

Subject.

Year.

Month.

Date.

تمرين سرى اول پارسى ائس

امتحان فروری

٦١٠٣٠ ١٢٢١

سؤال ١ :

(الف)

Type: supervised learning , regression task

(ب)

Type: supervised Learning , classification

(ج)

Type: supervised Learning , Probabilistic classification

(د)

Type: Unsupervised learning

Subject:

Year.

Month.

Date.

$$\lambda(\alpha_i | w_j) = \begin{cases} 0 & i=j \text{ (correct ans.)} \\ \lambda_r & i=c+1 \text{ (rejection)} \\ \lambda_s & o.w \text{ (misclassification)} \end{cases}$$

السؤال

ناتج المجموع $R(\alpha_i | x)$ يعبر عن احتمال خطاً في التصنيف

$$R(\alpha_i | x) = \sum_{j=1}^C \lambda(\alpha_i | w_j) P(w_j | x)$$

حيث w_i هي طبقات طبقات α_i

$\lambda(\alpha_i | w_i) = 0$ ، $\lambda(\alpha_i | w_j) = \lambda_s$ ، $j \neq i$ (مقدار الخطأ)

ناتج المجموع $R(\alpha_i | x)$

$$R(\alpha_i | x) = \sum_{j \neq i} \lambda_s P(w_j | x) = \lambda_s (1 - P(w_i | x))$$

ناتج المجموع $\left(\sum_{j \neq i} P(w_j | x) \right) + P(w_i | x) = 1$ إذاً

لذلك $R(\alpha_i | x) = \lambda_s$

$$R(\alpha_{c+1} | x) = \lambda_r$$

حيث w_i هي طبقات طبقات α_i

$$\textcircled{1} \quad P(w_i | x) \geq P(w_j | x) \quad \forall j \in C$$

$$\textcircled{2} \quad \lambda_s (1 - P(w_i | x)) \leq \lambda_r$$

حيث w_i هي طبقات طبقات α_i

Ehsan

• كون

Subject:

Year.

Month.

Date.

$$P(w_i | \alpha) \geq 1 - \frac{2r}{\lambda_s}$$

$$P(w_i | \alpha) < 1 - \frac{2r}{\lambda_s}$$

نمایان نیمه ای ای ای شرکتی برای خواهد بود:

$$\left. \begin{array}{l} \text{اگر} \\ \alpha_i \\ \text{در این} \\ \text{شرطی خواهد} \\ \text{بود} \end{array} \right\} P(w_i | \alpha) \geq P(w_j | \alpha) \quad \forall j,$$
$$\left. \begin{array}{l} \\ \alpha_i \\ \text{در این} \\ \text{شرطی خواهد} \\ \text{بود} \end{array} \right\} P(w_i | \alpha) \geq 1 - \frac{2r}{\lambda_s}$$

نیز ای ای ای شرکتی خواهد بود.

Subject:

Year.

Month.

Date.

: 3 Aim

Classes: $y \in \{0, 1\}$

Features: $X = [x_1, x_2]^T$, x_i i.i.d

Equal priors, $P(y=0) = P(y=1) = \frac{1}{2}$

برای اینجا بایزی کلاسیفایر

$$P(y=0|X) \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} P(y=1|X) \Rightarrow \frac{P(y=0|X)}{P(y=1|X)} \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}}$$

$$\Rightarrow \frac{P(X|y=0) P(y=0)}{P(X|y=1) P(y=1)} \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} \rightarrow x_i \text{ i.i.d.} :$$

$$\frac{P(x_1|y=0) P(x_2|y=0) P(y=0)}{P(x_1|y=1) P(x_2|y=1) P(y=1)} \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} \stackrel{P(y=0)=P(y=1)}{\Rightarrow}$$

$$2e^{-2x_1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(x_2-1)^2} \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} e^{-\frac{x_1}{\sqrt{\frac{\pi}{2}}}} e^{-2(x_2-\frac{1}{2})^2}$$

فونکشن

$$- \xrightarrow{\text{جنوبی}} -x_1 - \frac{1}{2}(x_2-1)^2 + 2(x_2-\frac{1}{2})^2 \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} 0$$

دومین

$$\Rightarrow -x_2 + \frac{3}{2}x_2^2 - x_1 \stackrel{>}{\underset{1}{\sim}} 0$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

نیا برسن $f(x_1, x_2) > 0$ میں $f(x_1, x_2) = \frac{3}{2}x_2^2 - x_1 - x_1$

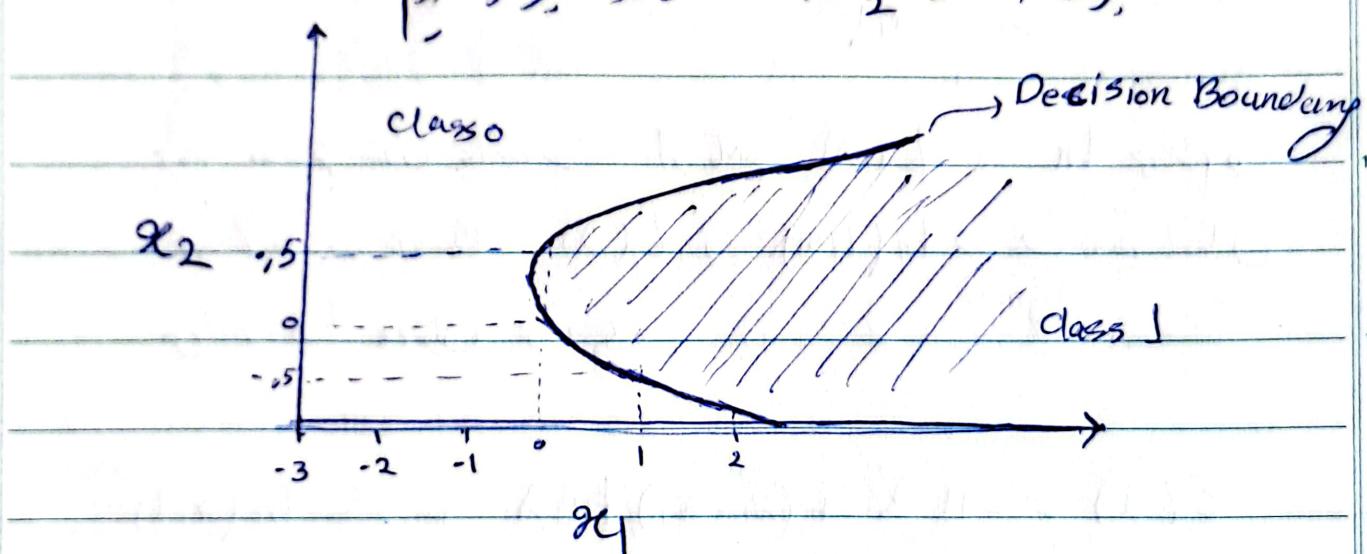
(Labeling) $y=1$ ، دو فرائیں صورت میں ایسا ہے ، (labeling) $\bar{y}=0$

نیا برسن $y=0$ میں $x_1 > \frac{3}{2}x_2^2 - x_1$ دو فرائیں صورت میں ایسا ہے ، فرمادیں

ایسا عبارت $f(x_1, x_2) < 0$ فرمادیں ایسا ہے ، اس نے سکل خود کیا

نمیں سیکھی خواہیں

خوبصورت نیز را داریم : $x_1 = \frac{3}{2}x_2^2 - x_1$ (G)



class 0 و خارج از class 1 کا شرط فرمائیں گے

، یہ

Subject:

Year. **Month.** **Date.**

$$\begin{cases} x_1, x_2, \dots, x_n \sim \text{Poisson}(\lambda), \text{i.i.d.} \\ P(x_i | \lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^{x_i}}{x_i!} \end{cases} \quad \text{of 4 lines}$$

$$\hat{\lambda}_{ML} = \arg \max_{\lambda} P(D | \lambda) = \arg \max_{\lambda} P(x_1, \dots, x_n | \lambda) \\ = \arg \max_{\lambda} \prod_{i=1}^n P(x_i | \lambda)$$

النحو الثاني، likelihood تابع (الـ)

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^n \frac{e^{-\lambda x_i}}{x_i!} = e^{-n\lambda} \lambda^{\sum x_i} (\prod x_i!)^{-1}$$

برای سه مرتبه حساب، از ماتریس $(\lambda I - \ln A)$ و از دخواهی لینینگی $(\lambda I - (\ln A)^T)$ و argmax از آنها نتیجه اتفاق می‌افتد.

$$l(\lambda) = -n\lambda + (\sum x_i) \ln \lambda - \sum \ln(x_i!)$$

برای کلیسم کردن یا عق قوی، نسبت ۱:۲ منسقی دارم و لایه باع ذکر

$$\frac{dl}{d\lambda} = -n + \frac{\sum x_i}{\lambda} = 0 \Rightarrow \lambda_{MLE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \stackrel{i \sim \text{exp}}{=} \bar{x}$$

$$\mathbb{E}[\hat{\lambda}_{N,\epsilon}] = \lambda$$

Subject:

Year. Month. Date.

$$E[\hat{\lambda}_{MLE}] = E\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i\right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[\alpha_i] \stackrel{\text{since } \alpha_i \sim \text{Exp}(\lambda)}{=} \frac{1}{n} (n\lambda) = \lambda$$

$$P(\lambda | D) \propto P(D|\lambda) P(\lambda) = e^{-n\lambda} \lambda^{\sum x_i} \lambda^{\alpha-1} e^{-\beta\lambda}$$
$$\Rightarrow P(\lambda | D) \propto \lambda^{\alpha + \sum x_i - 1} e^{-(\beta + n)\lambda} \Rightarrow \text{Gamma}(\alpha + \sum x_i, \beta + n)$$

Posterior $\propto \text{Gamma}(\alpha + \sum x_i, \beta + n)$

$$\hat{\lambda}_{MAP} = \arg \max_{\lambda} \ln P(\lambda | D) \stackrel{\text{differentiate}}{\Rightarrow} (\lambda)$$

$$\hat{\lambda}_{MAP} = \arg \max_{\lambda} (\alpha + \sum x_i - 1) \ln \lambda - (\beta + n) \lambda$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \frac{\alpha + \sum x_i - 1}{\lambda} - (\beta + n) = 0 \Rightarrow \hat{\lambda}_{MAP} = \frac{\alpha + \sum x_i - 1}{\beta + n}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \frac{\alpha + \sum x_i - 1}{\lambda} - (\beta + n) = 0 \Rightarrow \hat{\lambda}_{MAP} = \frac{\alpha + \sum x_i - 1}{\beta + n}$$

Subject:

Year. Month. Date.

(ج) زانہ مقدار حاصلہ زیرِ انت و اطلاعات یا بیانیات : MLE

(کوئی پیشہ (Prior) نہیں) اطلاعات (دستی و مصنوعی) سے (نیکیتی)

امم اس کے لئے (ML) کے لئے زانہ مقدار حاصلہ زیرِ انت و اطلاعات یا بیانیات : MAP

(Prior کے نتیجے ملکے ایک ایسا (ML) کے لئے زانہ مقدار حاصلہ زیرِ انت و اطلاعات یا بیانیات : Prior)

Subject:

Year. Month. Date.

$$D_c = \{x_1, \dots, x_C\} : \text{سؤال 5}$$

$x \in D_c$: nearest prototype to a test point x .

$$\text{أرجو مراجعة} \quad P(w_m | x) = \max_i P(w_i | x) \quad \text{Bayse طبقاً}$$

برای محاسبه $P(e)$ این ایجاد شد.

ارجاعی برای محاسبه $P(e)$ است، همانند ذیت:

$$P(e) = \int P(e|x) P(x) dx$$

می خواهیم $P(e)$ را بمحاسبه $P(e|x)$ بایس طبقاً

محض (سؤال 5) محاسبه کنیم.

$P(e|x)$ را محض فرضی کنیم، $P^*(e|x)$ نیز فرضی کنیم.

آنچه داشتیم $P(e)$ را محض فرضی کنیم P^* و

$$P^*(e|x) = 1 - P(w_m|x)$$

$$P^* = \int P^*(e|x) P(x) dx$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

• filter nearest-neighbor (جی، عیا، لبیل) چیزی کسی داشت؟

• طور تبعیض از $P_n(e)$ افضل مطابق خواهد بود.

$$\sim \text{prob}(\text{Univ Proj}) \quad P = \lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e)$$

$$P^* \leq P \leq P^* \left(2 - \frac{C}{C-1} P^* \right)$$

نحوی (ج) میں ایسا ہے کہ $\text{P}(e|x)$ میں e کا معنی $\text{Gauss}(g)$ نہیں۔

لبرلامیزی کن، زیرا گزینه های انتخابی خواهد بود.

$$P(e|x) = \int P(e, x'|x) dx' = \int P(e|x';x) P(x'|x) dx'_{13}$$

$$P(c|x',x) \quad \text{where } c \in C$$

$$P(e | x, x') = P(\overbrace{w \neq w'}^e | x, x')$$

$$= 1 - P(w = w' | x, \alpha') \stackrel{w \in \{1, \dots, C\}}{=} 1 - \sum_{i=1}^C P(w_i = i, w'_i = i)$$

$$\underline{\text{i.i.e}} \quad 1 - \sum_{j=1}^C p(w_j | x) \cdot p(w'_j | x')$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

اگر $\lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e|x) = P(e|x)$ تو $P(e|x) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e|x)$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e|x) = \int \left[1 - \sum_{i=1}^C P(w_i|x)P(w'_i|x) \right] \cdot \delta(x'_n - x) dx_n$$

$$= 1 - \sum_{i=1}^C P^2(w_i|x)$$

پس $P = \lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e|x)$ با نتیجہ پیش بینی

$$P = \lim_{n \rightarrow \infty} P_n(e|x)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \int P_n(e|x) P(w|x) dx$$

$$= \int \left[1 - \sum_{i=1}^C P^2(w_i|x) \right] P(w|x) dx$$

میں کے نتیجے میں $P(e|x)$ کو $P(e)$ کے مقابلے میں ترجیح دیا جائے گا۔

کوئی نظر نہیں داری کریں، Bayse خطا کا داری کریں۔

لست، کسی حد پاسن ہی نہیں، P^* فراہم ہے۔

پردازی $* \text{ of } V.C. \text{ of } C.P. = 10$

Subject:

Year. Month.

Date

جواب درست ریاضی متم می باشد بایسی

$$P(\omega_m | x) > P(\omega_i | x) \quad \forall i, i \neq m \quad \text{واقعی}$$

$$\text{حالا } \phi = P(\omega_i | x) \quad i \neq m \quad \text{و} \quad P(\omega_m | x) \approx 1 \quad \text{مطابق}$$

$$P(e|x) \approx 1 - P^2(\omega_m | x) \quad \text{نحو}$$

$$P(e|x) = 1 - P^2(\omega_m | x) \leq 2 \underbrace{(1 - P(\omega_m | x))}_{(\text{خطای پس})} \quad \rho^*(e|x)$$

$$\rho^* \leq P \leq 2\rho^* \quad \text{خطای پس از اینجا}$$

برای حاسوبه نتیجه داریم

$$\sum_{i=1}^c P^2(\omega_i | x) = P^2(\omega_m | x) + \sum_{i \neq m} P^2(\omega_i | x)$$

و با فرض

$$P(\omega_i | x) \geq 0$$

$$\sum_{i \neq m} P(\omega_i | x) \leq 1 - P(\omega_m | x) = P^*(e|x)$$

پس از اینجا $P(\omega_i | x)$ بایسی

$$P(\omega_i | x) = \begin{cases} \frac{\rho^*(e|x)}{c-1} & i \neq m \\ 1 - \rho^*(e|x) & i = m \end{cases}$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

جامعة الملك عبد الله

$$\sum_{i=1}^c P^2(\omega_i | \alpha) \geq (1 - P^*(e|\alpha))^2 + (c-1) \frac{P^*(e|\alpha)}{(c-1)^2}$$

$$1 - \sum_{i=1}^c P^2(\omega_i | \alpha) \leq 2P^*(e|\alpha) - \frac{c}{c-1} P^{*2}(e|\alpha)$$

فراغم ذات

$$P^* \leq P \leq \int \left[2P^*(e|\alpha) - \frac{c}{c-1} P^{*2}(e|\alpha) \right] p(\alpha) d\alpha$$

$$\Rightarrow P^* \leq P \leq 2P^* - \frac{c}{c-1} P^{*2} = P^* \left(2 - \frac{c}{c-1} P^* \right)$$

$$\Rightarrow P^* \leq P \leq P^* \left(2 - \frac{c}{c-1} P^* \right)$$

Subject:

Year. Month. Date.

* $p(x) = N(x, 1)$

: 6 جم

* $\ell(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2}$ (standard Gaussian kernel)

* KDE estimator based on N iid samples:

$$P_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ell\left(\frac{x-x_i}{h_n}\right)$$

(ج) لـ $P_n(x)$ ، مجموعه علامات ℓ ، باعزم و میانگین

، پارامتر h_n ، MISE ، $P_n(x)$ کوچک

ℓ (ج) h_n ! x_i) G و $P_n(x)$ توزیع نزدیکی KDE

$$P_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h_n} \ell\left(\frac{x-x_i}{h_n}\right)$$

: تقریب است

. $P_n(x)$ G ، h_n ، n

MISE G ، j ، l

$$\text{MISE} = E \left[\int (P_n(x) - p(x))^2 dx \right]$$

Subject:

Year. Month. Date.

: فوریت اس کے دستیابی و مفہومیت کا

$$MISE = \int \text{Bias}^2(\hat{P}_n(x_0)) dx + \int \text{Var}(\hat{P}_n(x_0)) dx$$

: میسے Bias $\approx 15 - 16$

$$E(P_n(x_0) - P(x_0)) = E\left(-\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n \ell\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)\right) - P(x_0)$$

$$= \frac{1}{h} E\left(\ell\left(\frac{x - x_0}{h}\right)\right) - P(x_0)$$

$$= \frac{1}{h} \int \ell\left(\frac{x - x_0}{h}\right) p(u) du - P(x_0)$$

: $dx = du/h$ میں، $y = \frac{x - x_0}{h}$ پر تبدیل کرو

$$E(P_n(x_0)) - P(x_0) = \int \ell\left(\frac{u - x_0}{h}\right) p(u) \frac{du}{h} - P(x_0)$$

$$= \int \ell(y) p(x_0 + hy) dy - P(x_0)$$

. ($x = x_0 + hy$ پر جمع کرو)

: میں ایک h (سے) پر مبنی جملے کو \approx

$$P(x_0 + hy) \approx P(x_0) - hy P'(x_0) + \frac{1}{2} h^2 y^2 P''(x_0) + O(h^2)$$

Ehsan

Subject:

Year.

Month.

Date.

ipr) Gwd q b u (y, w)

$$\begin{aligned} E(P_n(x_0) - p(x_0)) &= \int \ell(y) p(x_0 - hy) dy - p(x_0) \\ &= \int \ell(y) \left[p(x_0) + h y p'(x_0) + \frac{1}{2} h^2 y^2 p''(x_0) + O(h^3) \right] dy \\ &= p(x_0) \underbrace{\int \ell(y) dy}_1 + \int \ell(y) h y p'(x_0) dy + \int \ell(y) \frac{1}{2} h^2 y^2 p''(x_0) dy \\ &\quad + O(h^3) - p(x_0) \\ &= p(x_0) \underbrace{\int \ell(y) dy}_1 + h p'(x_0) \underbrace{\int y \ell(y) dy}_0 + \frac{1}{2} h^2 p''(x_0) \underbrace{\int y^2 \ell(y) dy}_0 + O(h^3) - p(x_0) \\ &= p(x_0) + \frac{1}{2} h^2 p''(x_0) \int y^2 \ell(y) dy - p(x_0) + O(h^3) \\ &= \frac{1}{2} h^2 p''(x_0) \int y^2 \ell(y) dy + O(h^3) \end{aligned}$$

14 KDE (G), w b u (y, w) . $\mu_k = \int y^2 \ell(y) dy$

$$\text{bias}(P_n(x_0)) = \frac{1}{2} h^2 p''(x_0) \mu_k + O(h^3) ; \quad \mu_k = \int y^2 \ell(y) dy$$

Subject:

Year. Month. Date.

$$\text{Assume } P_n(x) = N(x, \sigma^2) \quad (\text{Gaussian})$$

$$\text{bias}(P_n(x_0)) = \frac{1}{2} h^2 \rho''(x_0) + o(h^2) \approx \frac{1}{2} h^2 \rho''(x_0)$$

Proof of convergence

$$\text{var}(P_n(x_0)) = \text{var}\left(\frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n e\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)\right)$$

$$= \frac{1}{nh^2} \text{var}\left(e\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)\right)$$

$$\leq \frac{1}{nh^2} E\left(e^2\left(\frac{x_i - x_0}{h}\right)\right)$$

$$= \frac{1}{nh^2} \int e^2\left(\frac{x - x_0}{h}\right) P(x) dx$$

$$= \frac{1}{nh} \int e^2(y) \rho(x_0 + hy) dy \quad (\text{using } y = \frac{x - x_0}{h}, dy = \frac{dx}{h})$$

$$= \frac{1}{nh} \int [e^2(y) [\rho(x_0) + h \rho'(x_0) + o(h)] dy$$

$$= \frac{1}{nh} \left(\rho(x_0) \int e^2(y) dy + o(h) \right)$$

$$= \frac{1}{nh} \rho(x_0) \int e^2(y) dy + o\left(\frac{1}{nh}\right)$$

$$\text{Ehsan} = \frac{1}{nh} \rho(x_0) \sigma_0^2 + o\left(\frac{1}{nh}\right)$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

$$(1) \text{ ایجاد مدل} \cdot \sigma^2 = \int e^2(y) dy \quad (1)$$

$$(2) \text{ ایجاد} \int e^2(y) dy = \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \quad \text{نمایش}$$

$$\text{Var}(P_n(x)) = \frac{1}{nh} P(x_0) \frac{1}{2\sqrt{\pi}} + O\left(\frac{1}{nh}\right) \approx \frac{P(x_0)}{2\sqrt{\pi} nh}$$

MISE (میس)

$$\text{MISE} = \int \text{bias}(P_n(x))^2 dx + \int \text{var}(P_n(x)) dx$$

$$\Rightarrow \int \text{bias}^2(P_n(x)) dx \approx \frac{h^4}{4} \int (P''(x))^2 dx$$

$$\int \text{var}(P_n(x)) dx \approx \frac{1}{nh} \frac{1}{2\sqrt{\pi}} \int P(x) dx = \frac{1}{2\sqrt{\pi} nh}$$

$$\Rightarrow \text{MISE} \approx \underbrace{\frac{h^4}{4} \int (P''(x))^2 dx}_{\text{bias}^2} + \underbrace{\frac{1}{2\sqrt{\pi} nh}}_{\text{Variance}}$$

Subject:

Year.

Month.

Date.

پس از اینکه $\lim_{n \rightarrow \infty} h_n$ را پیدا کردیم

$$\frac{d}{dh} \left(C_1 h_n^4 + \frac{C_2}{nh_n} \right) = 0$$

$$h_n^* \propto n^{-\frac{1}{5}}$$

لذا میتوانیم

Ehsan

Subject:

Year.

Month.

Date.

سؤال

1) با افزایش عدد K در KNN :

* باتس افزایشی دارد : مدل پیش‌بینی مزد (میانه‌ها) اطاعت مزد (میانه‌ها)

در صفاتی مزد (که ممکن است میانه‌ها را تفاضل کند) و انتخاب مزد (که ممکن است میانه‌ها را تفاضل کند)

با نفعی کمتر می‌گذرد (آنچه باشد)، نتایجی مدل به آن دلیلی کمتری حساس

خواهد بود، ولی این عیوب در زیرین معرفی‌ها کلاس، نتایجی اسکال

از دست مالک آن دلیلی را نهاد و دست دادا data افزایشی دارد،

در نتیجه مدل با این ترتیب اکثریت در صفاتی، باتس را افزایشی خواهد

* واریانس کاهشی دارد؛ با میانگین داده برای سایر داده‌ها می‌شود

از طاسی داده می‌شود، همانطور خواهد بود، در نتیجه حساسیت به داده‌ها

با این دلیل، کاهشی بوده و نتایجی کوچک خواهد شد، کاهشی باشند،

در نتیجه واریانس کاهشی دارد.

variance ↓ ، bias ↑ ← K↑ : نتیجه

(2)

* باتس پیغیری؛ نسبت Mahalanobis

با واحدی متفاوت (از طبق افزایش کوچک‌ترین داده) نسبت به

نمایدی این داده را با داده‌ها که طبقه‌ی خاصیت را داشته باشند

که باتس بود، که این پیغیری مدل را بازگشت خواهد کرد

اعلام در مورد

Ehsan

Subject:

Year. **Month.** **Date.**

در نظر رنس مکلین بن رترن ها، فاصله ایکس' مانوی مانی بن رارها
را در کاسی نمود در نظر رترن و این باعث خوش بدل روابط بن
دیرن ها در کاسی نمودند، این درگش مخصوص زبان ن دارند
هم ربط دارند هم است، این دلایل از نظر فاصله ایکس' با جمی
کارها یک جاست برقرار رکت و همچنان بن آخوندا را در نظر نمودند

۳) اسنادهای کنخانه ای از مکانیزم های انتقالی نجات داده شده اند.

Non-Uniform Data

دنسیٹی (Density) براکنڈ و نانز:

۱- سناوی از کنفرانسی تابع است به صادراتی سفر از این نظر مسروق
مکن است جزویت محور ازین پرورد. این درجه ایستاده در نظر
نموده و با دارایی کنفرانسی مکن است نویزی سفر را کنفرانسی کنفرانسی
ازین پنجم کردن بینا و صادراتی طبقه ایست مکن (locally) (خواه)

* و بعد دادهای پر (outliers) کردن این پر را با ازایش Bandwidth می پردازیم اگر این خواسته عنوان می شود (برخلاف کردن آن بر کمتر ایست باید این مسئله

Subject:

Year.

Month,

Date:

(4)

* مجموع کارکر LSL را می‌توان کاهش بجایی صادرات برای یافتن صادراتی نزدیک از طبقه تبدیل به عنوان کمین نشاط منتهی نمود :
* صادرات خود را کسب نمایند bucket

old string \rightarrow hash function \rightarrow old hash table
hash bucket \rightarrow new table \rightarrow new hash table

پاکستان میں حسینوی کمیٹی ہے جس کی نیزگیر، تھانوا طور پر مجبور درستھل میں
سنبھال پرستی کی تحریک کے نام داروں کا۔

از اسیں سرکت KNB کے حوالے میں LSH کا بھائی دعا ہے۔
نئمی کی نسبت باعث ملکیتی کی تحریر، قطعاً باتفاق نسلی خود
دعا لئے ہے۔

در نظر بینده زان از $O(n)$ که می‌باشد.

\therefore K-d tree, uses LSH in its

وهي تسمى بالأشجار الـ Red-Black Tree.

حِلَالٌ مُنْهَىٰ

کارکرد کمپانی (2) از اینجا می توان سوالاتی که در کتاب مذکور شده اند را پیشنهاد نمود.

-ii-

Subject:

Year.

Month.

Date.

✓ hash cocks 1/01/14 (1st) مجموعی (3)

(first day) after Kd-trc سیر کوکھ مجموعی

(1st working)

1

3

5

7

9

11

13

15

17

19

21

23