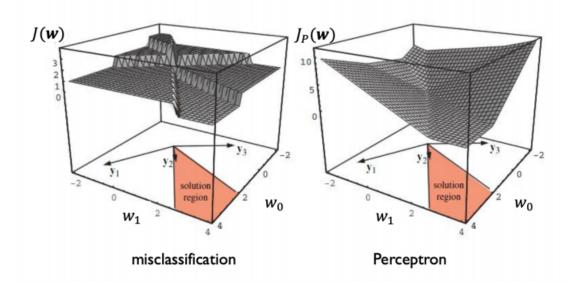


تمرین پنجم Classification

سؤال ١.

• آ) همانطور که در کلاس درس و اسلایدها 'نیز اشاره شد، SSE معیار خوبی اندازهگیری خطا برای دستهبندی نیست؛ زیرا حتی برای دادههایی که درست دستهبندی شدهاند اما فاصله ی زیادی با خط دارند، جریمه ی سنگینی برای آنها نیز در نظر میگیرد و معیار نزدیکی به دستهبند " برای آن اهمیت دارد. در حالی که ممکن است دستهبندی دادهها به خوبی انجام گرفته باشد و خطای SSE بزرگ باشد.

(· •



شكل ۱: مقايسه ي عمل كرد perceptron و شمردن داده هاي misclassified

با توجه به شکل، 4 استفاده از روش perceptron criterion به ما این امکان را می دهد که به یک فضای محدب، 6 و پیوسته برسیم. به همین خاطر از روشهای iterative مانند gradient descent برای رسیدن به جواب بهینه می توان استفاده کرد. این در حالی است که همان طور که مشاهده می شود، در روش شمردن تعداد داده های اشتباه دسته بندی شده، به شکلی می رسیم که مشتق 6 آن، صفر است و نمی توان از روشهای iterative استفاده کرد.

اسلاید ۷، صفحهی ۲۱.

penalty

lassifier^r

ار.ک. اسلاید ۷، صفحهی ۲۴.

convex

gradient

- پ) در حالت کلی سه روی کرد برای دسته بندی وجود دارد که دو نوع آن احتمالاتی و یکی نوع آن discriminant است. تابع خطای logistic regression از نوع احتمالاتی و perceptron از نوع خطای logistic regression است. مزایای
 - 9 در مدل احتمالاتی، استنتاج 7 از تصمیمگیری 7 جدا میشود.
 - از لحاظ محاسباتی کارا است.
 - این امکان را به ما میدهد تا:
 - * ریسک را حتی اگر ماتریس وزن دهی خطا ۱۰ عوض شد، کمینه کنیم.
 - * Reject option داشته باشیم.
 - « unbalanced class priors داشته باشیم.
 - * مدلها را ترکیب کنیم.
- ت) به دلیل غیرخطی بودن تابع sigmoid، برای logistic regression راه حل بسته ای ۱۱ وجود ندارد. روش IRLS می تواند سریع تر باشد. برای مثال اگر تابع log likelihood تقریبا درجه دو باشد، ممکن است فقط در چند مرحله به نقطه ی بهینه همگرا شود. به همین علت در کتاب Bishop نوشته شده است که: «اگر چه چنین روشی ممکن است منطقی به نظر برسد اما در حقیقت یک الگوریتم ضعیف است.» ۱۳

با توجه به دلایل مذکور، احتمال پیدا کردن ججاب بهینه، در روش IRLS با تعداد عملیات کمتر، بیشتر است.

• ث) Probit regression نسبت به دادههای پرت حساستر است؛ زیرا اگر انتهای هر کدام از تابعها را بررسی کنیم ، به نتیجه ی زیر می رسیم:

$$\begin{cases} logistic \ regression \ tails & \approx e^{-x} \\ probit \ regression & \approx e^{-x^2} \end{cases}$$

به همین دلیل اگر دادهی پرتی به تابع probit regression داده شود، وزن بیشتری به آن میدهد؛ بنابراین به دادههای پرت نیز حساس تر است.

inference

decision[^]

ور استنتاج به دنبال تخمین p(t|x) هستیم اما در تصمیمگیری برای x داده شده به دنبال بهینه هستیم.

loss matrix \.

closed form solution

Iterative Reweighted Logistic Regression

stackexchange اسوال پرسیده شده در

۱۴ اسلاید ۷، صفحهی ۶۰.

سؤال ٢.

همانطور که در اسلایدها ۱۵ دیدیم، داریم:

تعریف محدب بودن: به ازای هر دو نقطه دلخواه مانند A و B، که متعلق به ناحیهی R_C هستند، خط متصل کنندهی آن دو نقطه نیز باید کاملا در آن ناحیه قرار داشته باشد.

$$\forall \alpha \in [0, 1] \rightarrow \hat{x} = \alpha x_A + (1 - \alpha) x_B$$

$$F_C(x) = F_C(\alpha A + (1 - \alpha)B) \xrightarrow{linearity \ of \ F} \alpha F_C(A) + (1 - \alpha)F_C(B)$$

 $\Rightarrow \forall d \in 1, ..., k : F_C(A) \ge F_d(A), F_C(B) \ge F_d(B) \implies \alpha F_C A \ge \alpha F_d(A), (1-\alpha)F_C(B) \ge (1-\alpha)F_d(B)$ با توجه به نتیجه یبا لا، از جمع کردن دو طرف نامساوی داریم:

 $\forall d \in 1, ..., k : \alpha F_C(A) + (1 - \alpha)F_C(B) \ge \alpha F_d(A) + (1 - \alpha)F_d(B)$

پس ثایت می شود که به ازای هر نقطه ی روی خط متصل کننده ی A و B داریم:

 $F_C(\theta) \ge F_d(\theta)$

پس ثابت شد که θ نیز در ناحیهی R_C است. بنابراین محدب بودن به این شکل ثابت می شود.

۱۵ اسلاید ۷، صفحه ۱۷

سؤال ٣.

$$Ak \leq ||w^{k+1}|| \to w^{k+1}.w^* = (w^k + t^{(i)}x^{(i)})w^* \implies w^{(k)}.w^{(*)} + t^{(i)}(w^*x^{(i)}) \geq w^{(k)}w^* + \lambda$$

$$\implies w^{(k+1)}w^* \ge k\lambda$$

همان طور که در صورت سوال گفته شده است، اگر w را از صفر شروع کنیم، به کمک استقرا داریم:

$$||w^{(k+1)}|| \ge k\lambda$$

$$||w^{(k+1)}|| \le \beta \sqrt{k}, ||w^{k+1}||^2 = ||w^{(k)} + t^i x^i||^2$$

$$\to ||w^{(k)}||^2 + ||x^{(i)}||^2 (t^{(i)})^2 + 2t^{(i)} (w^{(k)} x^{(i)}) \le ||w^{(k)}||^2 + ||x^{(i)}||^2 (t^{(i)})^2$$

$$\begin{cases} t^{(i)}(x^{(k)}x^{(i)}) \le 0 \\ (t^{(i)})^2 ||x^{(i)}||^2 = ||x^{(i)}||^2 = R^2 \implies ||w^{(k+1)}||^2 \le kR^2 \\ (t^{(i)})^2 = 1 \end{cases}$$

$$(w^{(i)})^2 = 0 \rightarrow ||w^{(k+1)}|| \leq \sqrt{k}R \rightarrow k\lambda \leq ||w^{(k+1)}|| \leq \sqrt{k}R \rightarrow k \leq (\frac{R}{\lambda})^2$$

$$p(C_1) = \alpha, \ p(C_2) = 1 - \alpha$$

حال اگر یک مجموعه ی داده 16 با n داده داشته باشیم داریم:

$$p(x_n, C_1) = p(C_1)p(x_n|C_1) = \alpha N(x_n|\mu_1, \Sigma)$$

$$p(x_n, C_2) = p(C_2)p(x_n|C_2) = (1 - \alpha)N(x_n|\mu_2, \Sigma)$$

حال اگر تابع likelihood را بنویسیم، داریم:

$$p(T|\alpha, \mu_1, \mu_2, \Sigma) = \Pi_{n=1}^N [\alpha N(x_n|\mu_1, \Sigma)]^{t_n} [(1-\alpha)N(x_n|\mu_2, \Sigma)]^{1-t_n}$$

با لگاریتم و سپس مشتق گرفتن داریم:

$$\alpha = \frac{1}{N} \Sigma_{n=1}^{N} t_n$$

حال اگر با توجه به μ_1 مشتق (گرادیان) بگیریم داریم:

$$\Sigma_{n=1}^{N} t_{n} ln(N(x_{n} | \mu_{1}, \Sigma)) = -\frac{1}{2} \Sigma_{n=1}^{N} t_{n} (x_{n} - \mu_{1})^{T} \Sigma^{-1} (x_{n} - \mu_{1}) + constant$$

$$\Longrightarrow \begin{cases} \mu_1 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} t_n x_n \\ \mu_2 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} (1 - t_n) x_n \end{cases}$$

$$-\frac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}t_{n}ln|\Sigma| - \frac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}t_{n}(x_{n} - \mu_{1})^{T}\sum^{-1}(x_{n} - \mu_{1}) - \frac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}(1 - t_{n})ln|\Sigma| - \frac{1}{2}\sum_{n=1}^{N}(1 - t_{n})(x_{n} - \mu_{2})^{T}\sum_{n=1}^{N}(x_{n} - \mu_{2})$$

$$= -\frac{N}{2}ln|\Sigma| - \frac{N}{2}tr(\Sigma_{-1}S)$$

$$S = \frac{N_1}{N} S_1 + \frac{N_2}{N} S_2 \implies \begin{cases} S_1 = \frac{1}{N_1} \sum_{n \in C_1} (x_n - \mu_1) (x_n - \mu_1)^T \\ S_2 = \frac{1}{N_2} \sum_{n \in C_1} (x_n - \mu_2) (x_n - \mu_2)^T \end{cases} \rightarrow \Sigma = S$$

سؤال ۵.

همانطور که در آخر صفحه ۲۰۶ کتاب Bishop توضیح داده است، داریم:

طبق تعریف اگر مجموعه داده، به صورت خطی جداپذیر باشد، می توان یک w پیدا کرد که برای بعضی از نقاط طبق تعریف اگر مجموعه داده، به صورت خطی جداپذیر باشد، می تواند باشد، چون کلا دو کلاس داریم $w^T\phi(x_n) > 0$ که بر اساس مثبت یا منفی بودن، دسته بندی می شوند.).

حال دستهی اول را دادههایی فرض میکنیم که برای آنها رابطهی $w^T\phi(x_n)>0$ برقرار است و برای دیگر دادهها فرض میکنیم که در دستهی دوم هستند (مقدار منفی دارند.).

$$p(C_1|\phi) = y(\phi) = \sigma(w^T\phi)$$

حال اگر $\infty \to |w|$ باشد، داریم:

$$p(C_1|\phi(x_n)) = \sigma(w^T\phi(x_n)) \rightarrow 1$$

$$\begin{cases} w^T \phi(x_n) \to +\infty \\ w^T \phi(x_m) \to -\infty \end{cases}$$
 با توجه

$$p(C_2|\phi(x_m)) = 1 - p(C_1|\phi(x_m)) = 1 - \sigma(w^T\phi(x_m)) \to 1$$

به بیان دیگر برای تابع likelihood اگر $\infty \leftarrow |w|$ باشد، همهی دادهها به بیش ترین مقدارشان یعنی ۱ میرسند. بنابراین برای مجموعه دادههای خطی جداپذیر، فرآیند یادگیری ممکن است به سمت $\infty \leftarrow |w|$ سوق پیدا کند و از boundaryهای خطی برای برچسبزدن مجموعه داده استفاده کند که ممکن است باعث overfitting شود.

سؤال ۶.

سؤال ٧.

$$\phi(a) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \int_0^{\frac{a}{\sqrt{2}}} \frac{2}{\sqrt{\pi}} e^{-\theta^2} d\theta = \frac{1}{2} (1 + \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\frac{a}{\sqrt{2}}} e^{-\theta^2} d\theta) \implies \phi(a) = \frac{1}{2} (1 + erf(\frac{a}{\sqrt{2}}))$$

سؤال ٨.

$$\frac{\partial E}{\partial y_n} = \frac{y_n - t_n}{y_n (1 - y_n)}, \ \nabla a_n = \phi_n$$
$$\frac{\partial y_n}{\partial a_n} = \frac{\partial \phi(a_n)}{\partial a_n} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-a_n^2}$$

با توجه به دو معادله بالا و ترکیب آنها داریم:

$$\nabla E = \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial E \partial y_n}{\partial y_n \partial a_n} \nabla a_n = \sum_{n=1}^{N} \frac{y_n - t_n}{y_n (1 - y_n) \sqrt{2\pi}} e^{-a_n^2} \phi_n$$

$$\frac{\partial}{\partial y_n} \frac{(y_n - t_n)}{y_n (1 - y_n)} = \frac{y_n (1 - y_n)}{y_n^2 (1 - y_n)^2} - \frac{(y_n - t_n)(1 - 2y_n)}{y_n^2 (1 - y_n)^2} = \frac{y_n^2 + t_n - 2y_n t_n}{y_n^2 (1 - y_n)^2}$$

$$\implies \nabla \nabla E = \sum_{n=1}^{N} \frac{\partial}{\partial y_n} \left[\frac{y_n - t_n}{y_n (1 - y_n)} \right] \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-a_n^2} \phi_n \nabla y_n + \frac{y_n - t_n}{y_n (1 - y_n)} \frac{e^{-a_n^2} (-2a_n) \phi_n \nabla a_n}{\sqrt{2\pi}}$$

$$\nabla \nabla E = \sum_{n=1}^{N} \left(\frac{y_n^2 + t_n - 2y_n t_n}{y_n (1 - y_n)} \right) \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}} e^{-a_n^2} - 2a_n (y_n - t_n) \frac{e^{-2a_n^2} \phi_n \phi_n^T}{\sqrt{2\pi} y_n (1 - y_n)}$$