#### Zagorea 1.

#### Задача 1. Свойства ММП оценок для модели нормального распределения (2 балла)

Рассмотрим следующую модель из независимых векторных наблюдений  $X_1, \dots, X_n$ :

$$X_i \stackrel{iid}{\sim} \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$$

Постройте и исследуйте оценку для вектора матожиданий  $\mu$  и ковариационной матрицы  $\Sigma$  методом максимального правдоподобия.

обозначаемая  $abla_A f(A)$ . Условие первого порядка для оптимизации записывается так же, как и в привычных вам случаях, нужно приравнять производные к нулю. Можете использовать таблицу для получения оценов

#### 1. Бравропоробие:

$$L(X) = \prod_{i=1}^{n} f(X_i)$$

Пуспев м - вешеов раршера d x 1

Г - матрица ковариаций раршерым d x d

Ф-18 пиотности миогоемерного порим. р-18:

 $f(X_i \mid M, \Sigma) = \frac{1}{(\partial \Omega)^{\sigma/2} \cdot |\Sigma|^{1/2}} \cdot e^{\left(-\frac{1}{2} \cdot (X_i - M)^{\top} \cdot \Sigma^{-1} \cdot (X_i - M)\right)}$ 

 $L\left(M,\Sigma_{i}\right) = \bigcap_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{(2\pi)^{0/2}}, |\Sigma|^{1/2}\right) \in \left(-\frac{1}{\alpha^{1}}, (X_{i}-M)^{T}, \Sigma_{i}^{-1}, (X_{i}-M)\right) =$ 

 $= \begin{pmatrix} 1 & & & \\ & 1 & & \\ & & 2 & \\ & & & \\ &$ 

lorapurper npasponoposier

 $L(M,\Sigma) = ln L(M,\Sigma) = \sum_{i=1}^{n} \left(-\frac{d}{d} ln(aS) - \frac{1}{d} ln |\Sigma| - \frac{1}{d} (X_{i} - M)^{T} \Sigma^{-1} (X_{i} - M)\right)$ 

 $= -\frac{nd}{2} \ln(a \mathcal{I}) - \frac{n}{2} \ln |\mathcal{Z}| - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} (X_i - M)^{T} \mathcal{Z}^{-1} (X_i - M)$ 

### 2. Oyenka gun M

Dugospeperusupyeus no M:

 $\nabla_{\mathcal{M}} \ln L(\mathcal{M}, \Sigma) = \frac{\partial}{\partial \mathcal{M}} \ln L(\mathcal{M}, \Sigma) = \frac{\partial}{\partial \mathcal{M}} \left( -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mathcal{M})^{T} \cdot \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mathcal{M}) \right)$ 

∑ - cumuniquerais mampinga => ∑ 1 - cumenempurhaes lesatp==>

 $= -(-1) \cdot \frac{1}{a} \cdot a \cdot \tilde{\Xi} \cdot \tilde{\Sigma} \cdot (X; -M) = \tilde{\Sigma}' \cdot \tilde{\Sigma}' \cdot (X; -M)$ 

```
uencuepobaem populyry y movorily of:
                                          Marcunyupyerer no M:
               \sum_{i=1}^{n} (X_i - M) = 0 \qquad \Rightarrow \qquad n_{\widehat{M}} = \sum_{i=1}^{n} X_i \qquad \Rightarrow \qquad M = X
                   · Oyenna que E.
                                 Диовореренущуем по Е:
                          \nabla_{\Sigma} \operatorname{en} L(M, \Sigma) = -\frac{n}{2} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(N_{i} - M_{i})^{T}}{(N_{i} - M_{i})^{T}} \cdot \sum_{i=1}^{
                                                                                                                                                                                              Menaciozobacia 2 do-reor y masucisos
                                                                                       -\mathbf{X}^{-1}\left(d\mathbf{X}
ight)\mathbf{X}^{-1}
        a and b are
       not functions
                                                Maseumyupyene no E,
-\frac{n}{2}\sum_{i=1}^{n-1}\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\frac{n}{x_{i}-y_{i}}\left(x_{i}-y_{i}\right)\left(x_{i}-y_{i}\right)^{T}\sum_{i=1}^{n-1}\left(x_{i}-y_{i}\right)^{T}
                      -\frac{n}{a} \cdot I_{d} + \frac{1}{a} \cdot \Sigma^{-1} \left( \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - M_{i})(X_{i} - M_{i})^{T} \right) \cdot I_{d} = 0
                                           n = \sum_{i=1}^{n} \left( \sum_{i=1}^{n} (x_i - M)(x_i - M)^{\top} \right)
                                                   n \leq = \sum_{i=1}^{n} (X_i - M)(X_i - M)^{\top}
                                                       \widehat{\Sigma}_{uuun} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - M)(X_i - M)^{T}
                            3. Crabiceseur ogenox c oprioueprous curacus:
                      Знаши, что в органириом смучае:
                                                                                                                                                                                                          M = X
                                                                                                                                                                                                        \widehat{G}_{\text{mun}}^{\mathcal{A}} = \widehat{n} \sum_{i=1}^{N} (Y_i - \overline{X})^2
                                                  que li ~ N (M, 52)
```

Bupeul, emo 6 oracex cuyeacex agences pur manioning. Memo Boisopouror epequee. B oprioueepriores cuyrar quenipeux overiubaerces butopornoù guenepeurer, a b unovouveprous cuyrar oyenna ebenefeis сушиль матричення принверений, вкиночаномий в себя ковариамия menigy papeurusum vomensamme benmopol X;

Bagara d.

Задача 2. Свойства ММП оценок для модели равномерного распределения (2 балла)

Рассмотрим модель выборки  $X_1,\ldots,X_n$  из наблюдений

 $X_i \stackrel{iid}{\sim} U[0,a]$ 

Правдоподобие

$$f(Xi) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & 0 \leq Xi \leq \alpha \\ 0, & \text{unare} \end{cases}$$

$$f(Xi) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & 0 \leq Xi \leq \alpha \\ 0, & \text{unaxe} \end{cases}$$

$$L(a) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & 0 \leq Xi \leq \alpha \\ 0, & \text{unaxe} \end{cases}$$

$$L(a) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & \frac{1}{a} \leq \alpha \\ 0, & \text{unaxe} \end{cases}$$

$$L(a) = \begin{cases} \frac{1}{a}, & \frac{1}{a} \leq \alpha \\ 0, & \text{unaxe} \end{cases}$$

$$\ln L(a) = \ln \left(\frac{1}{a^n}\right) = -n \ln a$$
, nper  $X_{inj} \leq a$ 

Marunyupyen :

в увеничением с функция пог-правдоподобия уствает, по этому, чтого ф-я примененама маке зи-е, значение а реннико общев инжененанью верионичений, т.С.

$$\widehat{\alpha} = X(n)$$

# Bagarea 3.

Задача 2. Свойства ММП оценок для модели равномерного распределения (2 балла)

Рассмотрим модель выборки  $X_1,\ldots,X_n$  из наблюдений

$$X_i \stackrel{iid}{\sim} U[0,a]$$

Правдоподобие

1. Due reserver remasonare n-por x- noncomarera u n-p 6 2 - junepeul aunsu Ei

=) Beaus rapamempos ouen:  $0 = (x, o^2)$ 

\* Paceurompuur vuogeus abmoperpeerure:  $X_{i+1} = \alpha X_i + \mathcal{E}_{i+1}$ ,  $zge \mathcal{E}_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^{\alpha})$ 

masgonogosue:  $X_{i+1} = \alpha X_i + E_{i+1}$ ;  $X_{i+1} \mid X_i \sim N(\alpha X_i, \sigma^2)$ 

 $L(\theta) = P_0\left(\hat{X}_1, ..., \hat{X}_n\right) = P_0\left(\hat{X}_1\right) \cdot P_0\left(\hat{X}_2 \mid \hat{X}_1\right) ... P_0\left(\hat{X}_n \mid \hat{X}_{n-1}, ..., \hat{X}_4\right) = P_0\left(\hat{X}_{i+1} \mid \hat{X}_i\right) = P_0\left(\hat{X}_1, ..., \hat{X}_n\right) = P_0\left(\hat{X}$ 

 $\bigcap_{i=1}^{n} P_{N(\alpha \hat{X}_{i}, 6^{2})} \left( \hat{X}_{i+1} \right)$ 

 $L(0) = P_0\left(\hat{\mathcal{E}}_i, ..., \hat{\mathcal{E}}_n\right) = \bigcap_{i=1}^n P_0\left(\hat{\mathcal{E}}_i\right) = \bigcap_{i=1}^n P_{N(0,6^2)}\left(\hat{X}_{i+1} - \alpha \hat{X}_i\right)$ 

Bepréceul « namen mogenne:

Paenpequesure 9i+1 nou pasesseur Ti dygem nopurausvour:

9i+1 /Ti ~ N ((1-20t) Ti + 2 Demot, ord)

Torga nuomuoemo

 $P\left(\overline{I_{i+1}}/\overline{I_{i}}; \ell, 6^{i2}\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}6^{i2}} e^{-\frac{(\overline{I_{i+1}} - (1-rat)\overline{I_{i}} - r\overline{I_{env}}\Delta t)^{2}}{20^{2}}}$ 

Функцие правроподобние:

 $L(t, o^{rd}) = n - 1 \qquad -\frac{(T_{i+r} - (r-rat)T_i - r T_{env} at)^2}{i = 0 \sqrt{2\pi} \sigma^2}$ 

$$ln L(r, 6^2) = -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^{n-1} \left( ln \left( 256^2 \right) - \frac{\left( T_{i+1} - \left( 1 - r_{0}t \right) T_{i} - r_{Tenv ot} \right)^2}{36^2} \right) =$$

$$= -\frac{n}{2} \ln \left(2\pi 6^{2}\right) - \frac{1}{26^{2}} \sum_{i=0}^{n-1} \left(T_{i+1} - \left(1-2\Delta t\right)T_{i} - r_{i}T_{env}\Delta t\right)^{2}$$

$$\frac{\partial \ell}{\partial z} = -\frac{1}{26^2} \sum_{i=0}^{n-1} \frac{\partial}{\partial z} \left( 7_{i+1} - \left( 1 - 2 + 1 \right) T_i - 2 Tenvat \right) =$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \cdot \lambda \cdot \sum_{i=0}^{n-1} (T_{i+1} - (1-e\Delta t) T_i - \epsilon T_{env} \Delta t) \cdot (-\Delta t T_i - T_{env} \Delta t)$$

## Maximuy upyeur :

$$\sum_{i=0}^{n-1} \left( T_{i+1} - (1-2\Delta t) T_i - 2 T_{env} \Delta t \right) \cdot \left( -\Delta t T_i - T_{env} \Delta t \right) = 0$$

# Boepaquell 2:

$$\mathcal{E}$$
 Ot  $\left(\sum_{i=0}^{n-1} T_i \left(T_i - T_{env}\right) - T_{env} \sum_{i=0}^{n-1} \left(T_i - T_{env}\right)\right) = -\sum_{i=0}^{n-1} \left(T_{i+1} - T_i\right) \left(T_i - T_{env}\right)$ 

$$\frac{\partial \ell}{\partial \sigma^{a}} = -\frac{R}{26^{2}} + \frac{1}{26^{4}} \sum_{i=0}^{n-1} \left( T_{i+1} - (1-8\Delta t) T_{i} - r T_{envat} \right)^{2}$$

$$\sum_{i=0}^{n-1} \left( T_{i+1} - (1-x_{\Delta}t)T_{i} - rT_{env_{\Delta}t} \right)^{2} = n \cdot \sigma^{2}$$

$$\int_{0}^{2} dt = \int_{0}^{1} \int_{0}^{1} \left( T_{i+1} - (1-2\Delta t) T_{i} - r T_{env} \Delta t \right)^{2}$$

$$\lim_{t \to 0} \int_{0}^{2} dt = \int_{0}^{1} \left( T_{i+1} - (1-2\Delta t) T_{i} - r T_{env} \Delta t \right)^{2}$$