

# EAE1223: ECONOMETRIA III

## AULA 8 - MODELOS CAUSAIS REDUZIDOS

Luis A. F. Alvarez

15 de maio de 2024

# MODELO

- Seja  $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  um processo vetorial de interesse, onde  $Y_t$  é escalar e  $\mathbf{X}_t$  é um vetor  $d \times 1$ .
- Pesquisador postula o seguinte modelo para  $Y_t$ :

$$Y_t = \alpha + \beta' \mathbf{X}_t + u_t, \quad (1)$$

onde  $\beta$  é **definido** como o efeito causal (*ceteris paribus*) de manipulações hipotéticas de cada uma das entradas de  $\mathbf{X}$  sobre  $Y$ , e  $u$  são os demais determinantes não observados do sistema.

- Perguntas desta aula:
  - Sob quais condições estimador de MQO  $\hat{\beta}$  estima consistentemente  $\beta$ ?
    - Consistência: para qualquer tolerância  $\epsilon > 0$ ,  $\|\hat{\beta} - \beta\| \leq \epsilon$  com alta probabilidade, para  $T$  suficientemente grande.
  - Sob quais condições podemos usar a distribuição normal para fazer inferência sobre  $\beta$ , com base no estimador  $\hat{\beta}$  e estatística  $t$ ?

## CASO 1: $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$ É $I(0)$

- Se o processo  $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$  é  $I(0)$ , estamos no mundo da Aula 1.
- Neste caso, estimador de MQO é consistente se:

$$\text{cov}(\mathbf{X}_t, u_t) = \mathbf{0}$$

ou seja, não há relação sistemática entre determinantes observados e não observados.

- Nesse caso, podemos usar estatísticas  $t$  e valores críticos normais para realizar inferência.
  - No entanto, é apropriado usar **erros padrão HAC** para levar em conta heterocedasticidade e correlação serial em  $u_t$ .
  - Esses erros padrão são válidos com  $T$  grande (mesmo requerimento de consistência).

## CASO 2: $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$ É $I(1)$

- Se o processo consiste de variáveis  $I(1)$ , há risco de inferência espúria.
- No entanto, vimos na aula anterior as condições para que isso não ocorra, e  $\hat{\beta}$  estime consistentemente  $\beta$ .
- Essas condições são:
  1.  $\{u_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  é estacionário, isto é, há relação de cointegração em  $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$  que envolve  $Y_t$ .
  2.  $\text{cov}(\mathbf{X}_t, u_t) = \mathbf{0}$ ,  $\forall t$ .
- Se as duas condições acima são satisfeitas, vimos que  $\beta$  tem a interpretação adicional de uma tendência de longo prazo.
- Vimos que a Condição 1 é diretamente testável via procedimento de Engle-Granger.
  - Condição 2 é intestável, de modo geral, sem hipóteses adicionais (assim como em cursos anteriores de Econometria).
- Para podermos realizar inferência sobre  $\beta$  usando erros padrão HAC e valores críticos normais, vimos na aula anterior que precisamos da hipótese adicional:
  3.  $\text{cov}(\Delta \mathbf{X}_t, u_s) = 0$ ,  $\forall t, s$ . Essa condição é testável com base no correlograma cruzado de  $\Delta \mathbf{X}_t$  e resíduos da regressão.

## CASO 2: $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$ É $I(1)$ (CONT.)

- Caso não haja cointegração envolvendo  $Y_t$ , sabemos que o estimador de MQO do modelo (1) leva a conclusões espúrias.
- Nesse caso, podemos considerar o estimador de MQO  $\tilde{\beta}$  do modelo (1) em primeira diferença:

$$\Delta Y_t = \beta' \Delta \mathbf{X}_t + \Delta u_t$$

- O estimador de MQO deste modelo será consistente sob a hipótese de identificação alternativa:

$$\text{cov}(\Delta \mathbf{X}_t, \Delta u_t) = \mathbf{0},$$

isto é, variações nos determinantes não observáveis são não sistematicamente relacionadas a variações nos observáveis.

- Uma condição suficiente (intestável) para essa hipótese valer é que:

$$\text{cov}(\mathbf{X}_t, u_s) = \mathbf{0}, \quad \forall t, s \in \{t-1, t, t+1\}.$$

- Inferência nesse caso é convencional.

### CASO 3: $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$ ENVOLVE VARIÁVEIS $I(0)$ E $I(1)$

- Se  $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$  envolvem uma mistura de processos  $I(0)$  e  $I(1)$ , há algumas condições sob as quais é possível realizar inferência sobre um subconjunto dos parâmetros da forma convencional (Sims, Stock e Watson, 1990).
- No entanto, a maneira mais simples de lidar com a não estacionariedade é trabalhar com o modelo em diferenças:

$$\Delta Y_t = \beta' \Delta \mathbf{X}_t + \Delta u_t,$$

e proceder como no slide anterior.

## CASO 4: $\{Y_t, \mathbf{X}_t\}$ ENVOLVE VARIÁVEIS $I(0)$ E TREND-STATIONARY

- Se a única fonte de não estacionariedade no modelo é determinística, podemos realizar inferência com base em valores críticos normais.
- No entanto, é importante compreender que os efeitos estimados, nesse caso, serão **dominados** pela relação determinística entre as tendências de  $Y_t$  e de  $\mathbf{X}_t$ .
  - **Exemplo:** se  $Y_t$  é *trend-stationary* e  $\mathbf{X}_t$  é  $I(0)$ ,  $\hat{\beta}$  convergirá a zero, visto que comportamento do processo  $Y_t$  é **dominado** pela tendência.
- Nesses casos, pode ser mais interessante considerar um modelo que postula relações causais para as variáveis *detrended*, isto é, uma relação causal para os desvios da série em torno de suas tendências.
- Isso pode ser implementado fazendo o *detrending* prévio das séries, ou incluindo explicitamente tendência no modelo linear causal:

$$y_t = \alpha + \delta t + \gamma' \mathbf{X}_t + \xi_t,$$

- Estimador é consistente e inferência é válida se fatores não observados *detrended*  $\xi_t$  são não correlacionados com desvios de  $\mathbf{X}_t$  de suas tendências.

## INCLUINDO DEFASAGENS

- Em alguns casos, a hipótese de identificação pode ser mais crível se levarmos em conta a persistência de  $Y_t$ .
- Nesse caso, consideramos o modelo:

$$Y_t = \alpha + \omega Y_{t-1} + \tau \mathbf{X}_t + u_t,$$

- Estimador de MQO será consistente se, crucialmente

$$\text{cov}(\mathbf{X}_t, u_t) = \mathbf{0}$$

$$\text{cov}(Y_{t-1}, u_t) = 0$$

- Segunda condição requer, no geral, que  $\mathbf{X}_t$  não exerça efeito futuro sobre  $u_t$ , e que os  $u_t$  sejam imprevisíveis com base em seu passado, isto é:

$$\text{cov}(\mathbf{X}_s, u_t) = \mathbf{0}, \quad \forall s \leq t$$

$$\text{cov}(u_t, u_s) = 0, \quad \forall t, s$$



# REFERÊNCIAS I



Sims, Christopher A., James H. Stock e Mark W. Watson (1990).  
“Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots”. Em:  
*Econometrica* 58.1, pp. 113–144. ISSN: 00129682, 14680262. URL:  
<http://www.jstor.org/stable/2938337> (acesso em 15/05/2024).