1. Obten el estimador del Minimos Candrados Ondinaros del modele de regresión lineal moltiple Y=XB+E

Y- XB+E

E = Y-XB

E'E = (Y - XB)'(Y - XB):

E'E = Y'Y - Y'XB - B'X'Y + B'X'XB - P Some executives:

E'E = Y'Y - 2B'X'Y + B'X'XB

Padas las propiedades:

Padas las propiedades:

Padas las propiedades:

Padas las propiedades:

En Jonces:

 $\frac{\partial \mathcal{E}'\mathcal{E}}{\partial \mathcal{B}} = -2 \, X'Y + [(X'X)' + (X'X)] \hat{\beta}_{MCO} = 0$   $-2 \, X'Y + 2 \, X'X \hat{\beta}_{MCO} = 0$   $2 \, X'X \hat{\beta}_{MCO} = 2 \, X'Y$   $X'X \hat{\beta}_{MCO} = X'Y$   $(X'X)^{-1} (X'X) \hat{\beta}_{MO} = (X'X)^{-1} (X'Y)$   $\pm_{K} \hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1} (X'Y)$   $\hat{\beta}_{MCO} = (X'X)^{-1} (X'Y)$ 

b) Obten et estimador por Maxima Veresimilited del modelo de regression lineal miltiplo: 
$$y = XB + E$$
 $y = XB + E$ 
 $E \sim N(0, \sigma^2)$ 

$$P(\varepsilon:) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{\frac{2}{\sigma^2}\sqrt{2\pi\sigma^2}}$$

$$L(\beta) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}r^2}\right)^n e^{-\frac{\sum \mathcal{E}_i^2}{\sigma^2}}$$

$$L(\beta) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n e^{-\frac{\mathcal{E}^2 \mathcal{E}}{\sigma^2}} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n e^{-\frac{(\gamma - \chi \beta)^2(\gamma - \chi \beta)}{\sigma^2}}$$

$$\frac{2\Gamma(\beta)}{2\beta} = -2X'Y + 2X'X \hat{\beta}_{MV} = 0$$

$$2 \times (x \hat{\beta}_{MV} = 2 \times Y)$$
  
 $(x'x)^{-1}(x'x) \hat{\beta}_{MV} = (x'x)^{-1}(x'Y)$ 

e) Obtain al estimados por al mátada do mamastus da limeda la de regression lineal máltiple: Y=XB+E

Del supresto de orogeneidad: E(X'E)=0

$$\chi'(Y-X\beta)=0$$

d) Explica los suprestos que se doben complie para que el estimador B de MCO sea insesgado, consistente y oficionho.

1. Linealidad: Y=XB+E

La relación entre X y Y se da de forma lineal, la

Y se explica por una combinación lineal de variables

unde pendientes X.

2. Exegencided E[EIX] = 0 V(X, E) = 0

No hay relación entre las variables independientes y el arror.

Disch To Rivers and Aller

3. No multicolinealidad. No hay autocorrelación entre las unimbles independientes

4. Esfericidad en los no observables

\* Homosee das tiridad:

Var (E; 1x;) = 02 VIE (1,..., n)

La varianza del error es constante y la misma para todos

Los errores no están correlacionados, son independientes uno de otro.

e) Pencestra que el estimador B es insesgado, es consistente y eficiente

 $\hat{\beta} = (X'X)^{-\frac{1}{2}}X'Y$   $E(\hat{\beta}) = E[(X'X)^{-\frac{1}{2}}X'Y]$ 

 $E(\beta) = E\left[(X'X)^{-1}X'(X\beta + \varepsilon)\right] = E\left[(X'X)^{-1}(X'X)\beta + (X'X)^{-1}(X'\varepsilon)\right]$ 

E(B) = E[IKB] + (X'X) X' E(E) Por exogenoidad

E(B) = IKE[B] = IKB = B:

\* Consistencia

plim (B) = plim ((X'X)-1(X'Y)) = plim ((X'X)-1 X'(XB+E)) = plim ((x'x)-1(x'x)B+(x'x)-1x'E)

= plim (IKB) + plim ((X'X) -1 X'E)

= B+plim ((x'x)-1) plim (x'E) = B+plim ((x'x)-1) plim (x'E)

= B + plim ((x'x)-1) E(X'E) = B: Por exogeneidad

\* Eficiencia

Partiendo del estimador:

 $\beta = [(x'x)^{-1}x' + D]Y = (x'x)^{-1}x'Y + DY$ 

 $E(B) = E[(X'X)^{-1}X'Y + DY] = E[(X'X)^{-1}X'(X\beta + E) + D(X\beta + E)]$ 

= E[(X'X)-1(X'X)B+(X'X)-1 X'E+DXB+DE]

= (x'x) - (x'x) E(B) + (x'x) - x' E(E) + DXE(B) + DE(E)

E(B) = IKB + DXB = B+DXB

Var (B) = E[(B-B)(B-B)] = E[(X'X) X'E+DE]((X'X) X'E+DE]'

Var (B)= 02(X'X) + 02DD' .. B no there carrange winner, portanto el ostimador B=(X'X) +(X'Y) es eficiente

1 8-0-8

P) Obten (a matriz vacianza-covacianza de B

V(B) = E((B-B)(B-B)')  $= E((X'X)^{-1}(X'E)[(X'X)^{-1}(X'E)]')$ = E (X'X) 1 X EE'X (X'X) 1

 $= (X'X)^{-1} X' \sigma^2 I_h X (X'X)^{-1}$ 

= 45(X,X)-7X,X (X,X)-7

V(B)= 02(X/X)-1 1-1