Aprendizaje automático: Cuestionario 2.

Cristina Zuheros Montes.

15/05/2016.

Todas las preguntas tienen el mismo valor

1. Sean \mathbf{x} e \mathbf{y} dos vectores de observaciones de tamaño N. Sea

$$cov(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

la covarianza de dichos vectores, donde \bar{z} representa el valor medio de los elementos de z. Considere ahora una matriz X cuyas columnas representan vectores de observaciones. La matriz de covarianzas asociada a la matriz X es el conjunto de covarianzas definidas por cada dos de sus vectores columnas. Defina la expresión matricial que expresa la matriz cov(X) en función de la matriz X

Solución

Vamos a considerar la matriz X definida como una matriz cuyas columnas representa vectores de observaciones:

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{21} & \dots & x_{n1} \\ x_{12} & x_{22} & \dots & x_{n2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{1N} & x_{2N} & \dots & x_{nN} \end{pmatrix}$$

donde $(\mathbf{xi})^T = (x_{i1}, x_{i2}, ..., x_{iN})$ son los vectores de observaciones.

Como la matriz de covarianza de X es el conjunto de covarianzas definidas por cada dos de sus vectores columnas, podemos definir la covarianza de dicha matriz como:

$$cov(X) = \begin{pmatrix} cov(\mathbf{x1}, \mathbf{x1}) & cov(\mathbf{x2}, \mathbf{x1}) & \dots & cov(\mathbf{xn}, \mathbf{x1}) \\ cov(\mathbf{x1}, \mathbf{x2}) & cov(\mathbf{x2}, \mathbf{x2}) & \dots & cov(\mathbf{xn}, \mathbf{x2}) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ cov(\mathbf{x1}, \mathbf{xn}) & cov(\mathbf{x2}, \mathbf{xn}) & \dots & cov(\mathbf{xn}, \mathbf{xn}) \end{pmatrix}$$

Es claro que $cov(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = cov(\mathbf{y}, \mathbf{x})$, luego la matriz de covarianzas asociada a la matriz X será simétrica y se puede ser como:

$$\mathrm{cov}(\mathrm{X}) = \begin{pmatrix} \mathrm{cov}(\mathbf{x1}, \mathbf{x1}) & \mathrm{cov}(\mathbf{x1}, \mathbf{x2}) & ... & \mathrm{cov}(\mathbf{x1}, \mathbf{xn}) \\ \mathrm{cov}(\mathbf{x1}, \mathbf{x2}) & \mathrm{cov}(\mathbf{x2}, \mathbf{x2}) & ... & \mathrm{cov}(\mathbf{x2}, \mathbf{xn}) \\ ... & ... & ... & ... \\ \mathrm{cov}(\mathbf{x1}, \mathbf{xn}) & \mathrm{cov}(\mathbf{x2}, \mathbf{xn}) & ... & \mathrm{cov}(\mathbf{xn}, \mathbf{xn}) \end{pmatrix}$$

- 2. Considerar la matriz hat definida en regresión, $H = X(X^TX)^{-1}X^T$, donde X es una matriz $N \times (d+1)$, y X^TX es invertible.
 - (a) Mostrar que H es simétrica

Solución

Sabemos que una matriz $H \in \mathcal{H}$ es simétrica si verifica $H^T = H$. Tenemos $H^T = (X(X^TX)^{-1}X^T)^T = (X^T)^T((X^TX)^{-1})^T(X^T) = X((X^TX)^{-1})^T(X^T)$. Como X^TX es invertible, tendremos que la inversa y la traspuesta conmutan, luego podemos afirmar que $H^T = X((X^TX)^T)^{-1}(X^T) = X(X^T(X^T)^T)^{-1}(X^T) = X(X^TX)^{-1}(X^T) = H$ demostrando que, efectivamente, H es simétrica. (b) Mostrar que $H^K = H$ para cualquier entero K

Solución

Veamos por inducción:

Para k=1, esto es trivial.

Para k=2, veamos que $H^2 = H$:

$$H^{2} = (X(X^{T}X)^{-1}X^{T})(X(X^{T}X)^{-1}X^{T}) = X(X^{T}X)^{-1}(X^{T}X)(X^{T}X)^{-1}X^{T}.$$

X es una matriz $N \times (d+1)$, luego X^T es una matriz $(d+1) \times N$. Tenemos que $(X^TX)^{-1}(X^TX) = I$ donde I representa a la matriz identidad de dimensión d+1. Quedando la igualdad:

$$H^2 = X(X^TX)^{-1}(X^TX)(X^TX)^{-1}X^T = X(X^TX)^{-1}X^T = H$$

Supongamos que es cierto para k, veamos que también se cumple para k+1. Es decir, tenemos que $H^k = H$, veamos que $H^{k+1} = H$. También usaremos que para k = 2 hemos visto que es cierto.

$$H^{k+1} = HH^k = HH = H^2 = H.$$

3. Resolver el siguiente problema: Encontrar el punto (x_0, y_0) sobre la línea ax + by + d = 0 que este más cerca del punto (x_1, y_1) .

Solución

Partimos de la recta r:=ax+by+d=0 cuya pendiente viene dada por $m_r=\frac{-a}{b}$. Buscamos una recta s perpendicular a la recta r y que pase por el punto (x_1,y_1) . Por ser perpendicular a r, tendremos que la pendiente de s tiene que ser $m_s=\frac{b}{a}$. La recta s pasará por el punto (x_1,y_1) y tendrá pendiente $m_s=\frac{b}{a}$. Esto nos lleva a que la recta s verificará:

$$a(y - y_1) = b(x - x_1) \rightarrow bx - ay - bx_1 + ay_1 = 0$$

luego la recta s tendrá la forma: $s := bx - ay + (ay_1 - bx_1) = 0$.

Para obtener el punto (x_0, y_0) basta obtener la intersección entre ambas:

$$\begin{pmatrix} x_0 \\ y_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & b \\ b & -a \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} -d \\ bx_1 - ay_1 \end{pmatrix} = \frac{1}{a^2 + b^2} \begin{pmatrix} a & b \\ b & -a \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -d \\ bx_1 - ay_1 \end{pmatrix} \to$$

$$x_0 = \frac{-ad + b^2 x_1 - aby_1}{a^2 + b^2}$$

$$y_0 = \frac{-bd - abx_1 + a^2 y_1}{a^2 + b^2}$$

4. Consideremos el problema de optimización lineal con restricciones definido por

$$\min_{\mathbf{z}} \mathbf{c}^{\mathrm{T}} \mathbf{z}$$

Sujeto a $A\mathbf{z} \leq \mathbf{b}$

donde c y b son vectores y A es una matriz.

(a) Para un conjunto de datos linealmente separable mostrar que para algún \mathbf{w} se debe de verificar la condición $y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n > 0$ para todo (\mathbf{x}_n, y_n) del conjunto.

Solución

(b) Formular un problema de programación lineal que resuelva el problema de la búsqueda del hiperplano separador. Es decir, identifique quienes son A, z, b y c para este caso.

Solución

5. Probar que en el caso general de funciones con ruido se verifica que $\mathbb{E}_D[E_{out}] = \sigma^2 + \text{bias} + \text{var}$ (ver transparencias de clase)

Solución

Al estar trabajando con ruido, vamos a definir $y(x) = f(x) + \epsilon$. De modo que $E_{out}(g^D) = \mathbb{E}_{xy}[(g^D(x) - y(x))^2]$. Vamos a probar la igualdad haciendo los siguientes desarrollos (Destacar que usaremos $\overline{g}(x) = \mathbb{E}_D[g^D(x)]$ y propiedades básicas):

$$\mathbb{E}_{D}[E_{out}(g^{D})] =$$

$$\mathbb{E}_{D}[\mathbb{E}_{xy}[(g^{D}(x) - y(x))^{2}]] =$$

$$\mathbb{E}_{D}[\mathbb{E}_{xy}[g^{D}(x)^{2}] - 2\mathbb{E}_{xy}[g^{D}(x)]\mathbb{E}_{xy}[y(x)] + \mathbb{E}_{xy}[y(x)^{2}]] =$$

$$\mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2}]] - 2\mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)]\mathbb{E}_{D}[y(x)]] + \mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_{D}[y(x)^{2}]] =$$

$$\mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2}] - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[y(x)] + \mathbb{E}_{D}[y(x)^{2}]] =$$

$$\mathbb{E}_{xy}[(\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2}] - \overline{g}(x)^{2}) + (\overline{g}(x)^{2} - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[y(x)] + \mathbb{E}_{D}[y(x)^{2}])] =$$

Para evitar arrastrar tantos valores, vamos a reducir de forma separada la primera y segunda componente de la suma principal. Veamos la primera componente:

$$\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2}] - \overline{g}(x)^{2} =$$

$$\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2}] - 2\overline{g}(x)^{2} + \overline{g}(x)^{2} =$$

$$\mathbb{E}_{D}[g^{D}(x)^{2} - 2g^{D}(x)\overline{g}(x) + \overline{g}(x)^{2}] =$$

$$\mathbb{E}_{D}[(g^{D}(x)^{2} - \overline{g}(x))^{2}]$$

Veamos ahora la segunda componente de la suma:

$$\overline{g}(x)^{2} - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[y(x)] + \mathbb{E}_{D}[y(x)^{2}] =$$

$$\overline{g}(x)^{2} - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[f(x) + \epsilon] + \mathbb{E}_{D}[(f(x) + \epsilon)^{2}] =$$

$$\overline{g}(x)^{2} - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[f(x)] - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[\epsilon] + \mathbb{E}_{D}[f(x)^{2}] + 2\mathbb{E}_{D}[f(x)\epsilon] + \mathbb{E}_{D}[\epsilon^{2}] =$$

$$(\overline{g}(x)^{2} - 2\overline{g}(x)f(x) + f(x)^{2}) - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[\epsilon] + 2\mathbb{E}_{D}[f(x)\epsilon] + \mathbb{E}_{D}[\epsilon^{2}] =$$

$$(\overline{g}(x) - f(x))^{2} - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_{D}[\epsilon] + 2\mathbb{E}_{D}[f(x)\epsilon] + \mathbb{E}_{D}[\epsilon^{2}]$$

Retomando por donde nos habíamos quedado, tenemos:

$$\begin{split} \mathbb{E}_D[E_{out}(g^D)] = \\ \mathbb{E}_{xy}[(\mathbb{E}_D[g^D(x)^2] - \overline{g}(x)^2) + (\overline{g}(x)^2 - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_D[y(x)] + \mathbb{E}_D[y(x)^2])] = \\ \mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_D[(g^D(x)^2 - \overline{g}(x))^2] + (\overline{g}(x) - f(x))^2 - 2\overline{g}(x)\mathbb{E}_D[\epsilon] + 2\mathbb{E}_D[f(x)\epsilon] + \mathbb{E}_D[\epsilon^2]] = \\ \mathbb{E}_{xy}[\mathbb{E}_D[(g^D(x)^2 - \overline{g}(x))^2] + (\overline{g}(x) - f(x))^2 + \mathbb{E}_D[\epsilon^2]] = \\ \text{var} + \text{bias} + \sigma^2 \end{split}$$

Demostrando la igualdad dada.

6. Consideremos las mismas condiciones generales del enunciado del Ejercicio.2 del apartado de Regresión de la relación de ejercicios.2. Considerar ahora $\sigma = 0.1$ y d = 8, ¿cual es el más pequeño tamaño muestral que resultará en un valor esperado de E_{in} mayor de 0.008?.

Solución En las condiciones del Ejercicio que nos indican tenemos que

$$\mathbb{E}_D[E_{in}] = \sigma^2 (1 - \frac{d+1}{N})$$

Buscamos que el valor esperado de E_{in} sea mayor que 0.008, bajo los valores de $\sigma = 0.1$ y d = 8, esto no lleva a buscar un tamaño muestral N que verifique:

$$0.008 < 0.01(1 - \frac{9}{N}) \to 0.008 < 0.01 - \frac{0.09}{N} \to 0.002 < -\frac{0.09}{N} \to 0.002 > \frac{0.09}{N} \to 0.002 > \frac{0.09}{N} \to 0.002 > \frac{0.09}{N} \to 0.002 >$$

Es decir, el valor más pequeño para que el tamaño muestral proporcione un valor esperado de E_{in} mayor de 0.008 será N=46.

7. En regresión logística mostrar que

$$\nabla E_{in}(\mathbf{w}) = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{y_n \mathbf{x}_n}{1 + e^{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} -y_n \mathbf{x}_n \sigma(-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)$$

Argumentar que un ejemplo mal clasificado contribuye al gradiente más que un ejemplo bien clasificado.

Solución

En regresión logística tenemos

$$E_{in}(\mathbf{w}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} ln(1 + e^{-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n})$$

Hagamos el gradiente para verificar la primera igual que nos piden:

$$\nabla E_{in}(\mathbf{w}) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{(-y_n \mathbf{x}_n)(e^{-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n})}{1 + e^{-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}} = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{y_n \mathbf{x}_n}{1 + e^{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}}$$

(En la segunda igualdad hemos multiplicado y dividido por $e^{-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}$)

Ahora vemos la segunda igualdad. Sabemos que $\sigma(s) = \frac{e^s}{1 + e^s},$ luego:

 $\sigma(-y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n) = \frac{e^{-y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n}}{1 + e^{-y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n}} = \frac{1}{1 + e^{y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n}}, \text{ luego finalmente se demuestra la segunda igualdad que nos piden:}$

$$\nabla E_{in}(\mathbf{w}) = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{y_n \mathbf{x}_n}{1 + e^{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}} = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} y_n \mathbf{x}_n \sigma(-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} -y_n \mathbf{x}_n \sigma(-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)$$

Vamos a argumentar que un ejemplo mal clasificado contribuye al gradiente más que un ejemplo bien clasificado.

Sabemos que

$$\nabla E_{in}(\mathbf{w}) = -\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \frac{y_n \mathbf{x}_n}{1 + e^{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}}$$

Caso 1: Si tenemos un dato \mathbf{x}_n mal clasificado, tendremos que y_n y $\mathbf{w}^T \mathbf{x}_n$ tienen signo opuesto, luego $y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n$ será negativo, quedándonos una exponencial negativa. Esto nos lleva a que el valor $1 + e^{y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n}$ será muy cercano a 1.

Caso 2:Si tenemos un dato \mathbf{x}_n bien clasificado, tendremos que y_n y $\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n$ tienen el mismo signo, luego $y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n$ será positivo, quedándonos una exponencial positiva. Esto nos lleva a que el valor $1 + e^{y_n\mathbf{w}^T\mathbf{x}_n}$ será mucho más grande que en el caso 1. Luego el valor del gradiente será menor que el caso 1 concluyendo que un dato bien clasificado contribuye menos al gradiente que uno mal clasificado.

8. Definamos el error en un punto (\mathbf{x}_n, y_n) por

$$\mathbf{e}_n(\mathbf{w}) = \max(0, -y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n)$$

Argumentar que el algoritmo PLA puede interpretarse como SGD sobre \mathbf{e}_n con tasa de aprendizaje $\nu = 1$.

Solución

Vamos ir analizando los dos casos para $e_n(\mathbf{w})$ posibles:

Si $e_n(\mathbf{w}) = 0$, es porque $-y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n < 0$. Esto quiere decir que x_n está bien clasificado. Tendremos $\nabla e_n(\mathbf{w}) = 0$.

Si $e_n(\mathbf{w}) = -y_n \mathbf{w}^T \mathbf{x}_n$, es porque y_n y $\mathbf{w}^T \mathbf{x}_n$ tienen signo opuesto . Esto quiere decir que x_n no está bien clasificado. Tendremos $\nabla e_n(\mathbf{w}) = -y_n \mathbf{x}_n$.

Una vez que ya tenemos el gradiente para cada situación, podemos afirmar que:

Si x_n está bien clasificado tendremos: w(t+1) = w(t) - 0.

Si x_n está mal clasificado tendremos: $w(t+1) = w(t) - (-y_n \mathbf{x}_n) = w(t) + y_n \mathbf{x}_n$ (estamos trabajando con una tasa de aprendizaje de valor 1).

Y de este modo ya se ve que la interpretación es la misma que con el algoritmo PLA.

- 9. El ruido determinista depende de \mathcal{H} , ya que algunos modelos aproximan mejor f que otros.
 - (a) Suponer que \mathcal{H} es fija y que incrementamos la complejidad de f.

Solución

En este caso, en general, se espera que el ruido determinista suba, ya que para cualquier $g \in \mathcal{H}$ será más difícil aproximar a f (decrementará el ruido estocástico). Recordemos que $E_{out} = \sigma^2 + \mathtt{var} + \mathtt{bias}$

(b) Suponer que f es fija y decrementamos la complejidad de \mathcal{H}

Solución

Si hacemos que la complejidad de \mathcal{H} sea menor, se incrementará el ruido determinista (bias) sin embargo el ruido estocástico (var) decrementará.

Contestar para ambos escenarios: ¿En general subirá o bajará el ruido determinista? ¿La tendencia a sobrejaustar será mayor o menor? (Ayuda: analizar los detalles que influencian el sobreajuste)

10. La técnica de regularización de Tikhonov es bastante general al usar la condición

$$\mathbf{w}^{\mathbf{t}} \Gamma^{\mathrm{T}} \Gamma \mathbf{w} \leq C$$

que define relaciones entre las w_i (La matriz Γ_i se denomina regularizador de Tikhonov)

(a) Calcular Γ cuando $\sum_{q=0}^{Q} w_q^2 \leq C$

Solución

Consideramos el vector \mathbf{w} con Q+1 componentes.

En este caso podemos tomar Γ como la matriz identidad de dimensión (n)x(Q+1).

De este modo tendríamos

$$\mathbf{w^t} \Gamma^{\mathrm{T}} \Gamma \mathbf{w} \leq C \rightarrow \mathbf{w^t} \mathbf{w} \leq C \rightarrow \sum_{q=0}^{Q} w_q^2 \leq C$$

(b) Calcular Γ cuando $(\sum_{q=0}^Q w_q)^2 \leq C$ Solución

Argumentar si el estudio de los regularizadores de Tikhonov puede hacerse a través de las propiedades algebraicas de las matrices Γ .

Bonus:

B1. Considerar la matriz hat $H = X(X^TX)^{-1}X^T$. Sea X una matriz $N \times (d+1)$, y X^TX invertible. Mostrar que traza(H) = d+1, donde traza significa la suma de los elementos de la diagonal principal. (+1 punto)