

# Econometria Aplicada

## Correlação Serial

---

João Ricardo Costa Filho

*"The most important questions of life are, for the most part, really only problems in probability."*

Laplace (1812)

*"In God we trust. All others must bring data."*

William Edwards Deming

# A regressão linear

---

## Motivação (tudo começa com uma pergunta)

Qual é a relação entre capital humano e o desenvolvimento econômico?

- Como responder a questão que motivou a nossa análise?

- Como responder a questão que motivou a nossa análise?
  - Desenvolvimento econômico, capital humano e instituições: Acemoglu, Gallego, and Robinson (2014).
  - Econometria: capítulo 6 de Wooldridge (2006).

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

---

# Regressão múltipla



## Regressão múltipla

Seja  $\hat{\beta}$  um vetor de dimensão  $k \times 1$  tal que:

## Regressão múltipla

Seja  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  um vetor de dimensão  $k \times 1$  tal que:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y},$$

onde  $\mathbf{X}$  é uma matriz de dimensão  $n \times k$  e  $\mathbf{y}$  um vetor de dimensão  $n \times 1$ .

## Regressão múltipla

Seja  $\hat{\beta}$  um vetor de dimensão  $k \times 1$  tal que:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y},$$

onde  $\mathbf{X}$  é uma matriz de dimensão  $n \times k$  e  $\mathbf{y}$  um vetor de dimensão  $n \times 1$ . A variância do vetor de estimadores é dada por:

## Regressão múltipla

Seja  $\hat{\beta}$  um vetor de dimensão  $k \times 1$  tal que:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y},$$

onde  $\mathbf{X}$  é uma matriz de dimensão  $n \times k$  e  $\mathbf{y}$  um vetor de dimensão  $n \times 1$ . A variância do vetor de estimadores é dada por:

$$\text{Var} [\hat{\beta}] = \text{Var} [(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}].$$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Podemos substituir a  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  no resultado anterior para obtermos:

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Podemos substituir a  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  no resultado anterior para obtermos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \right].$$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Podemos substituir a  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  no resultado anterior para obtermos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \right].$$

Expandindo, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \right]$$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Podemos substituir a  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$  no resultado anterior para obtermos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}) \right].$$

Expandindo, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \right] \iff$$

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \text{Var} \left[ \boldsymbol{\beta} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\boldsymbol{\varepsilon} \right].$$



## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Como  $\beta$  é um vetor de constantes, temos:

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Como  $\beta$  é um vetor de constantes, temos:

$$\text{Var} [\hat{\beta}] = \text{Var} [(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\varepsilon] .$$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Como  $\beta$  é um vetor de constantes, temos:

$$\text{Var} [\hat{\beta}] = \text{Var} [(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\varepsilon] .$$

Agora, lembre-se que  $\text{Var}(\mathbf{AX}) = \mathbf{A}\text{Var}(\mathbf{X})\mathbf{A}'$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Como  $\beta$  é um vetor de constantes, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\beta} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\varepsilon \right].$$

Agora, lembre-se que  $\text{Var}(\mathbf{AX}) = \mathbf{A}\text{Var}(\mathbf{X})\mathbf{A}'$  e como  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$  é uma matriz de constantes, o resultado anterior torna-se “sanduíche”:

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Como  $\beta$  é um vetor de constantes, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\beta} \right] = \text{Var} \left[ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\varepsilon \right].$$

Agora, lembre-se que  $\text{Var}(\mathbf{AX}) = \mathbf{A}\text{Var}(\mathbf{X})\mathbf{A}'$  e como  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$  é uma matriz de constantes, o resultado anterior torna-se “sanduíche”:

$$\text{Var} \left[ \hat{\beta} \right] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\text{Var}(\varepsilon) [(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']',$$

## Variância do Estimador $\hat{\beta}_j$

Finalmente, dado que  $(AB)' = B'A'$ , podemos reescrever  $[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']'$  como  $\mathbf{X}[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}]'$ , e obtemos:

$$\text{Var}[\hat{\boldsymbol{\beta}}] = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\text{Var}(\boldsymbol{\varepsilon})$$

## Variância do Estimador sem correlação serial

Assuma que  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$  seja dada pela seguinte matriz:

$$(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix},$$

e que a variância do vetor de erros  $\varepsilon$  é:

$$\text{Var} [\varepsilon] = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

## Variância do Estimador sem correlação serial

Substituindo as definições anteriores na forma geral, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\beta} \right] = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}.$$



## Variância do Estimador com correlação serial

Agora, trabalhem com o caso com correlação serial.

## Variância do Estimador com correlação serial

Agora, trabalhem com o caso com correlação serial. A matriz de covariância do termo de erro,  $\varepsilon$ , deixa de ser diagonal:

$$\text{Cov}[\varepsilon] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \sigma^2 \end{bmatrix}.$$

## Variância do Estimador com correlação serial

Agora, trabalhem com o caso com correlação serial. A matriz de covariância do termo de erro,  $\varepsilon$ , deixa de ser diagonal:

$$\text{Cov}[\varepsilon] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \sigma^2 \end{bmatrix}.$$

Por definição, o coeficiente de correlação  $\rho = \frac{\text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2]}{\sqrt{\text{Var}[\varepsilon_1]\text{Var}[\varepsilon_2]}}$

## Variância do Estimador com correlação serial

Agora, trabalhem com o caso com correlação serial. A matriz de covariância do termo de erro,  $\varepsilon$ , deixa de ser diagonal:

$$\text{Cov}[\varepsilon] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \sigma^2 \end{bmatrix}.$$

Por definição, o coeficiente de correlação  $\rho = \frac{\text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2]}{\sqrt{\text{Var}[\varepsilon_1]\text{Var}[\varepsilon_2]}}$  e assumindo que  $\text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = \sigma^2$ ,

## Variância do Estimador com correlação serial

Agora, trabalhem com o caso com correlação serial. A matriz de covariância do termo de erro,  $\varepsilon$ , deixa de ser diagonal:

$$\text{Cov}[\varepsilon] = \begin{bmatrix} \sigma^2 & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \sigma^2 \end{bmatrix}.$$

Por definição, o coeficiente de correlação  $\rho = \frac{\text{Cov}[\varepsilon_1, \varepsilon_2]}{\sqrt{\text{Var}[\varepsilon_1]\text{Var}[\varepsilon_2]}}$  e assumindo que  $\text{Var}[\varepsilon_1] = \text{Var}[\varepsilon_2] = \sigma^2$ , a matriz de covariância pode ser reescrita como:

$$\text{Cov}(\varepsilon) = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}.$$

## Variância do Estimador com correlação serial

Finalmente, temos:

$$\text{Var} \left[ \hat{\boldsymbol{\beta}} \right] = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 \end{bmatrix},$$

## Variância do Estimador com correlação serial

Finalmente, temos:

$$\text{Var} [\hat{\boldsymbol{\beta}}] = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 \end{bmatrix},$$

que é uma matriz  $2 \times 2$  em que a variância do estimador depende explicitamente de  $\rho$ .

## Variância do Estimador com correlação serial

Finalmente, temos:

$$\text{Var} [\hat{\beta}] = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 \end{bmatrix},$$

que é uma matriz  $2 \times 2$  em que a variância do estimador depende explicitamente de  $\rho$ . Em geral, a correlação serial aumenta a variância do estimador,



## Variância do Estimador com correlação serial

Finalmente, temos:

$$\text{Var} [\hat{\beta}] = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 \end{bmatrix},$$

que é uma matriz  $2 \times 2$  em que a variância do estimador depende explicitamente de  $\rho$ . Em geral, a correlação serial aumenta a variância do estimador, mas o impacto exato depende da magnitude e do sinal de  $\rho$ .

- Acemoglu, Daron, Francisco A Gallego, and James A Robinson.  
2014. “Institutions, Human Capital, and Development.” *Annual Review of Economics* 6 (1): 875–912.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2006. *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. Cengage Learning.