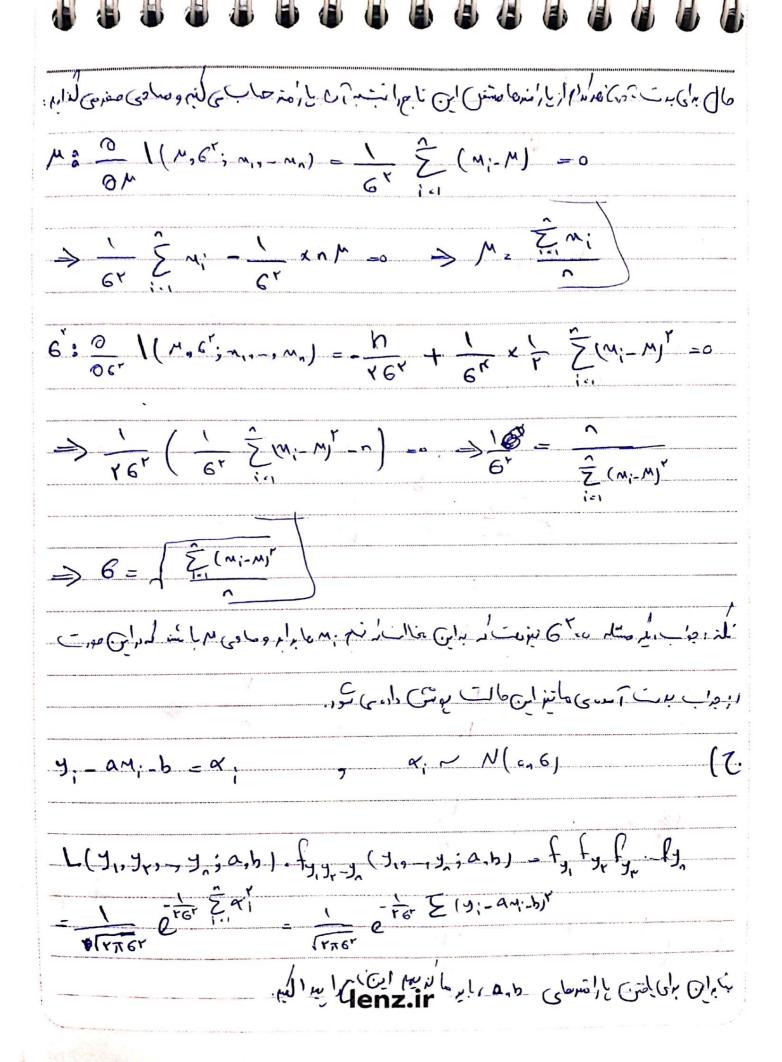
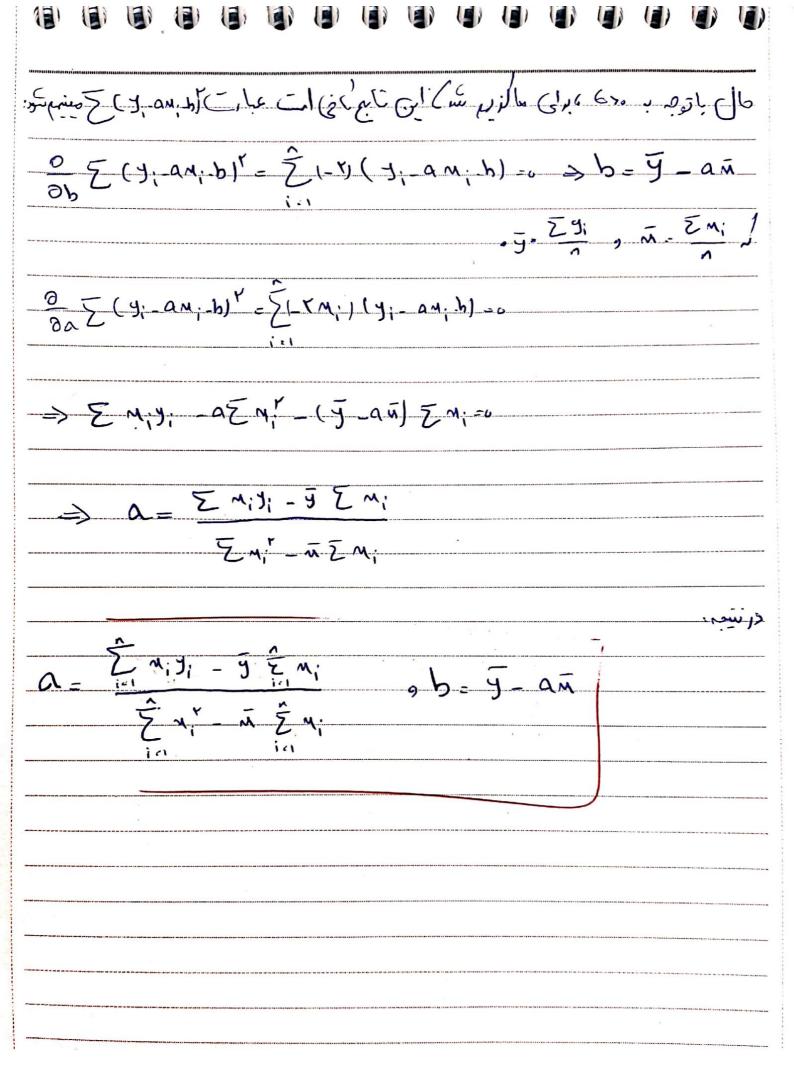
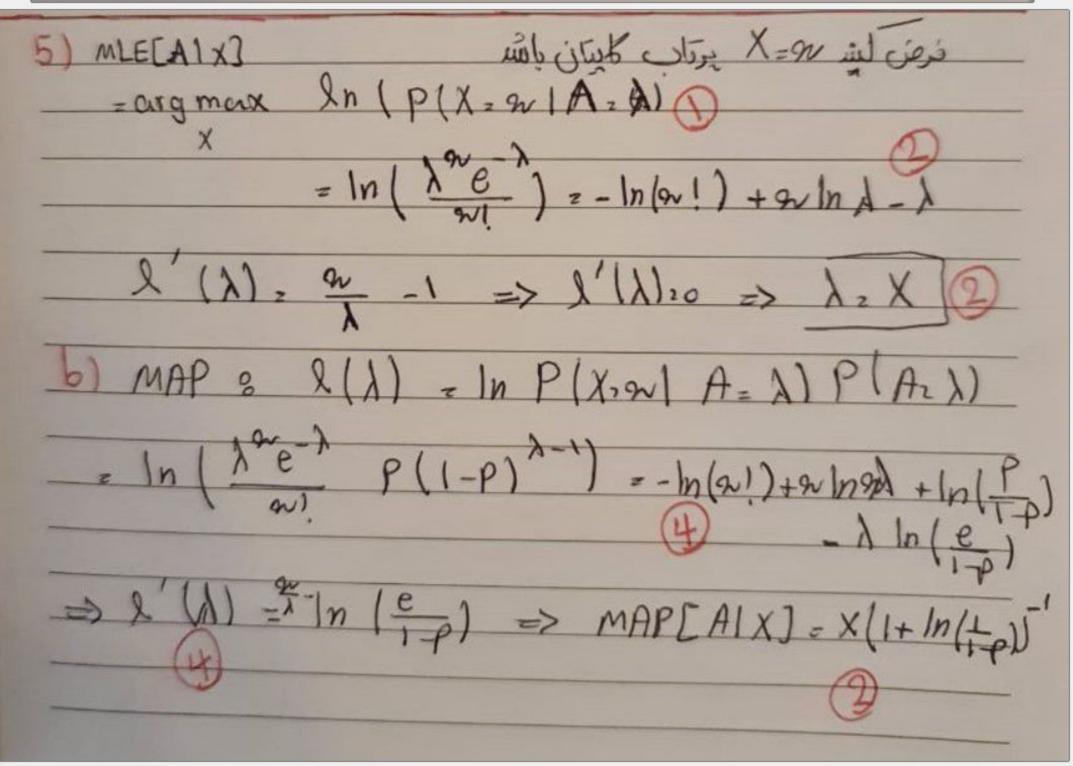
$F(\alpha_{i}|\theta_{i},\theta_{2}) = \begin{cases} \frac{1}{\theta_{2}-\theta_{1}} & \text{for } \theta_{i} \leq \alpha_{i} \leq \theta_{2} \\ \text{otherwise} \end{cases} \Rightarrow L(X_{i} - , X_{n}|\theta_{i},\theta_{2}) = \left(\frac{1}{\theta_{2}-\theta_{1}}\right)^{n}$ $\theta_{i} = \min X_{i}, \theta_{2} = \max X_{i} \iff \frac{1}{\theta_{2}} = \frac{1}{\theta$ Filling. Cus P(mux xist). {(\$= 8408 \$ \$2 \slu = slu = slu) P(| max x; -81>E) = $P(\frac{1}{2} \max X_i) \rightarrow 0 + \epsilon) + P(\max X_i \leq \theta_2 - \epsilon) = \frac{1}{2} \left(\frac{\theta_2 - \theta_1}{\theta_2 - \theta_1}\right)^n$ if $(\frac{\theta_2-\theta_1-\epsilon}{\theta_2-\theta_1})^n = 0$ $0 \Rightarrow \epsilon^{\frac{1}{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}\sqrt{2}}$

 $P(X_{max} < \infty) = P(X_{i} < \infty) = \begin{cases} \left(\frac{\alpha - \theta_{1}}{\theta_{2} - \theta_{1}}\right)^{n} \Rightarrow \text{fmax} \left(\alpha, \theta_{1}, \theta_{2}\right) \\ \left(\frac{\alpha}{\theta_{2} - \theta_{1}}\right)^{n} \Rightarrow \left(\frac{n}{\theta_{2} - \theta_{1}}\right)^{n} \Rightarrow \text{fmax} \left(\alpha, \theta_{1}, \theta_{2}\right) \end{cases}$ $\Rightarrow E\left[X_{max}\right] = \int_{\theta_{1}}^{\theta_{2}} \frac{n}{(\theta_{2} - \theta_{1})^{n}} \frac{n}{\theta_{2} - \theta_{1}} \frac{n}{\theta_{2}} \frac{n}{(\theta_{2} - \theta_{1})^{n}} \Rightarrow \frac{n}{n+1} \left(\frac{\theta_{2} - \theta_{1}}{\theta_{2} - \theta_{1}}\right)^{n} \Rightarrow \text{if } \theta_{1} = 0 \Rightarrow \frac{n}{n+1} \theta_{2}$ $\Rightarrow \frac{n}{n+1} \Rightarrow \frac{n}{n+1} \theta_{2} \Rightarrow \frac{n}{n+1} \Rightarrow \frac{n}{n+1} \theta_{2} \Rightarrow \frac{n}{n+1} \Rightarrow \frac{n}{n$

L(G; 4,0-9 M) = 100 x 90 x -x 90 -0 m (1) B - B (M, 1 - 1 MA) مال براى انعاس معم إمالنوس لنه براى سابات مدير ما آيرا مالزمهي لئم، [(B; a,, ., m) = l, (a) = ((m) = - m)) - n l, 0 - 0 = ال منتى كبرمورار مغرى لدارم. $\frac{d}{d\theta} \int_{0}^{1} (\theta; M_{10}, N_{10}) \cdot \frac{\alpha}{\theta} - \frac{\hat{\zeta}}{\hat{\zeta}} M_{11} = 0 \Rightarrow \theta = \frac{\hat{\zeta}}{\hat{\zeta}} M_{11}$ L(M, 6"; M, 1 = 1 = 1 = 1 (M; -M)" epolarion in the charged







حال با استناده از فرایس لاگرازه رارم:

$$L(P_{i}, -, P_{n}, \lambda) = \sum_{i=1}^{n} M_{i} \left(\ln \left(P_{i} \right) \right) + \lambda \left(1 - \sum_{j=1}^{k} P_{i} \right)$$

० टिपुड़ ०

$$\frac{\partial L}{\partial \rho_i} = 0 \implies \frac{M_i}{\rho_i} - \lambda = 0 \implies \hat{\rho}_i = \frac{M_i}{\gamma}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = 0 \implies 1 - \sum_{i=1}^{K} P_i = 0 \implies \sum_{i=1}^{K} P_i = 1 \quad \underline{valid}$$

ومسملهاك.

(3) فرون مرم ١٩ بارماني آزماشي ما ايا دراد، قويف ي مم.

$$P(X_i=1)=P$$

Xi~ Bernouli (P)

$$X = \sum_{j=1}^{N} X_j$$

مال دارع مر ار تحسى مالدعد 17 مارار ما مهم مكنو) دارع م.

$$P_{n} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} x_{i}} = \frac{1}{N}$$

حال دارع ر

$$Var(P_n) = \frac{17}{n^2} \sum_{i=1}^{n} Var(x_i) = \frac{19}{n^2} \cdot n. P. (1-P)$$

$$= \frac{14 \cdot \beta \cdot (1-\beta)}{n} \implies 6\beta_n = \sqrt{\frac{14 \cdot \beta \cdot (1-\beta)}{n}}$$

س داری د فتی ماندن مدروی .

با اتناده اذ عصل عليم :

$$Z = \frac{P_n - N_n}{6p_n} \sim Normal(6,1)$$

وبا يہ دائے تہ ہا کھے ،

=>
$$P(z \le \alpha) = 0.975 => d = \sqrt{5} (0.975) \approx 1.96$$

بي دارع ر

=>
$$P(-7.96 \times \frac{P_n - Mp_n}{6p_n} \times 7.96)$$

$$= P \left(-1.96 \sqrt{\frac{76.P.(I-P)}{n}} + FP \neq Pn \neq 1.96 \sqrt{\frac{76.P.(I-P)}{n}} + FP\right) = 0.95$$

ممن بايمات باليم،

Worst-case;
=>
$$1.96\sqrt{\frac{96.\frac{1}{2}.\frac{1}{2}}{n}}$$
 < 0.01 => $n > 953664$

و مثله حلات.

 $20 \times \frac{5}{100} \times (\frac{95}{100})^{19}$

و مسلم ولات

۲۰ طبق ترفنی ت کنی قبل دارم کر افتدال دارد است و درهیم کر از ماح مانه سات برابرات ما:

رابرات ما:

رسنده این تو صفحات مختی این داریم را آق ل انبکه اصد بدند آن داشعو در دست کم می از بانه ها مهارش رارات با .

1- (\frac{95}{100})^20

اقال الليدرر عام إزه هابائه

دمشد طهات.