}{2}$. برای $x > \frac{d}{2}$ خط دیگر نزدیک تر خواهد بود مساله عینا تکرار می شود.



برای ϕ نیز مقادیر ممکنه برابر هستند با $0 < \phi < \pi$. در نتیجه احتمال را روی فضای زیر باید حساب کنیم:



$$P = \int \int_D \frac{1}{\pi \frac{d}{2}} dx d\phi = \frac{2}{\pi d} \int_0^{\pi} \frac{L}{2} \sin(\phi) d\phi = \frac{2L}{\pi d}$$

پاسخ سوال ۳ آ)

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\infty} x f(x) dx = \int_{0}^{\alpha} x f(x) dx + \int_{\alpha}^{\infty} x f(x) dx \ge \int_{\alpha}^{\infty} x f(x) dx \ge \int_{\alpha}^{\infty} \alpha f(x) dx$$

$$\Rightarrow E[X] \ge \alpha \int_{0}^{\infty} f(x) dx = \alpha P(X \ge \alpha) \Rightarrow P(X \ge \alpha) \le \frac{E[X]}{\alpha}$$

ب) اگر Z یک متغیر تصادفی دلخواه باشد می توان متغیر تصادفی نامنفی X را به صورت زیر تعریف کرد:

$$X = (Z - \mu)^2$$

در أن صورت باتوجه به بخش آ، داريم:

$$P(X \ge \alpha) = P((Z - \mu)^2 \ge \alpha) \le \frac{E[(Z - \mu)^2]}{\alpha} = \frac{\sigma^2}{\alpha} \Rightarrow P(|Z - \mu| \ge \sqrt{\alpha}) \le \frac{\sigma^2}{\alpha}$$

با قرار دادن $\alpha = \sqrt{\alpha}$ به رابطه مورد نظر می سیم.

$$P(|Z - \mu| \ge \epsilon) \le \frac{\sigma^2}{\epsilon^2}$$

 x_i (آن معده m متغیر تصادفی یده m نقطه تصادفی ایجاد کردهایم. در این صورت تخمین گر ما برای عدد m متغیر تصادفی برنولی با احتمال $m_n = \frac{4}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ است. امید ریاضی و واریانس متغیر تصادفی است که نشان می دهد نقطه m درون دایره قرار گرفته است یا خیر. m یک متغیر تصادفی برنولی با احتمال m به ترتیب برابر m و m و m است. پس:

$$E[M_n] = E\left[\frac{4}{n}\sum_{i=1}^n x_i\right] = \frac{4}{n}\sum_{i=1}^n E[x_i] = \frac{4}{n}\sum_{i=1}^n \frac{\pi}{4} = \frac{4}{n}n\frac{\pi}{4} = \pi$$

$$Var[M_n] = Var[\frac{4}{n}\sum_{i=1}^n x_i] = (\frac{4}{n})^2 \sum_{i=1}^n Var[x_i] = (\frac{4}{n})^2 \sum_{i=1}^n \frac{\pi}{4} (1 - \frac{\pi}{4}) = \frac{\pi(4 - \pi)}{n}$$

حال طبق قضيه چبيشف

$$P(|M_n - E[M_n]| \ge 0.01) \le \frac{Var(M_n)}{0.01^2} \Rightarrow P(|M_n - \pi| \ge 0.01) \le \frac{\pi(4 - \pi)}{0.01^2n} \le 0.05 \Rightarrow n \ge 539354$$

 $f(x) = x(4-x) \le 4$ است نمی توانیم از مقدار آن به صورت مستقیم استفاده کنیم. ولی با توجه به تابع π است نمی توانیم بنویسیم :

$$P(|M_n - \pi| \ge 0.01) \le \frac{4}{0.01^2 n} \le 0.05 \Rightarrow n \ge 800000$$

(در اینجا به هر دو مقدار نمره کامل تعلق گرفته است)

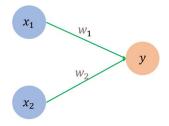
14

$$P(|M_n - \pi| \ge 0.01) = P(|\frac{M_n}{4} - \frac{\pi}{4}| \ge 0.0025) \le 2e^{-n\frac{2.0.0025^2}{(1-0)^2}} \le 0.05 \Rightarrow n \ge -\ln(\frac{0.05}{2} \cdot \frac{1}{2.0.0025^2})$$

$$\Rightarrow n \ge 295111$$

پاسخ سوال ۴ آ) مدلهای پرسپترونی مورد نظر مطابق شکل دارای دو ورودی دودویی هستند. در این خروجی را میتوان به شکل زیر نوشت:

$$y^{(i)} = sgn(w_1x_1^{(i)} + w_2x_2^{(i)} + b)$$



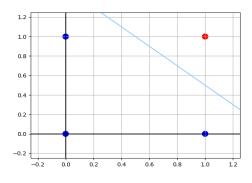
0 در دو نمودار زیر، خروجیهای توابع AND و AND و AND به ازای ورودیهای ممکن رسم شدهاست. نقاط با رنگ قرمز، برچسب +1 و نقاط آبی برچسبهای 0 را نشان می دهند. خط تفکیک کننده را باید به نحوی کشید تمام نقاط قرمز در یک سمت آن و تمام نقاط آبی در سمت دیگر آن باشد. یک نمونه این خط در شکلها رسم شده است.

$$AND: w_1 = 1, w_2 = 1, b = 1.5 \Rightarrow y = sgn(x_1^{(i)} + x_2^{(i)} + 1.5)$$

$$OR: w_1 = 1, w_2 = 1, b = 0.5 \Rightarrow y = sgn(x_1^{(i)} + x_2^{(i)} + 0.5)$$

ب) برای تابع XOR همانطور که از شکل مشخص است، نمی توان آن را با یک خط به نحوی تفکیک کرد که خطای مدل سازی صفر باشد. در ادامه به صورت ریاضی ناممکن بودن این مسئله را نشان می دهیم.

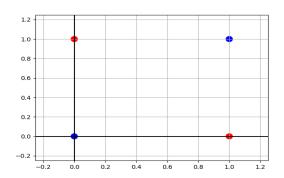
$$y = f(x_1, x_2) = sgn(w_1x_1 + w_2x_2 + b)$$



1.0 0.8 0.6 0.4 0.2 0.0 0.0 0.2 0.0 0.2 0.4 0.6 0.8 1.0 1.2

OR اب $(oldsymbol{arphi})$ خروجی تابع

AND آ) خروجی تابع



XOR شکل ۲: خروجی تابع

$$0 = f(0,0) = sgn(0+0+b) = sgn(b) \Rightarrow b < 0$$

$$1 = f(1,0) = sgn(w_1 + 0 + b) = sgn(w_1 + b) \Rightarrow w_1 + b > 0$$

$$1 = f(0,1) = sgn(0 + w_2 + b) = sgn(w_2 + b) \Rightarrow w_2 + b > 0$$

$$0 = f(1,1) = sgn(w_1 + w_2 + b) \Rightarrow w_1 + w_2 + b < 0$$

اگر معادلات دوم و سوم را با هم جمع کنیم:

$$w_1 + b + w_2 + b > 0 \Rightarrow w_1 + w_2 + b > -b > 0$$

که این نتیجه با معادله چهارم در تناقض است. پس هیچ تابع پرسپترونی وجود ندارد که بتواند تابع منطقی XOR را با خطای صفر مدلسازی کند. ψ

$$\langle w^*, w_k \rangle = \langle w^*, (w_{k-1} + y_k x_k) \rangle = \langle w^*, w_{k-1} \rangle + y_k \langle w^*, x_k \rangle \ge \langle w^*, w_{k-1} \rangle + \rho \ge \langle w^*, w_{k-2} \rangle + 2\rho \ge \cdots$$

$$\geq \langle w^*, w_1 \rangle + k\rho = k\rho \Rightarrow \langle w^*, w_k \rangle \geq k\rho$$

به روزرسانی وزن زمانی انجام می گیرد که یک داده با برچسب داشته باشیم. پس:

 $||w_k||^2 = ||w_{k-1} + y_k x_k||^2 = ||w_{k-1}||^2 + 2y_k \langle w_{k-1}, x_k \rangle + ||y_k||^2 ||x_k||^2 = ||w_{k-1}||^2 + 2y_k \langle w_{k-1}, x_k \rangle + ||x_k||^2$

$$\leq ||w_{k-1}||^2 + ||x_k||^2 \leq ||w_{k-1}||^2 + r^2 \leq ||w_{k-2}||^2 + 2r^2 \leq \cdots \leq ||w_0||^2 + kr^2 = kr^2 \Rightarrow ||w_k||^2 \leq kr^2$$

حال زاویه میان دوبردار w_k و w^* را محاسبه می کنیم.

$$\cos(w^*, w_k) = \frac{\langle w^*, w_k \rangle}{||w^*||.||w_k||} \ge \frac{k\rho}{||w^*||.||w_k||} \ge \frac{k\rho}{||w^*||.r\sqrt{k}} = \frac{\sqrt{k}\rho}{||w^*||.r}$$

$$\cos(w^*, w_k) \le 1 \Rightarrow \frac{\sqrt{k\rho}}{||w^*|| \cdot r} \le 1 \Rightarrow k \le ||w^*|| (\frac{r}{\rho})^2$$

با توجه به ویژگیهای تابع sgn، همواره میتوان وزنهای مدل را در یک ضریب ثابت مثبت ضرب کرد، بدون آنکه مدل پرسپترون تغییری کند. به همین خاطر همواره میتوان بردار وزن را به ۱ نرمالیزه کرد. پس :

$$k \le (\frac{r}{\rho})^2$$

ب) مطابق پاسخ قسمت قبل، هیچ تضمینی برای این که نمونههای داخل $\mathcal D$ به درستی نمایانگر توزیع روی $\mathcal X$ باشند وجود ندارد به همین خاطر ممکن است غالب نمونههای $\mathcal X$ برچسب 1- داشته باشند (یعنی p < 0.5 اما این مسئله در مجموعه دادگان ما صدق نکند. در این شرایط A_2 فرضیهای با خطای کمتر از A_1 ایجاد می کند.

پ) چون فرض شده است که تمام نمونههای داخل مجموعه دادگان دارای برچسب +1 هستند A_1 همواره فرضیه A_1 را انتخاب می کند که برای نقاط خارج از \mathcal{D} نیز خطای آماری A_1 را به همراه خواهد داشت که از خطای آماری A_2 (0.9) کمتر است. به همین خاطر A_1 در این شرایط همواره فرضیه یبهتری تولید می کند.

ت) به ازای p < 0.5 احتمال کمی وجود دارد که تمام دادگان $\mathcal D$ دارای برچسب +1 باشند در این شرایط A_1 همواره فرضیه h_1 را انتخاب می کند اما A_2 فرضیهای را انتخاب می کند که روی دادگان واقعی خطای کمتری دارد.

یاینده باشید