

Преп. Задание 1

Октябрь

Задание №1

[CUP 1]

Дано: и общество подразделяется на
d-мерный регион. мира.

Найти: выражение для вероятности от нахождения
каждой точки в некотором регионе.

Решение:

$$1) \text{Объем } d\text{-мерного мира } V_d(l) = \frac{\pi^{d/2}}{\Gamma(\frac{d}{2}+1)} l^d \propto l^d.$$

По условию задания мир является кубом \Rightarrow
 $V_d(l) = l^d = l$. Объем мира равен V_{B_1}

2) Внешний вид мира B_1 имеет форму регу-
льяра $n < 1$ с вероятностью p находиться в
出任 B_r . Объем этого мира $V_{Br} = p^d$.

Объем мира B_r . Объем этого мира V_{Br} ,
поскольку A -объем не может быть B_r ,

\bar{A} -объем можно B мира B_r . $P(\bar{A}) = \frac{V_{Br}}{V_{B_1}} = \frac{p^d}{l} = p^d$

$\Rightarrow P(A) = 1 - P(\bar{A}) = l - p^d$

3) Несколько объектов в общем - состояния
независимы, кроме того, они являются взаимно
исключающими B - все n объектов не

поскольку B мира B_r . Тогда $P(B) = P(\bigcap_{i=1}^n A_i) =$
могут быть в мире B_r .

$= \prod_{i=1}^n P(A_i) = P(A)^n = (l - p^d)^n$ поскольку

4) Пусть мир B_r , \forall вероятность p находиться в
данном регионе. Согласовано, что
объекта от нахождения в мире B_r . При
вероятности p , что все n объекты находятся в
данном регионе равна $0,5$, то есть

$$P(B) = 0,5$$

одинаково вероятно.

VI Продолжение

ЧР 2.

$$P(B) = 0,5 \Leftrightarrow (1 - r^d)^n = 0,5 \Leftrightarrow 1 - r^d = 0,5^{\frac{1}{n}} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow r^d = 1 - 0,5^{\frac{1}{n}} \Leftrightarrow r = (1 - 0,5^{\frac{1}{n}})^{\frac{1}{d}}, \text{ где}$$

n - мгновка ресурсов
от ~~когда~~ когдато, и - общее
число от ~~когда~~ ресурса израсходовано, и - общая
выработка, d - ресурсосоступ-ва.

5) Применим перенесем в термины непрерыв-
ного монога биномиального исчеза.

① Рассмотрим $\lim_{d \rightarrow \infty} (1 - 0,5^{\frac{1}{n}})^{\frac{1}{d}} = 1$.
То есть мгновка ресурсов от ~~когда~~ когдато,
из биномиального исчеза $\rightarrow 1$, что означает,
что все время будет расходовано от
ресурсов израсходовано (расходовано на производ-
ство), кроме когда все время биномиальное.
Из этого делаем вывод о непрерыв-
ном моноге биномиального исчеза для
ресурсов израсходовано.

уп-в становится ресурсами, пример 3.

② Рассмотрим $\lim_{n \rightarrow \infty} (1 - 0,5^{\frac{1}{n}})^{\frac{1}{d}} = 0$. В этом случае

мгновка ресурсов от ~~когда~~ когдато $\rightarrow 0$ при d . Это
бинарного исчеза $\rightarrow 0$ при d . Это
значит, что выработка очень большая и очень
небольшое количество монога биномиального исчеза,

т.к. биномиальное исчеза нет.

т.к. биномиальное исчеза нет

③ Рассмотрим $\lim_{n \rightarrow 0} (1 - 0,5^{\frac{1}{n}})^{\frac{1}{d}} = 1$. То есть

исчеза нет из

ні проємні.

[КРЗ]

То єво, якщо обсяг візоки менший, ніж
все, мінімум $\rightarrow 1$, та єво все відом
тут зменшити і поза приємні
менш зменшити ще.

4) Іншо, якщо приємність менша
зменшити все ж нібусьши менш
візоку діївності бачення і розмеж-
ування. Існує також умови, та менш
посади у нас.

Задание 2

[CTP1]

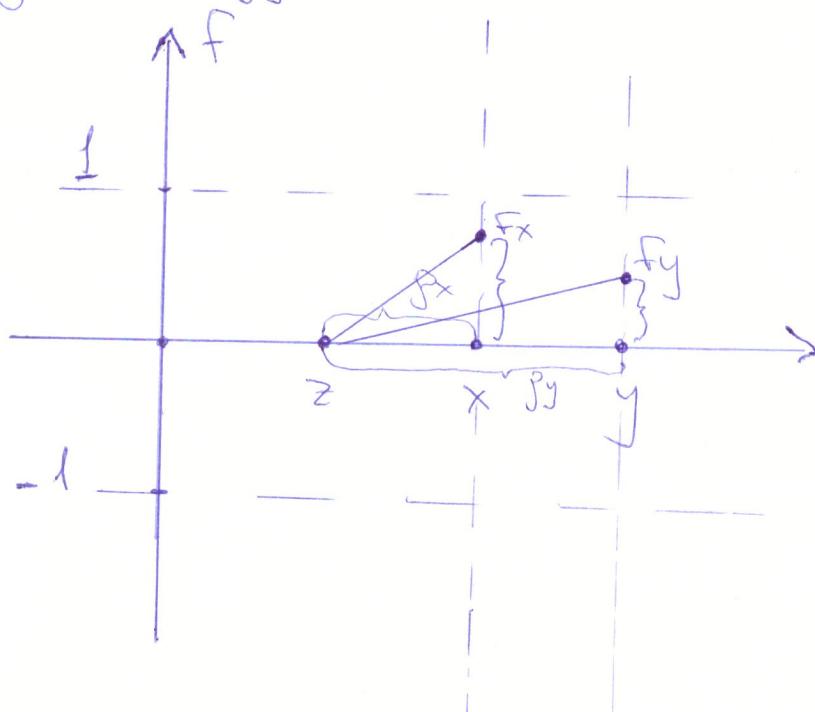
Dано: Известны x, y, z ; $\beta(z, x) = \beta_x$; $\beta(z, y) = \beta_y$
 $\beta_x < \beta_y$. Добавлены новые признаки,
 которых $\sim R(-1; 1)$

Найти: Вероятность, что суммарный избыток
 к z станет равен $x + y$.

Решение

1) Рассмотрим известные x, y, z измеренные по признаку R из \mathbb{R}^1 . При добавлении новых признаков из \mathbb{R}^2 спроектируем на \mathbb{R}^2 . Изображение на графике:

Новый признак состоящем из F. Координаты
 для x будут f_x , для y будут f_y :



Тогда в новом измерении:

$$\beta(z, x) = \beta_{zx} = \sqrt{\beta_x^2 + f_x^2}$$

$$R \quad \beta(z, y) = \beta_{zy} = \sqrt{\beta_y^2 + f_y^2}$$

To есть:

$$\beta_{zx}^2 = \beta_x^2 + f_x^2$$

$$\beta_{zy}^2 = \beta_y^2 + f_y^2$$

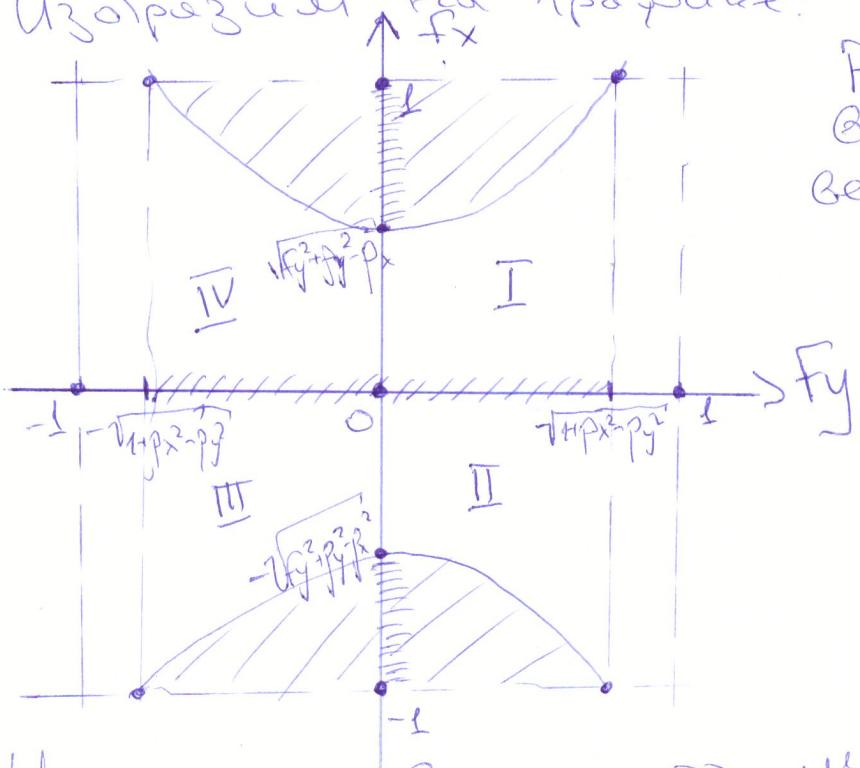
Вспомним то, что суммарный к z
 станет y , а не x $P(\beta_{zx}^2 - \beta_{zy}^2 > 0) =$
 $= P(\beta_{zy}^2 - \beta_{zx}^2 < 0) = P(\beta_y^2 + f_y^2 < \beta_x^2 + f_x^2) =$
 $= P(f_x^2 > \beta_y^2 + \beta_x^2 - \beta_y^2)$. Несложно увидеть
 что вероятно это вероятность $\frac{1}{2}$.

N2 Упражнение

GP 2

2) Симметричні балки ($f_y; f_x$) під навантаженням припиняємим на країні $[1; 1] \times [1; 1]$

Изображение \uparrow на рабочем:



Рассмотрим систему
 @ которой находят
 Всп-ю $P(f_x^2 + f_y^2 + p_y^2 - p_x^2)$

$$f_x^2 = f_y^2 + g_y^2 - g_x^2$$

$$f_{x=1} \Rightarrow f_y = \pm \sqrt{1 + p_x^2 - p_y^2}$$

$$fx = -1 \Rightarrow fy = \pm \sqrt{1 + px^2 - py^2}$$

$$f_x = \pm \sqrt{f_y^2 + g_y^2 - g_x^2}$$

На рисунке  изображены имена четырех областей I; II; III; IV. Рассмотрим

Область I. Вес-нонаг в квадрате $\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$
 поверх 1, иносог $S = 2 \cdot 2 = 4$. Вес-нонаг в квадрате $\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right) \times \left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$

Случай I $[0; t] \times [0; t]$ Равномерное изменение
 $\frac{S_1}{S} = \frac{1}{4}$. Но это в базе I fy изменение
 в $[0; \sqrt{1+px^2-py^2}]$, fy x изменение на $\left[\sqrt{fy^2+py^2-px^2}; 1 \right]$

Несколько задач на тему обобщенных координат.

$$S_{area} = \int_0^{y_1 + p_x - p_y} \frac{1}{4} dF_y dy = \left[d = \sqrt{p_y^2 - p_x^2} \right] \Theta$$

$$\text{③ } \int_0^{\frac{1}{4}d} dy \int_0^{f_y} dx = \frac{1}{4} \int_0^{\sqrt{1-d}} 1 - \sqrt{f_y^2 + d} \, dy \quad \text{③}$$

$$\text{③ } \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} \left(\sqrt{1-d} - \arcsinh \left(\frac{\sqrt{1-d}}{\sqrt{d}} \right) d \right)$$

N2 программное

ЧПЗ

3) Таких случаев нечего =>

$$P(f_x^2 + f_y^2 + p_y^2 - p_x^2) = 4 \cdot S_{\text{area}} = \frac{1}{2} \left(\sqrt{1-d} - \operatorname{arsinh} \left(\frac{\sqrt{1-d}}{\sqrt{d}} \right) d \right)$$

где $d = p_y^2 - p_x^2$

Таким образом, вероятность ТНД, что обеята
у станет симметрична для \pm вдоль X

$$\text{результат: } \frac{1}{2} \left(\sqrt{1+p_x^2-p_y^2} - \operatorname{arsinh} \left(\frac{\sqrt{1+p_x^2-p_y^2}}{\sqrt{p_y^2-p_x^2}} \right) (p_y^2-p_x^2) \right)$$

4) Продолжаем полученный результат.

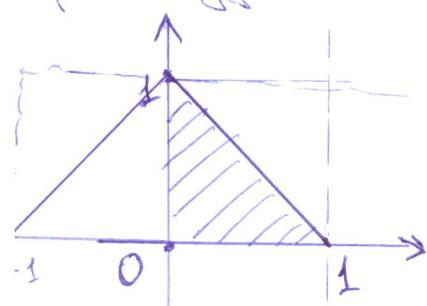
Однако это вероятность в обстоятельствах $d = p_y^2 - p_x^2$

и поэтому необходимо привести при различной d :

① $d = 0$, близко к нулю

$$p_x^2 = p_y^2, \text{ значит}$$

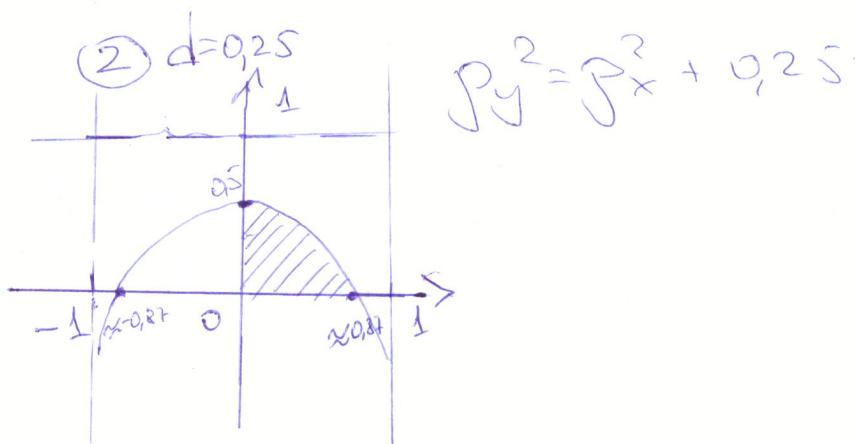
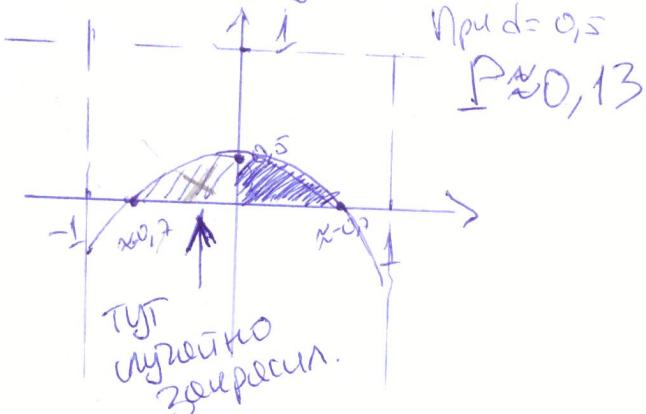
результатом будет:



При $d = 0$

$$P = \frac{1}{2} = 0,5$$

② $d = 0,25$, $p_y^2 = p_x^2 + 0,25$



При $d = 0,25$

$$P \approx 0,268$$

Таким образом, видно, что чем больше между собой обеята x и y , тем больше вероятность ТНД, что при добавлении новых признаков y станет лучше x , чем x .

Также при $d \rightarrow 0$ $P \rightarrow \frac{1}{2}$,
при $d \rightarrow \infty$, $P \rightarrow 0$.

ал. следует в 4

N2 Использование

[УР 4]

В термоках применение метода быстрых серебр результирует методом интерпретации следующими образом:

Если в ур-ве рассмотрение между веществами мало (например, в ур-вах большей разницы), то вероятно то, что при добавлении некоторого нового вещества приставка будет у ~~у~~ станет ближе к 2, чем к среднему к 0,5. Из этого можно сделать вывод, что данный быстрый метод серебр ведущий к тому.

Задача №3

[CTP 1]

Дано: \vec{a}, \vec{b} , $\angle(\vec{a}, \vec{b}) = \theta$, чис. значение которого
назовем ℓ , проекциях векторов a и b на плоскость

Найти: 1. $P(\vec{a}, \vec{b})$ в одном измерении от ℓ)
2. $P(\vec{a}, \vec{b})$ в разных измерениях от ℓ)

Решение: 1) Заменим проекции векторов
проверкой. Векторы $(\vec{a}, \vec{b}) = |\vec{a}| |\vec{b}| \cos \theta$, где
 $\theta = \angle(\vec{a}, \vec{b}) \in [0; \pi]$

$(\vec{a}, \vec{b}) \geq 0$, если $\cos \theta \geq 0$, т.е. $\theta \in [0; \frac{\pi}{2}]$

$(\vec{a}, \vec{b}) < 0$, если $\cos \theta < 0$, т.е. $\theta \in (\frac{\pi}{2}; \pi]$

Две проверки для вектора \vec{c} :

\vec{a}, \vec{b} в одном измерении от \vec{c} | \vec{a}, \vec{b} в разных измерениях от \vec{c} ; если:

если:

$$\begin{cases} (\vec{a}, \vec{c}) \geq 0 \\ (\vec{b}, \vec{c}) \geq 0 \\ (\vec{a}, \vec{c}) < 0 \\ (\vec{b}, \vec{c}) < 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} (\vec{a}, \vec{c}) \geq 0 \\ (\vec{c}, \vec{c}) < 0 \\ (\vec{a}, \vec{c}) < 0 \\ (\vec{b}, \vec{c}) \geq 0 \end{cases}$$

2) Проверка вектора \vec{a} :

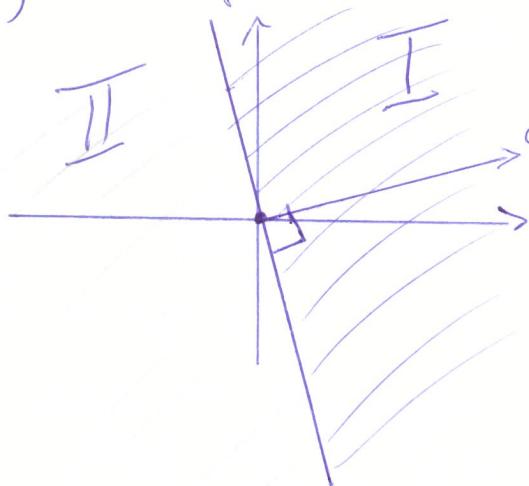
Вектор \vec{a} имеет вид векторов I и II.

если $\forall \vec{c} \in I \Rightarrow \theta = \angle(\vec{a}, \vec{c}) \in [0; \frac{\pi}{2}]$

$\Rightarrow \cos \theta \geq 0 \Rightarrow (\vec{a}, \vec{c}) \geq 0$

если $\forall \vec{c} \in II \Rightarrow \theta = \angle(\vec{a}, \vec{c}) \in (\frac{\pi}{2}; \pi]$

$\Rightarrow \cos \theta < 0 \Rightarrow (\vec{a}, \vec{c}) < 0$



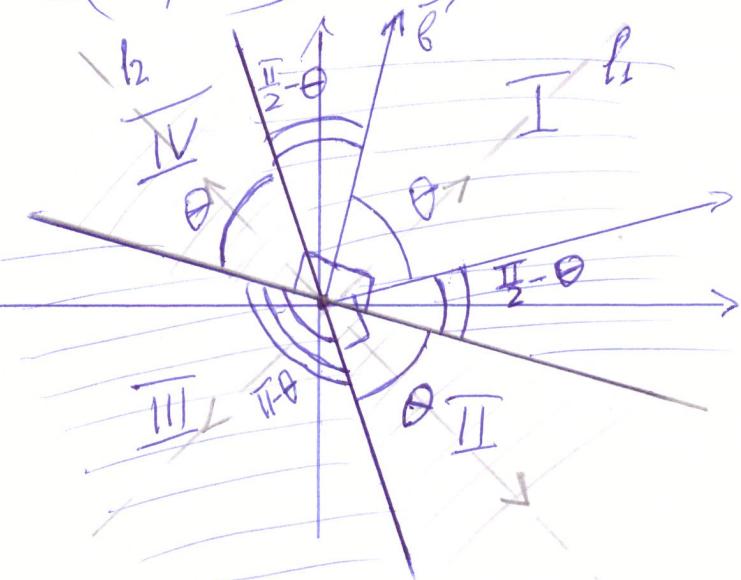
All. задачи нал. №2

N3 неподвижные

[CTP 2]

2) Тенеръ неподвижного вектора \vec{B} так, что

$$\angle(\vec{a}, \vec{B}) = \theta :$$



Вектор \vec{B} в свою очередь определяется теми же коэффициентами, что и вектор \vec{a} .

В результате вектора \vec{B}, \vec{a} лежат носицах на 4 раци I, II, III, IV.
Выводы аналогичны.

3.) Тенеръ неподвижного

если $\ell \in I, III$, то

неподвижный вектор \vec{B} .

$$\begin{cases} \angle(\vec{a}, \ell) \geq 0 \\ \angle(\vec{B}, \ell) \geq 0 \\ \angle(\vec{a}, \ell) < 0 \\ \angle(\vec{B}, \ell) < 0 \end{cases}$$

В зависимости от наклонения вектора \vec{B} , носица которого лежит на ℓ .

то если \vec{B} лежит на ℓ , то \vec{a}, \vec{B} лежат в одном из наклонений ℓ .

если $\ell \in II, IV$, то

$$\begin{cases} \angle(\vec{a}, \ell) \geq 0 \\ \angle(\vec{B}, \ell) < 0 \\ \angle(\vec{a}, \ell) < 0 \\ \angle(\vec{B}, \ell) \geq 0 \end{cases}$$

В зависимости от наклонения неподвижного вектора \vec{B} .

В этом случае \vec{a}, \vec{B} лежат в разных наклонениях ℓ .

4) Выводим формулу. Одна из них

предыдущая - это первое наклонение.

\Rightarrow ~~Доказать~~ первое наклонение вектора \vec{B} определяется выражением

$$\frac{\angle(\vec{a}, \ell)}{2\pi} = \frac{2\theta}{2\pi} = \frac{\theta}{\pi} \Rightarrow$$

$\bullet P(\ell \in II, IV) = \frac{\theta}{\pi} \Rightarrow P(\ell \in I, III) = 1 - \frac{\theta}{\pi}$

Также доказать, что $P(\vec{a}, \vec{B}$ в одном наклонении ℓ) =

$$= 1 - \frac{\theta}{\pi}; 2. P(\vec{a}, \vec{B}$$
 в разных наклонениях ℓ) = $\frac{\theta}{\pi}$

одинаково для всех ℓ .

N3 упражнение

[CTP 3]

5) Применяя правило Резултата с вероятностями
значения линейства $F = \{f_w(x) = \text{sign}(w_i x)\}$ в качестве
LSH где исчезают параллели.

В условиях задачи зная $F = \{f_w(x) = \text{sign}((l, \vec{x}))\}$
то есть $\text{hash}(\vec{x}) = \text{sign}((l, \vec{x}))$

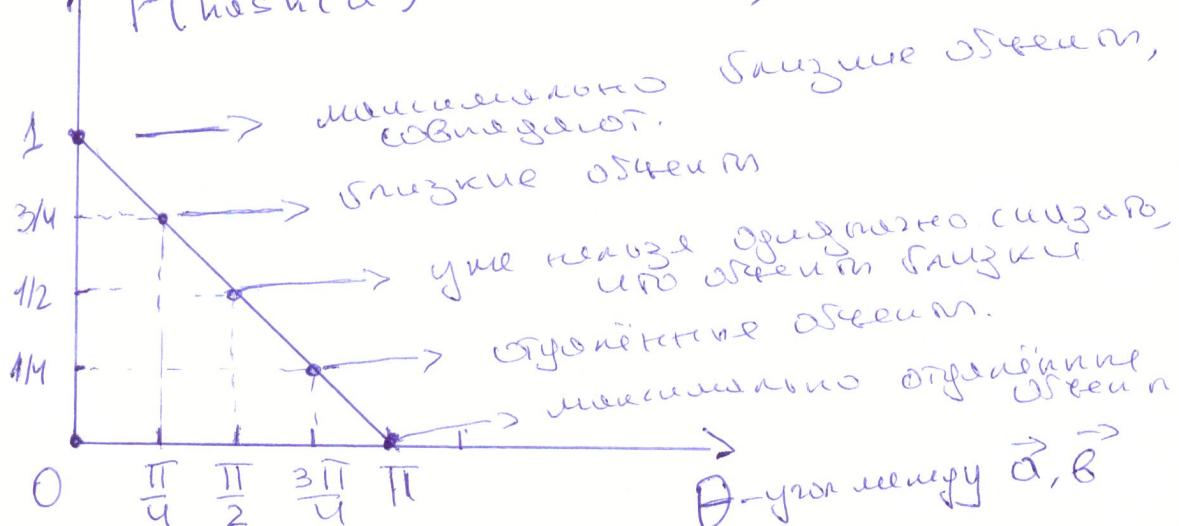
$P(l \in I, \overline{II}) = P(\vec{a}, \vec{b} \text{ неодн. вогнуты и выпуклы})$
 $P(l) = P(\text{hash}(\vec{a}) = \text{hash}(\vec{b})) = 1 - \frac{\theta}{\pi}$

$\theta \in [0; \pi]$

Начиная с $\theta = 0 \Rightarrow P(\text{hash}(\vec{a}) = \text{hash}(\vec{b})) = 1$
Начиная с $\theta = \frac{\pi}{2} \Rightarrow P(\text{hash}(\vec{a}) = \text{hash}(\vec{b})) = \frac{1}{2}$

Начиная с $\theta = \pi \Rightarrow P(\text{hash}(\vec{a}) = \text{hash}(\vec{b})) = 0$

Почему這樣?



Но почему видно, что все случаи при малых
углах для \vec{a} и \vec{b} , т.е. близких векторов
так, что они отличаются в общем случае
относительно симметрии предмета. В этом
случае метода приближённых имена близких
объектов LSH - с большой вероятностью приводят к одинаковым
значениям хэша близких объектов, поэтому - это единственный

Задача №4

Dано: $A^T A v = \sigma^2 v$, v - собств. вектор $A^T A$
 σ^2 -собств. знач. $A^T A$

Доказать: $\frac{1}{\sigma} A v$ - собств. знач. $A A^T$

Доказ-бо: 1) Вспомним SVD разложение A :

$$\# A = U \Lambda V^T \quad (1), \text{ где } U, V - ортогональные$$

матрицы, Λ - диагональная матрица: $\Lambda = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_r \end{pmatrix}$

$$2) Тогда A^T = (U \Lambda V^T)^T = V \Lambda^T U^T \quad (2)$$

Таким образом:

$$A^T A = V \Lambda^T U^T \cdot U \Lambda V^T = V \Lambda^2 V^T \quad (3)$$

$$\Rightarrow A A^T = U \Lambda V^T \cdot V \Lambda U^T = U \Lambda^2 U^T \quad (4)$$

3) Домножим (3) на V справа, (4) на U слева

$$A^T A V = [V \Lambda^2 V^T V] = V \Lambda^2 \quad (5)$$

$$A A^T U = [U \Lambda^2 U^T U] = U \Lambda^2 \quad (6)$$

То есть $A^T A V = V \Lambda^2 \quad (5)$; $A A^T U = U \Lambda^2 \quad (6)$

Из (5) следует, что V -диагональная матрица $A^T A$, из (6) следует, что U -диагональная матрица $A A^T$.

Из Λ^2 -диагональной матрицы $A A^T$, Λ^2 -диагональной матрицы $A^T A$ получаем собственное значение $A A^T$, соответствующее собственному значению $A^T A$.

4) Диагональная матрица V содержит собственные векторы v , соответственно v является собственным вектором $A^T A$.

Утверждение $\lambda_i = \sigma_i$, где σ_i^2 -собственное значение $A^T A$, λ_i -собственное значение A .

Вспомним SVD разложение (1) и домножим его на V справа:

5) Вернемся к SVD разложению (1) и домножим его на V справа: $A V = U \Lambda$, откуда вспомним, что $A^T A v = \sigma^2 v$. $A A^T U = U \Lambda^2$: $U = \frac{1}{\sigma} A V$.
 Презапомним (7) в форме: $U_i = \frac{1}{\sigma} A V_i \Rightarrow U = \frac{1}{\sigma} A V$ - собственное значение матрицы $A A^T$



Теор. задание 1

Однородн.

Задача 15[Стр 1]

Дано: $X_1, \dots, X_n \in \mathbb{R}$ - вирузка заражается

Ozon в количестве из N шт.

Нужно:

1. Рассчитать оценки вирузки на след. день.
2. Рассчитать оценки дисперсии вирузки.

Решение

1) Пусть X_i - вирузка в ~~сумме~~ i -й день,

y_j - вирузка с j -ой прозапом в этот день.

Предположим, что за i -й день было заражено

м прозапом, при этом им заражено b единиц.

Вирузка за один день фазорецируется из суммы

вирузок за один день фазорецируется из суммы

вирузок с некоторой прозапом за этот день.

Тогда за i -й день вирузка $X_i = \sum_{j=1}^m y_j$

y_1, \dots, y_m - независимые единицы венчаков.

Предположим, что они однотипны распределены

и имеют конечное мат. ожидание и дисперсию,

$M_{yj} < \infty$, $D_{yj} < \infty$. Центральной предельной

воспроизводящей, однотипно распределены.

Теорема: Сумма независимых единиц имеет

сум. единиц с конечным мат. ожиданием

и дисперсией: $X_{i\#} = \sum_{j=1}^m y_j$

$$\frac{X_i - M[X_i]}{\sqrt{D[X_i]}} \xrightarrow[M \rightarrow \infty]{d} Z \sim N(0, 1).$$

При достаточно больших m единица единица

имеет $X_i \sim N(M[X_i], D[X_i])$.

алг. анал. для

НС программа

[СРП2]

To енс өнүрдөк в калыптануз Нұсқау

$X_i \sim N(M[X_i], D[X_i])$ ғәд X_1, \dots, X_n .

2) Проблема в том, что в данном случае
нормал ғасирилес X_i бүтін распределение жарылған
с резонанс мән. Амбеттілес и үшіндерсіз.
Предположим, что распределение \checkmark оғындағы проблема

Y_j одандағы ғәд $\forall X_i \in X_1, \dots, X_n$.

Нұсқа в сәргенде в калыптануз Нұсқа
~~со~~ совершилса N нұсқам.

To енс $X_i = \sum_{j=1}^n y_j$ ғәд $\forall X_i \in X_1, \dots, X_n$

To енс $M[X_i] = M[\sum_{j=1}^n y_j] = \sum_{j=1}^n M[y_j]$

To енс $D[X_i] = D[\sum_{j=1}^n y_j] = \sum_{j=1}^n D[y_j]$, т.к. y_j -тәзелес
ғәд $\forall X_i \in X_1, \dots, X_n$.

Иншо изындаем, чо:

$X_1, \dots, X_n \sim N\left(\sum_{j=1}^n M[y_j], \sum_{j=1}^n D[y_j]\right)$

3) $M[y_j]$ и $D[y_j]$ белгілесін, распределение
 y_j -тәзелес. Мисалдауында жарылған
нормалдық распределение X_1, \dots, X_n с

нормалдық МДР. Нұсқа $\theta_1 = \sum_{j=1}^n M[y_j]$

$\theta_2 = \sum_{j=1}^n D[y_j]$

To енс $X_1, \dots, X_n \sim N(\theta_1, \theta_2)$

$P(x, \theta) = \frac{1}{\theta_2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x - \theta_1)^2}{2\theta_2^2}}$ - шартты бер-ні

$L(X_1, \dots, X_n, \theta_1, \theta_2) = \prod_{i=1}^n P(X_i, \theta_1, \theta_2)$ - дәүнделуда
превероятності.

ал. сияғ мәсін ез

$$\text{нс (нормальное)} \quad L(x_1, \dots, x_n, \theta_1, \theta_2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\theta_2 \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2^2}}$$

$$\ln L(x_1, \dots, x_n, \theta_1, \theta_2) = \sum_{i=1}^n \left(\ln \left(\frac{1}{\theta_2 \sqrt{2\pi}} \right) - \frac{(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2^2} \right) = \\ = -n \ln(\sqrt{2\pi}) - n \ln(\theta_2) - \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2^2}$$

$$\textcircled{1} \quad \frac{\partial L}{\partial \theta_1} = \sum_{i=1}^n \frac{-2(x_i - \theta_1)}{2\theta_2} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i - \theta_1}{\theta_2} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \theta_1) = 0 \Leftrightarrow n\theta_1 = \sum_{i=1}^n x_i \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}_n - \text{Бесприм. среднее}$$

$$\textcircled{2} \quad \frac{\partial L}{\partial \theta_2} = -\frac{n}{\theta_2} + \sum_{i=1}^n \frac{2\theta_2(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2^3} = -\frac{n}{\theta_2} + \cancel{\sum_{i=1}^n \frac{2\theta_2(x_i - \theta_1)^2}{2\theta_2^3}} + \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \theta_1)^2}{\theta_2^3} = 0$$

$$\frac{1}{\theta_2^3} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta_1)^2 = \frac{n}{\theta_2} \cdot \frac{1 \cdot \theta_2^3}{n} = 0$$

$$\hat{\theta}_2^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2$$

4) Точное обрезание, зонирование Виртуал
но симметричный отк. имеет предсказ.

из распределения ~~\bar{x}_n~~ $\bar{x}_n \sim N(\bar{x}_n, \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2)$, т.е.

$$\bar{x}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

Оценка дисперсии Виртуал. т.е.

дисперсия распределения, т.е.

$$D = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}_n)^2$$