Esta aula

Plano

- Inclusão de Variáveis Irrelevantes
- Omissão de Variáveis Relevantes
- Revisão: Formas Funcionais
- Testes de Especificação Funcional
- Variáveis Proxy

Bibliografia

 Wooldridge, J. M. Introductory Econometrics: A modern Approach, 6th Ed.

Inclusão de Variáveis Irrelevantes

Variáveis Irrelevantes

Considere o seguinte modelo populacional:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u,$$

 $\mathsf{Com} \ \beta_3 = 0$

> Se estimarmos os parâmetros, obtemos:

$$\hat{y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \hat{\beta}_3 x_3$$

Essas são estimativas não-enviesadas dos verdadeiros parâmetros populacionais.

Variáveis Irrelevantes

Porém lembre-se que:

$$Var(\hat{\beta}_{j}) = \frac{\sigma^{2}}{SST_{j}(1-R_{j}^{2})}$$

Dessa forma, se a variável irrelevante for correlacionada com as demais variáveis explicativas do modelo, aumentará a variância ou imprecisão na estimação dos parâmetros. Os testes de hipótese tenderão a rejeitar a significância de parâmetros relevantes com maior probabilidade.

Considere o seguinte modelo populacional:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

> Porém, por falta de conhecimento ou de dados, estima-se:

$$\tilde{y} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 x_1$$

Obtemos uma estimativa não-enviesada do impacto de x1 em y?

A seguinte relação se verifica:

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}}_1 = \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 + \hat{\boldsymbol{\beta}}_2 \tilde{\boldsymbol{\delta}}_1$$

- Em que delta1 é o impacto de x1 em x2 em uma regressão de x2 contra x1
- Portanto, tem-se:

$$\begin{split} \mathrm{E}(\tilde{\beta}_1) &= \mathrm{E}(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \tilde{\delta}_1) = \mathrm{E}(\hat{\beta}_1) + \mathrm{E}(\hat{\beta}_2) \tilde{\delta}_1 \\ &= \beta_1 + \beta_2 \tilde{\delta}_1, \end{split}$$

 \succ E o Viés é dado por: Bias $(\tilde{\beta}_1) = E(\tilde{\beta}_1) - \beta_1 = \beta_2 \tilde{\delta}_1$.

TABLE 3.2 Summary of Bias in $\tilde{\beta}_1$ when x_2 Is Omitted in Estimating Eqution (3.40)			
	$Corr(x_1, x_2) > 0$	$Corr(x_1, x_2) < 0$	
$\beta_2 > 0$	Positive bias	Negative bias	
$\beta_2 < 0$	Negative bias	Positive bias	

Caso Geral - Considere o seguinte modelo populacional:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + u$$

> Porém, por falta de conhecimento ou de dados, estima-se:

$$\tilde{y} = \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 x_1 + \tilde{\beta}_2 x_2.$$

Obtemos uma estimativa não-enviesada do impacto de x1 em y?

Se x1 e x2 não forem correlacionadas, tem-se:

$$E(\tilde{\beta}_{1}) = \beta_{1} + \beta_{3} \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_{i1} - \overline{x}_{1}) x_{i3}}{\sum_{i=1}^{n} (x_{i1} - \overline{x}_{1})^{2}}$$

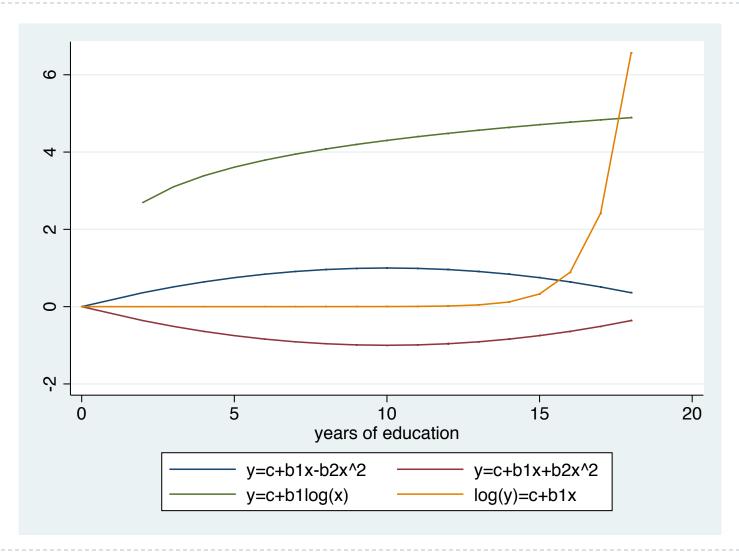
Revisão: Formas Funcionais

Até agora, consideramos o modelo linear:

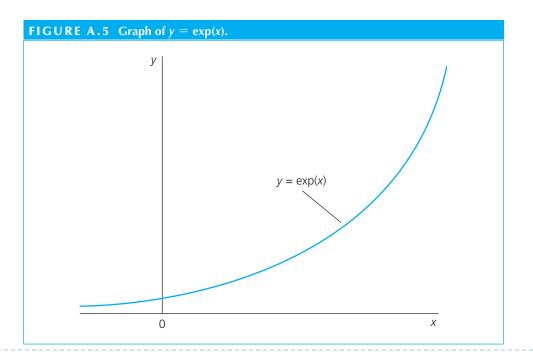
$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u$$

• Esse modelo preve um impacto constante β_1 , também chamado de efeito marginal de x em y, que independe do valor inicial de x: $\Delta y = \beta_1 \Delta x$

em y



• É comum fazer-se a regressão de log(y) contra x. A interpretação do modelo faz mais sentido para muitos problemas em ciências sociais. Em nosso exemplo anterior, teríamos: $log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + u_1$



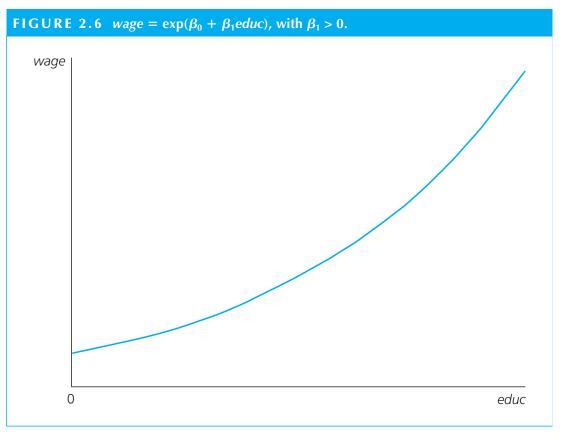
• Utilizando cálculo, é possível demonstrar que: $\log(x_1) - \log(x_0) \approx (x_1 - x_0)/x_0 = \Delta x/x_0$

• Em
$$\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + u_1$$

, multiplicando-se por 100 tem-se:

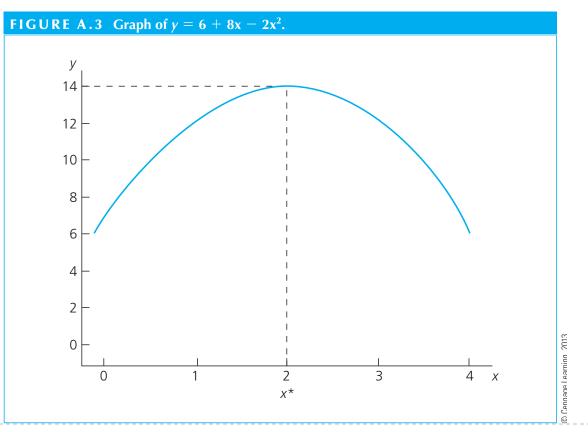
 $\% \Delta wage \approx (100 \cdot \beta_1) \Delta educ.$

• Nesse caso, tem-se: $\% \Delta wage \approx (100 \cdot \beta_1) \Delta educ.$



Função quadrática:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2,$$



Portanto, em

$$\log(y) = \beta_0 + \beta_1 \log(x)$$

 $\beta_1 = \partial \log(y) / \partial \log(x)$, sendo aproximadamente a

elasticidade de y com relação x

 Elasticidade de y com relação a x é definida pela variação percentual de y dividida pela variação percentual de x:

$$\frac{\Delta y}{\Delta x} \cdot \frac{x}{y} = \frac{\% \Delta y}{\% \Delta x}$$

• (Cálculo) A elasticidade pode ser aproximada por: $\Delta \log(y) / \Delta \log(x)$

Nesse caso, tem-se:

TABLE 2.3 Summary of Functional Forms Involving Logarithms				
Model	Dependent Variable	Independent Variable	Interpretation of β_1	
Level-level	У	X	$\Delta y = \beta_1 \Delta x$	
Level-log	У	$\log(x)$	$\Delta y = (\beta_1 / 100) \% \Delta x$	
Log-level	$\log(y)$	X	$\% \Delta y = (100\beta_1) \Delta x$	
Log-log	$\log(y)$	$\log(x)$	$\% \Delta y = \beta_1 \% \Delta x$	

- Regression Especification Error Test (RESET) Ramsey's (1969)
- Considere o seguinte modelo sob H0:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u$$

 Queremos testar se o quadrado das variáveis explicativas e produtos cruzados deveriam ser incluídos no modelo.
 Considere o seguinte modelo alternativo, sob H1:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \delta_1 \hat{y}^2 + \delta_2 \hat{y}^3 + error.$$

Ramsey's (1969) RESET consiste no teste F de H1 contra H0:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$$

 $H_1: H_0 n \tilde{a} o e verdadeira$

Considerar o valor critíco considerando-se a distribuição

*F*_{2,*n*-*k*-1-2}

Teste de Hipótese

- As etapas do teste são:
- I. Escrever as hipóteses alternativas e nulas
- 2. Escolher o nível de significância do teste α
- 3. Calcular a estatística F, conhecida como a estatística do teste
- 4. Encontrar o **valor crítico** do teste F^{*,}
- 5. Decidir: Se o valor de F for maior do que o de F^{*}, rejeitar H₀ com um nível de confiança de $1-\alpha$

Testes de Nonnested Models
Considere o seguinte modelo sob H0:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

> Considere agora o seguinte modelo alternativo, sob H1:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \log(x_1) + \beta_2 \log(x_2) + u,$$

Uma possibilidade seria agrugar todas as variáveis em um único modelo:

$$y = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \gamma_3 \log(x_1) + \gamma_4 \log(x_2) + u.$$

Mizon e Richard (1968) Test consite no teste F:

 $\mathsf{H}_0: \gamma_3 = \gamma_4 = 0$

H₁: *H*₀ não é verdadeira

Se trocarmos o modelo sob H0 pelo modelo sob H1, poderíamos teríamos as hipóteses:

 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ $H_1: H_0 n \tilde{a} o e verdadeira$

Considere novamente o seguinte modelo sob H0:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + u$$

E o seguinte modelo alternativo, sob H1:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \log(x_1) + \beta_2 \log(x_2) + u,$$

> Tome os valores estimados $\hat{\mathscr{Y}}$ sob H1. Davidson e MacKinnon propuseram o seguinte teste t nessa variável:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \theta_1 \hat{\hat{y}} + error.$$

 $H_0: \theta_1 = 0$ $H_1: H_0 n \tilde{a} o e verda de ira$ > Suponha que o modelo populacional seja:

 $\log(wage) = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exper + \beta_3 abil + u.$

Sendo ability sendo não-observável

De uma forma geral, considere o seguinte modelo populacional:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3^* + u.$$

Sendo x_3^* não-observável.

Se x_3^* puder ser escrita como uma função da variável x_3 : $x_3^* = \delta_0 + \delta_3 x_3 + v_3$

E substituindo-se dentro do modelo populacional, obtemse:

$$y = (\beta_0 + \beta_3 \delta_0) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 \delta_3 x_3 + u + \beta_3 v_3.$$

Ou, reescrevendo-se:

$$y = \alpha_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \alpha_3 x_3 + e_1$$

Se x_3^* for uma função de todas as variáveis explicativas, tem-se:

$$x_3^* = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \delta_3 x_3 + v_3$$

Nesse caso, substituindo-se dentro do modelo populacional, obtém-se:

$$y = (\beta_0 + \beta_3 \delta_0) + (\beta_1 + \beta_3 \delta_1) x_1 + (\beta_2 + \beta_3 \delta_2) x_2 + \beta_3 \delta_3 x_3 + u + \beta_3 v_3,$$

Variável Proxy

Em trabalhos empíricos, é comum utilizar-se a primeira defasagem da variável dependente como variável proxy:

 $crime = \beta_0 + \beta_1 unem + \beta_2 expend + \beta_3 crime_{-1} + u$,

Obrigada!