810100355

# 2 July ML was

سارا رسمی

.1

الف) روس هستوگرام وس ساده ای برای بخش بنی مضا به تعادی سلول هم اندازه می باشد و سیسی محاسب مستوگرام برای عمم دینا محضوصاً زمانی که داده بلد بوش هستوگرام برای عمم دینا محضوصاً زمانی که داده بلد بعدی باشد ، سیام مناسب است.

(1

# مزالای روش parzen:

- مى توان از الى داره ما از هر توزيعي استفاده كرد.
- درکتوری، محتوان نشان داد حربا رفت تعداد نفونه هابه سعب بی کابت ، هفکرا عی سود. معادب روس parzen:
  - . معكن الست به تقداد زيادى داده نياز دا شميا كرتا تحفين دهنقي افاع دهد
- . بقیاد داده های train در عمل فرود است و انتخاب اندازه ی پنجوی مناسب ر ما که دسکوار است
- - · انتماب سامزینچه (۱) کارساده ای ست.

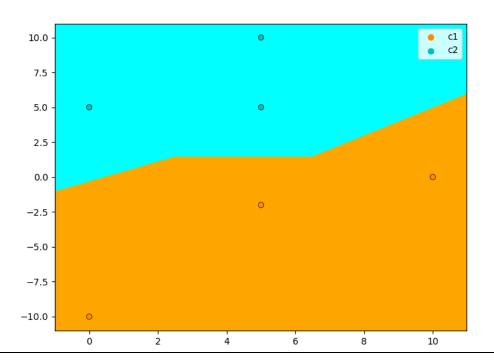
करायेश (ब्रेंग NNX):

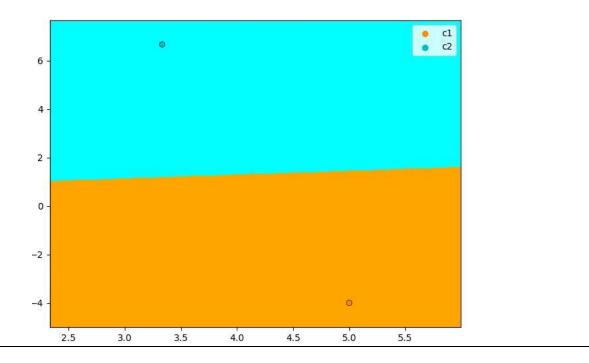
- مع توان از آن برا مراده ما از مرافع توزیعی استفاده کرد (مثل parzen)
  - سارساده وقرتفند است
- م الكر الداره ى سميل به قدر كافئ برك بالسرة classification المعرب الخاع عي هد
  - معادب روس ۱۸۸۸:
  - انتخاب بهتدين مقدار K معملن العب رسوار باسر
  - معانس معرض عالسان بالا ودارد اما قالل معوداست
- بل دفت بالا ، ب تقراد نفونه های زیادی نیاز دارد (مثل parzen) را در دفتر دون کردن توزیع یادامتریل

1 clonosion ver:

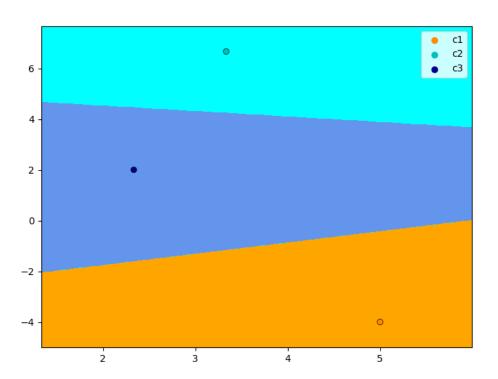
PAPCO

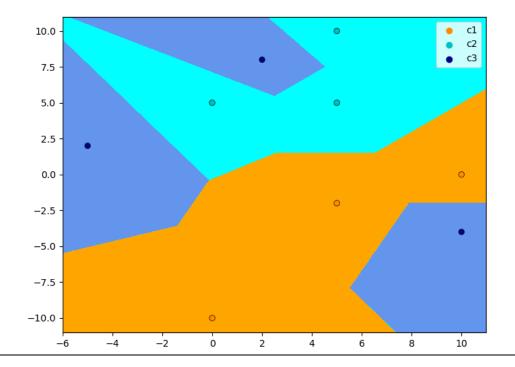
۲- با استفاده از کد ضمیمه شده (p2) knn را با k=1 اجرا کردم که نتایج بدست آمده برای هر بخش به صورت زیر است: الف)











$$P(w_i) = \frac{1}{C} \quad 9 \quad P(x|w_i) = \begin{cases} 1 & 0 < x < \frac{cr}{c_{-1}} \\ 1 & i < x < i+1 - \frac{cr}{c_{-1}} \end{cases}$$
o otherwise

$$P(x) = \sum_{i=1}^{C} P(x \mid w_i) P(w_i) = \begin{cases} 1 & 0 \leqslant x \leqslant \frac{cr}{C-1} \\ \frac{1}{C} & i \leqslant x \leqslant (i+1) - \frac{cr}{C-1} \end{cases}$$

$$0 \quad \text{otherwise}$$

$$\xrightarrow{(\star)} 0 \leqslant \frac{cr}{c-1} \leqslant 1 \qquad 0 \leqslant r \leqslant \frac{c-1}{c}$$

"The Bayes error:

$$=\frac{C-1}{C}\frac{cr}{C-1}+0\left(1-\frac{cr}{C-1}\right)=r$$

$$\sum_{j=1}^{c} \int_{j}^{j+1-\frac{CT}{C-1}} \left[1-1\right] p(n) dx = \int_{0}^{c} \left(1-\frac{C}{p^{2}(n)}\right) p(n) dx =$$

$$\int_{0}^{\frac{cr}{c-1}} \left(1 - \frac{1}{c}\right) dx = \left(1 - \frac{1}{c}\right) \frac{cr}{c-1} = r$$

$$P(n1) = \begin{cases} \frac{1}{01} e^{-\theta_1 n_1} \\ 0 \end{cases} ; n1 > 0$$

$$; otherwise$$

$$P(n2) = U(0, \theta 2) = \begin{cases} \frac{1}{\theta 2} & \text{if } 0 \leqslant n2 \leqslant \theta \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases}$$

$$L(\theta|z) = L(\theta|x,y) = P(x,y|\theta)$$

Log 
$$L(\theta \mid x,y) = Log P(x,y|\theta) = \sum_{i=1}^{n} log P(x_i,y|\theta) =$$

= 
$$\sum_{i=1}^{n} \log P_{y_i}(x_i | \Theta_{y_i})$$

$$\Rightarrow P(X^{(3)}|X,\theta^{\circ}) = \frac{P(X^{(3)}|\theta^{\circ})}{\int_{0}^{+\infty} P(X^{(3)}|\theta^{\circ}) dX^{(3)}}, \quad \theta^{\circ} = \begin{pmatrix} 2 \\ 4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{1} \\ \theta^{\circ} 2 \end{pmatrix}$$

$$P(X^{(3)}|X,\theta) = \frac{P(X_{1}^{(3)}|\theta^{\circ})P(X_{2}^{(3)}|\theta^{\circ})}{\int_{-\infty}^{+\infty} P(X_{1}^{(3)}|\theta^{\circ})P(X_{2}^{(3)}|\theta^{\circ})dX_{2}^{(3)}} = \frac{P(X_{1}^{(3)}|\theta^{\circ})P(X_{2}^{(3)}|\theta^{\circ})P(X_{2}^{(3)}|\theta^{\circ})}{P(X_{1}^{(3)}|\theta^{\circ})P(X_{2}^{(3)}|\theta^{\circ})dX_{2}^{(3)}}$$
PAPCO

## اداهمى سؤال 4. مست الف)

$$\frac{1}{3} \left(\frac{\theta_2}{4}\right) = \frac{1}{9} \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right) + \frac{1}{9} \left(\frac{\theta_2}{\theta_2}\right) + \frac{1}{9} \left(\frac{\theta_2}{\theta_2}\right) + \frac{1}{9} \left(\frac{\theta_2}{\theta_2}\right) = \frac{\theta_2}{4} \left(-\log\theta_1 - 2\theta_1 - \log\theta_2\right)$$

$$(*) = 2 \underbrace{\theta_2}_{4} : \int_{0}^{4} \left( \log \left( \frac{1}{\theta_1} e^{-2\theta_1} \right) \log \theta_2 \right) \frac{1}{4} dx_2^{(3)} = \\ = \left( -\log \theta_1 - 2\theta_1 - \log \theta_2 \right)$$

$$Q(\theta, \theta^{\circ}) = \log P(X^{(i)}|\theta) + \log P(X^{(i)}|\theta) + (*)$$

(°6,  $\theta$ ) Q we satisfied with:

(°6,  $\theta$ ) Q we satisfied with  $\theta$  (°1)  $\theta$ ) P( $\theta$ ) P(

$$+\frac{\theta_2}{4}(-\log\theta_1-2\theta_1-\log\theta_2)=-\log\theta_1-\theta_1-\log\theta_2-\log\theta_1$$

$$-3\theta_{1} - \log \theta_{2} + \frac{\theta_{2}}{4} (-\log \theta_{1} - 2\theta_{1} - \log \theta_{2}) =$$

$$-2\log\theta_{1}-2\log\theta_{2}-4\theta_{1}+\frac{\theta_{2}}{4}\left(-\log\theta_{1}-2\theta_{1}-\log\theta_{2}\right)$$

# ادامى سؤال 4 ، وسمت الف)

$$P(x_1) = \frac{1}{\theta_1} e^{-\theta_1 x_1}$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} P(x_i) dx_i = 1 \longrightarrow \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\theta_i} e^{-\theta_i x_i} dx_i = \int_{0}^{+\infty} \frac{1}{\theta_i} e^{-\theta_i x_i} dx_i$$

$$=\frac{1}{\theta_1}\left[-\frac{1}{\theta_1}e^{-\theta_1N_1}\right]^{+\infty}=\frac{1}{\theta_1}\left[0+\frac{1}{\theta_1}\right]=1$$

$$(1 = 1)$$
 sach

(3602 44)

$$Q(\theta,\theta^{\circ}) = -2\log\theta_2 - 4 - \frac{\theta_2}{2} - \frac{\theta_2}{4}\log\theta_2$$

where  $\log\theta_2$ 

$$\theta_2 = 3$$
, = -2 log (3) -4 -  $\frac{3}{2}$  -  $\frac{3}{4}$  (og(3) = (-6.81)

$$\theta_{2}=3$$
, =  $-2\log(3)-4-\frac{3}{2}-\frac{3}{4}(\log(3))=-6.81$ 

$$\frac{(2 \cos \theta_{1})}{(92 \times 4)} = \frac{3 \log \theta_{1} - 6\theta_{1} - 3 \log \theta_{2}}{(92 \times 4)}$$

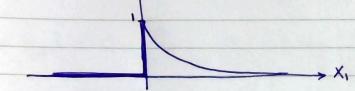
$$\frac{(92 \times 4)}{(92 \times 4)} = \frac{3 \log \theta_{1} - 6\theta_{1} - 3 \log \theta_{2}}{(92 \times 4)} = \frac{3 \log \theta_{2}}{(92 \times 4)}$$

$$\frac{(92 \times 4)}{(92 \times 4)} = \frac{3 \log \theta_{1} - 6\theta_{1} - 3 \log \theta_{2}}{(92 \times 4)} = \frac{3 \log \theta_{2}}{(92 \times 4)}$$

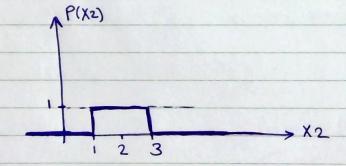
$$\theta z=3$$
 | loo v! mp/  $\theta z=2$   $\theta z=0$ 

(4

 $P(X_{1}) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_{1}}e^{-\theta_{1}X_{1}} & ; x>0 & \theta_{1}=1 \\ 0 & ; \text{otherwise} \end{cases} P(x_{1}) = \begin{cases} e^{-\chi_{1}} & ; x>0 \\ 0 & ; \text{otherwise} \end{cases}$ 



 $P(X2) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_2} & \text{if } 0 < X2 < \theta \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} P(X2) = \begin{cases} \frac{1}{3} & \text{if } 0 < X2 < \theta \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$ 



1.  $f(x_k; \theta) = \theta \exp(-\theta x_k)$ ;  $x_k > 0, \theta > 0$ 

$$l(\theta \mid X) = \sum_{i=1}^{n} ln \left( P(x_{k} \mid \theta) \right) \rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta} l(\theta \mid X) = \sum_{i=1}^{n} \frac{\partial}{\partial \theta} ln P(x_{k} \mid \theta)$$

$$\ln P(x_k|\theta) = \ln \theta - \theta x_k \rightarrow \frac{3}{30} \ln P(x_k|\theta) = \frac{1}{\theta} - x_k$$

$$\Rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta} l(\theta | X) = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{\hat{\theta}} - \chi_{k} = 0 \Rightarrow \frac{n}{\hat{\theta}} - \sum_{i=1}^{n} \chi_{k} = 0$$

$$\hat{\theta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}} \Rightarrow \left(\hat{\theta} = \frac{1}{n}\right)$$

2. 
$$f(x_k;\theta) = \frac{x_k}{\theta^2} \exp(-\frac{x^2 k}{2\theta^2})$$
;  $x_k > 0$ ,  $\theta > 0$ 

In 
$$P(xk|\theta) = \ln x_k - 2\ln\theta - \frac{x_k^2}{2\theta^2}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln P(\chi_{K}|\theta) = \frac{-2}{\theta} + \frac{\chi_{K}^{2}}{\theta^{3}} \Rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta} \ln (\theta|\chi) = \frac{\sum_{k=1}^{n} \chi_{K}^{2}}{\hat{\theta}^{3}} - \frac{2}{\hat{\theta}} = 0$$

$$\frac{\sum_{k=1}^{n} \chi_{K}^{2}}{\hat{\theta}^{3}} = \frac{2n}{\theta} \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{\sum_{k=1}^{n} \chi_{K}^{2}}{2n}$$

$$\ln P(2\kappa | \theta) = \frac{1}{2} \ln \theta + \sqrt{\theta} - 1 \ln 2\kappa \Rightarrow \frac{\partial}{\partial \theta} \ln P(2\kappa | \theta) = \frac{1}{2\theta} + \frac{1}{2\theta$$

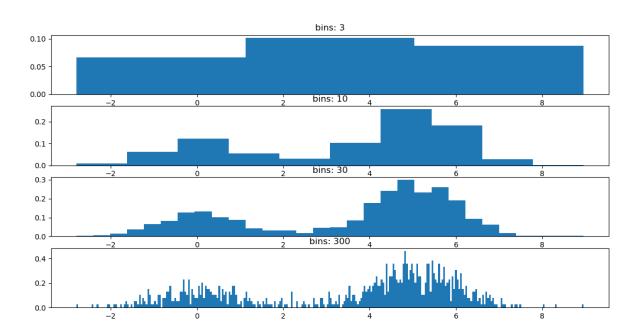
$$\frac{1}{2\sqrt{6}-1}\ln(\pi_{K}) \frac{\partial}{\partial \theta}\ln\theta(x) = \frac{2}{K_{1}}\frac{1}{2\delta} + \frac{1}{2\sqrt{6}-1}\ln(\pi_{K}) = 0$$

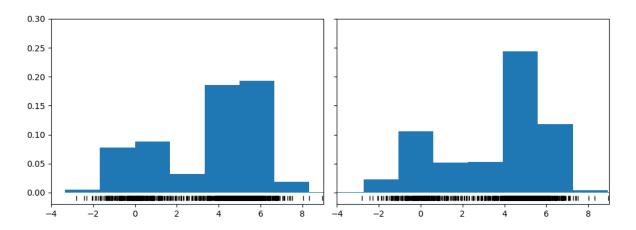
$$\frac{-n}{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} \ln n_k}{\sqrt{\hat{\theta} - 1}} \Rightarrow \frac{\int_{-\hat{\theta} - 1}^{-\hat{\theta} - 1}}{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{k=1}^{\infty} \ln n_k}{\sqrt{n_k}} = \frac{n_k}{\sqrt{n_k}} = \frac{n_k}{\sqrt{n_k}}$$

PAPCO

-۶

الف) با بزرگ شدن تعداد bin ها و درنتیجه ی آن کوچک شدن bin width نمودار هیستوگرام(تخمین تابع چگالی) spiky تر می شود. اما زمانی که تعداد میاشد چرا که averaging بزرگی روی تعداد زیادی از داده ها داریم انجام می دیم.

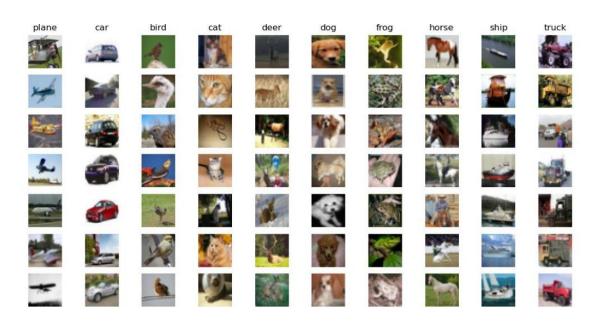




یکی از مشکلات روش هیستوگرام برای تخمین چگالی این است که انتخاب سایز bin های متفاوت و locationمتفاوت برای bin ها می تواند منجر به representationهای متفاوتی از داده شود که ویژگیهای متفاوتی دارند. یکی از دلایل تفاوت در تخمین چگالیهای دو شکل بالا این است که ارتفاع bin اغلب نشاندهنده ی چگالی دادههای اطراف آن bin نمی باشد بلکه نشاندهنده ی این است که دادهها در چه binهای قرار می گیرند و در واقع ارتفاع هر bin به تعداد دادههایی که به آن bin منطبق می شوند بستگی دارد. همچنین دلیل دیگر تفاوت در دو شکل بالا این است که مرز bin در این دو شکل بالا هم متفاوت است.

### ۸- قسمتهایی که در گزارش نیامده در کد مربوط به سوال که پیوست شده قرار دادم.

الف)



د) انتطار میرود که فاصله منهتنی مقیاس مناسبتری نسبت به فاصله اقلیدسی برای تعیین فاصلهی دو تصویر باشد. فاصلهی اقلیدسی توجه زیادی به outlierها می کند در حالیکه فاصله منهتنی اهمیت یکسانی برای تمام نقاط قائل می شود. به طور مثال فرض کنید که رنگ پس زمینه دو تصویر گربه بسیار متفاوت باشد. طبق معیار فاصله ی اقلیدسی اختلاف این دو تصویر مقدار خیلی زیادی پیدا می کند که مطلوب نمی باشد. نتایج حاصل بر اساس معیار f1\_score با اجرای knn به ازای مقادیر kn رای هر کدام از فواصل به شرح زیر است:

weighted f1 where euclidean, k=03:0.3191

weighted f1 where manhattan, k=03: 0.3596

weighted f1 where euclidean, k=07: 0.3208

weighted f1 where manhattan, k=07: 0.3702 <-- best result

weighted f1 where euclidean, k=15: 0.3231

weighted f1 where manhattan, k=15: 0.3662

می بینیم که نتایج بدست آمده با پیش بینی ما همخوانی دارد و به ازای هر مقدار k میزان f1\_score با فاصله منهتنی بیشتر از میزان f1\_score با فاصله اقلیدسی است.

همچنین میبینیم که به ازای k=7 طبقهبند بهتر عمل میکند.