# Repaso - Modelo de RLS

#### Erika R. Badillo

erika.badilloen@unaula.edu.co

#### Facultad de Economía

Universidad Autónoma Latinoamericana

$$\widehat{\beta}_1 = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$

- $\bullet$  Es la pendiente estimada de  $\beta_1$  y no es más que la covarianza muestral entre X y Y, divida por la varianza muestral de X
- ullet Si X y Y están positivamente correlacionados, la pendiente será positiva
- ullet Si X y Y están negativamente correlacionados, la pendiente será negativa
- ullet Se requiere que  $X_i$  varíe en la muestra

Erika R. Badillo - UNAULA Econometría I Facultad de Economía 2/5

- Intuitivamente, MCO (OLS: Ordinary Least Squares) esta ajustando una línea a través de los puntos muestrales de tal forma que la suma del cuadrado de los residuales es tan pequeña como sea posible, de ahí el término mínimos cuadrados
- El residual,  $\widehat{u}_i$ , es un estimador del término de error o perturbación aleatoria, U, y es la diferencia entre la línea ajustada o estimada (la FRM) y el punto muestral
- De MCO se puede deducir las siguientes propiedades algebraicas:
  - La suma de los residuales de MCO es cero, por lo tanto, también lo es el promedio muestral de los residuales MCO

$$\sum_{i=1}^{n} \widehat{u}_i = 0 \to \frac{\sum \widehat{u}_i}{n} = 0$$

La covarianza muestral entre los regresores y los residuales MCO es cero

$$\sum X_i \widehat{u}_i = 0$$

• La línea de regresión MCO pasa por la media muestral

$$\bar{Y} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 \bar{X}$$

$$\text{Recurrde: } \frac{\partial \sum \hat{u}_i^2}{\partial \beta_0} = -2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0 \text{ y } \frac{\partial \sum \hat{u}_i^2}{\partial \hat{\beta}_1} = -2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) X_i = 0$$
 
$$\text{Recurrde: } \frac{\partial \partial \hat{u}_i^2}{\partial \hat{\beta}_1} = -2 \sum (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) X_i = 0$$

Erika R. Badillo - UNAULA Econometría I Facultad de Economía 3/5

$$Var(\widehat{\beta}_1) = \frac{\sigma_u^2}{\sum x_i^2} = \frac{\sigma_u^2}{\sum (X_i - \overline{X})^2}$$

$$Var(\widehat{\beta}_0) = \frac{\sigma_u^2 \sum X_i^2}{n \sum x_i^2} = \frac{\sigma_u^2 \sum X_i^2}{n \sum (X_i - \overline{X})^2}$$

- Mientras mayor sea la varianza del término de error,  $\sigma_u^2$ , mayor será la varianza del estimador  $\widehat{\beta}_1$
- ullet Mientras mayor sea la variabilidad de Xi, mas pequeña será la varianza del estimador  $\widehat{eta}_1$
- ullet Como resultado, un mayor tamaño muestral deberá reducir la varianza del estimador  $\widehat{\beta}_1$
- Un estimador insesgado de la varianza del error es:

$$\widehat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum \widehat{u}_i^2}{n-2} = \frac{SCR}{n-2}$$

La expresión n-2 se conoce como el número de grados de libertad, esto es, la cantidad de observaciones independientes de un total de n observaciones:

gl = (n - número de parámetros estimados (de restricciones (lineales) independientes))

En un modelo con k parámetros:  $\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n-k}$ 



Erika R. Badillo - UNAULA Econometría I Facultad de Economía 4

- Bajo los supuestos dados del modelo de regresión lineal, se puede mostrar que el estimador MCO es BLUE:
  - Best
  - Linear
  - Unbiased
  - Estimator
- Mejor Estimador Lineal Insesgado (MELI)
- ENTONCES, si los supuestos se dan, utilice MCO