

# **AULAS 18 E 19**

# **Análise de regressão múltipla: inferência**

**Ernesto F. L. Amaral**

**14 e 16 de maio de 2013**  
**Avaliação de Políticas Públicas (DCP 046)**

**Fonte:**

**Wooldridge, Jeffrey M. “Introdução à econometria: uma abordagem moderna”. São Paulo:  
Cengage Learning, 2008. pp.110-157 (capítulo 4).**

# TRANSFORMAÇÃO É QUESTÃO EMPÍRICA

- Os objetivos de realizar transformações de variáveis independentes e dependente são:
  - Alcançar distribuição normal da variável dependente.
  - Estabelecer correta relação entre variável dependente e independentes.
- Fazer uma transformação de salário, especialmente tomando o log, produz uma distribuição que está mais próxima da normal.
- Sempre que  $y$  assume apenas alguns valores, não podemos ter uma distribuição próxima de uma distribuição normal.
- “Essa é uma questão empírica.” (Wooldridge, 2008: 112)

# EXEMPLOS DE TRANSFORMAÇÕES

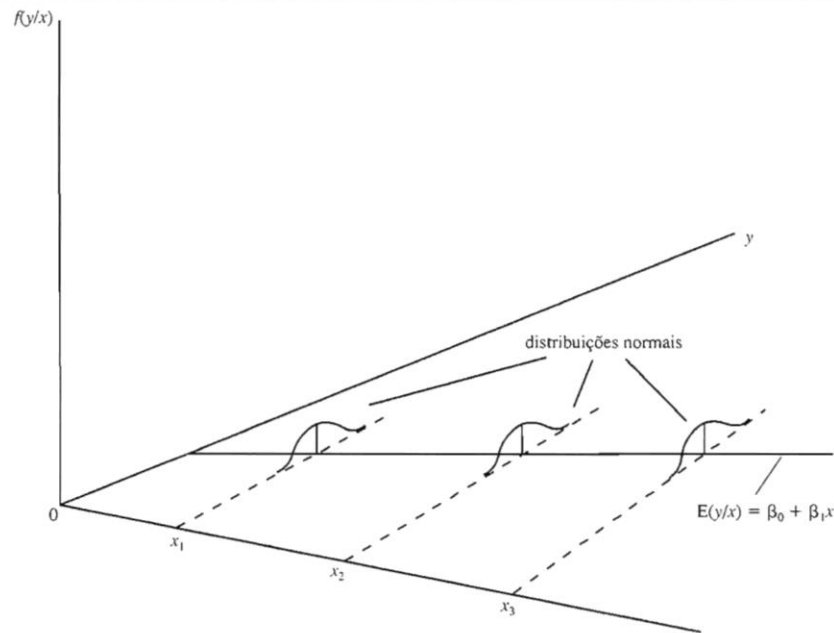
- **Variável dependente em alguns modelos:**
- Lineares (MQO): deve ter nível de mensuração de razão (contínua) e distribuição normal (logaritmo reduz concentração à esquerda de variáveis com valores positivos diferentes de zero).
- Logísticos e probit: variável dicotômica.
- Multinomiais: variável nominal com mais de duas categorias.
- Poisson: variável é contagem com concentração em zero.
- **Variável independente:**
- Se for contínua, deve ter distribuição normal (logaritmo).
- Se for contínua, também podemos calcular o quadrado ( $x^2$ ) e incluir junto com variável independente original ( $x$ ).
- Se for categórica, buscamos distribuição uniforme entre categorias, mas nem sempre é possível (categoria de referência geralmente possui vários casos).

# MODELO LINEAR CLÁSSICO

- As hipóteses BLUE, adicionadas à hipótese da normalidade (erro não-observado é normalmente distribuído na população), são conhecidas como hipóteses do modelo linear clássico (MLC).
- Distribuição normal homoscedástica com uma única variável explicativa:

Figura 4.1

A distribuição normal homoscedástica com uma única variável explicativa.



# TESTES DE HIPÓTESE

- Podemos fazer testes de hipóteses sobre um único parâmetro da função de regressão populacional.
- Os  $\beta_j$  são características desconhecidas da população.
- Na maioria das aplicações, nosso principal interesse é testar a hipótese nula ( $H_0: \beta_j = 0$ ).
- Como  $\beta_j$  mede o efeito parcial de  $x_j$  sobre o valor esperado de  $y$ , após controlar todas as outras variáveis independentes, a hipótese nula significa que, uma vez que  $x_1, x_2, \dots, x_k$  foram considerados,  $x_j$  não tem nenhum efeito sobre o valor esperado de  $y$ .
- O teste de hipótese na regressão múltipla é semelhante ao teste de hipótese para a média de uma população normal.
- É difícil obter os coeficientes, erros-padrão e valores críticos, mas os programas econométricos (nosso amigo Stata) calculam estas estimativas automaticamente.

## TESTE $t$

- A estatística  $t$  é a razão entre o coeficiente estimado ( $\beta_j$ ) e seu erro padrão:  $ep(\beta_j)$ .
- O erro padrão é sempre positivo, então a razão  $t$  sempre terá o mesmo sinal que o coeficiente estimado.
- Valor estimado de beta distante de zero é evidência contra a hipótese nula, mas devemos ponderar pelo erro amostral.
- Como o erro-padrão de  $\beta_j$  é uma estimativa do desvio-padrão de  $\beta_j$ , **o teste  $t$  mede quantos desvios-padrão estimados  $\beta_j$  está afastado de zero.**
- Isso é o mesmo que testar se a média de uma população é zero, usando a estatística  $t$  padrão.
- A regra de rejeição depende da hipótese alternativa e do nível de significância escolhido do teste.
- Sempre testamos hipótese sobre parâmetros populacionais, e não sobre estimativas de uma amostra particular.

## ***p*-VALORES DOS TESTES *t***

- Dado o valor observado da estatística  $t$ , qual é o menor nível de significância ao qual a hipótese nula seria rejeitada?
- Não há nível de significância “correto”.
- O  $p$ -valor é a probabilidade da hipótese nula ser verdadeira:
  - $p$ -valores pequenos são evidências contra hipótese nula.
  - $p$ -valores grandes fornecem pouca evidência contra  $H_0$ .
- Se  $\alpha$  é o nível de significância do teste, então  $H_0$  é rejeitada se  $p\text{-valor} < \alpha$ .
- $H_0$  não é rejeitada ao nível de  $100*\alpha\%$ .

# TESTE: HIPÓTESES ALTERNATIVAS UNILATERAIS

$$H_1: \beta_j > 0 \quad \text{OU} \quad H_1: \beta_j < 0$$

- Devemos decidir sobre um nível de significância (geralmente de 5%).
- Estamos dispostos a rejeitar erroneamente  $H_0$ , quando ela é verdadeira 5% das vezes.
- Um valor suficientemente grande de  $t$ , com um nível de significância de 5%, é o 95<sup>o</sup> percentil de uma distribuição  $t$  com  $n-k-1$  graus de liberdade (ponto  $c$ ).
- **Regra de rejeição** é que  $H_0$  é rejeitada em favor de  $H_1$ , se  $t > c$  ( $H_1: \beta_j > 0$ ) ou  $t < -c$  ( $H_1: \beta_j < 0$ ), em um nível específico.
- Quando os graus de liberdade da distribuição  $t$  ficam maiores, a distribuição  $t$  aproxima-se da distribuição normal padronizada.
- Para graus de liberdade maiores que 120, pode-se usar os valores críticos da distribuição normal padronizada.



# REGRA DE REJEIÇÃO DE $H_0$ (UNILATERAL)

Figura 4.2

Regra de rejeição a 5% para a hipótese alternativa  $H_1: \beta_j > 0$  com 28 gl.

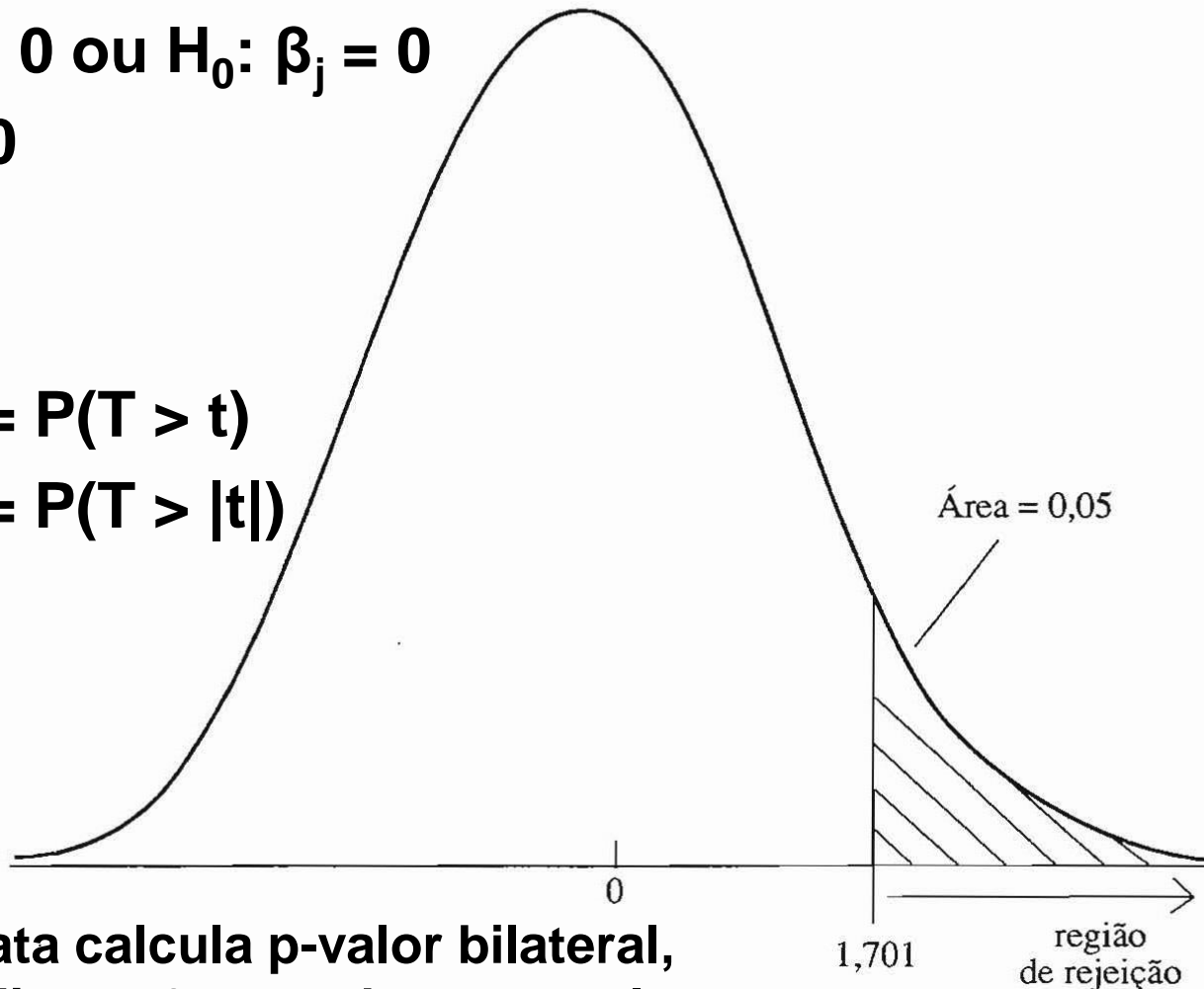
$$H_0: \beta_j \leq 0 \text{ ou } H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j > 0$$

$$t_{\beta_j} > c$$

$$\text{p-valor} = P(T > t)$$

$$\text{p-valor} = P(T > |t|)$$



Como Stata calcula p-valor bilateral, é só dividir por 2 para obter o p-valor unilateral.

# REGRA DE REJEIÇÃO DE $H_0$ (UNILATERAL)

Figura 4.3

Regra de rejeição a 5% para a hipótese alternativa  $H_1: (\beta_j) < 0$ , com 18 gl.

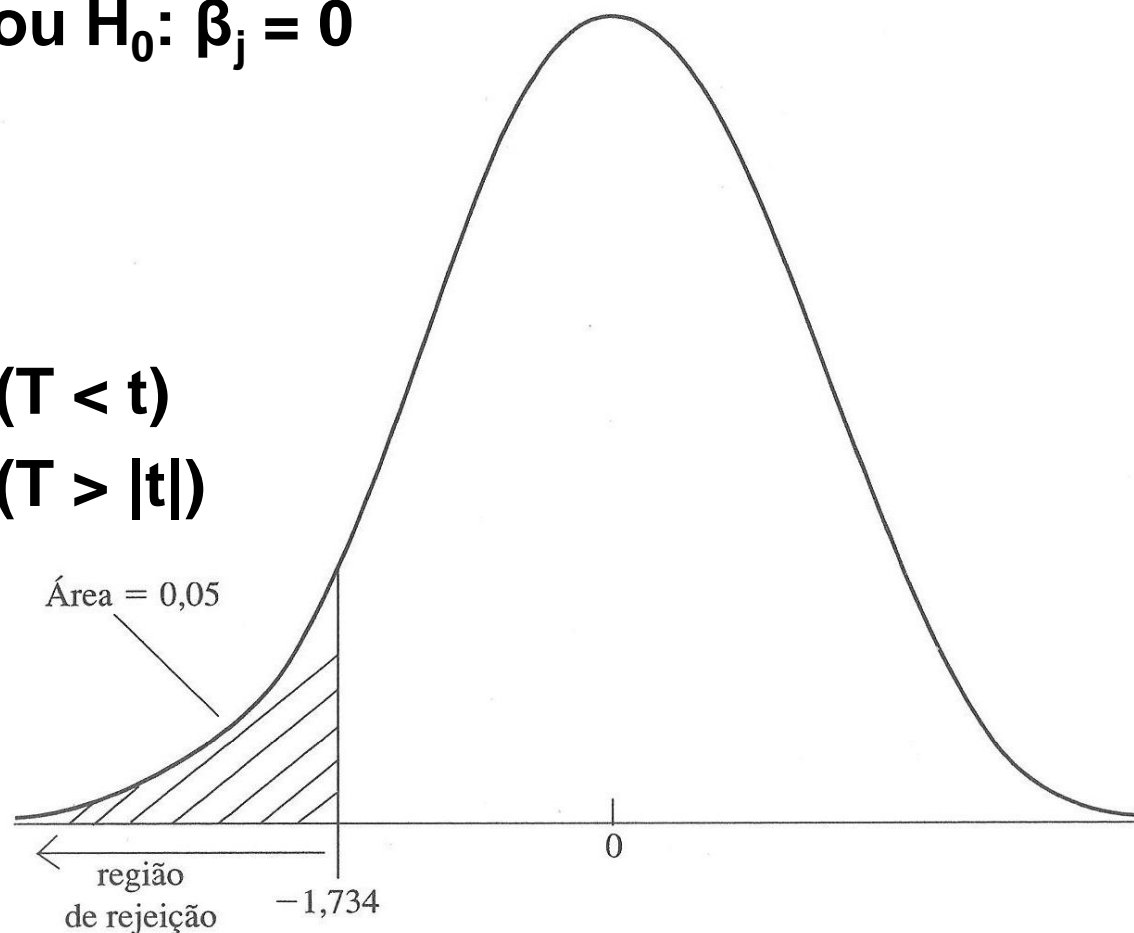
$$H_0: \beta_j \geq 0 \text{ ou } H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j < 0$$

$$t_{\beta_j} < -c$$

$$\text{p-valor} = P(T < t)$$

$$\text{p-valor} = P(T > |t|)$$



Como Stata calcula p-valor bilateral, é só dividir por 2 para obter o p-valor unilateral.

# TESTE: HIPÓTESES ALTERNATIVAS BILATERAIS

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

- Essa hipótese é relevante quando o sinal de  $\beta_j$  não é bem determinado pela teoria.
- Usar as estimativas da regressão para nos ajudar a formular as hipóteses nula e alternativa não é permitido, porque a inferência estatística clássica pressupõe que formulamos as hipóteses nula e alternativa sobre a população antes de olhar os dados.
- Quando a alternativa é bilateral, estamos interessados no valor absoluto da estatística  $t$ .  $|t| > c$ .
- Para um nível de significância de 5% e em um teste bicaudal,  $c$  é escolhido de forma que a área em cada cauda da distribuição  $t$  seja igual a 2,5%.
- Se  $H_0$  é rejeitada,  $x_j$  é estatisticamente significativa (ou estatisticamente diferente de zero) ao nível de 5%.

# REGRA DE REJEIÇÃO DE $H_0$ (BILATERAL)

Figura 4.4

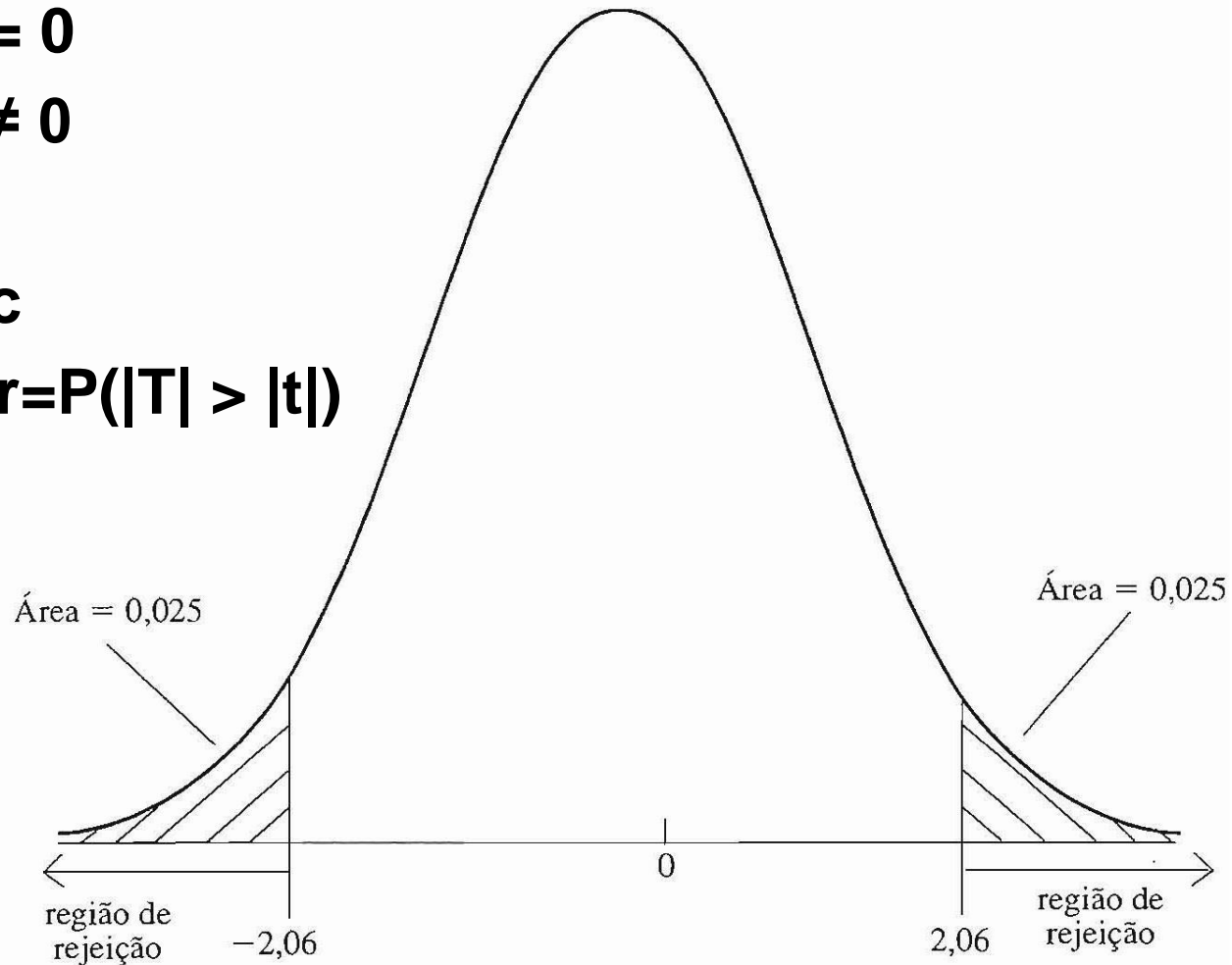
Regra de rejeição a 5% para a hipótese alternativa  $H_1: \beta_j \neq 0$  com 25 gl.

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

$$|t_{\beta_j}| > c$$

$$\text{p-valor} = P(|T| > |t|)$$



# EXEMPLO DE NÃO-REJEIÇÃO DE $H_0$ (BILATERAL)

Figura 4.6

Obtendo o  $p$ -valor contra uma alternativa bilateral, quando  $t = 1,85$  e  $gl = 40$ .

**p-valor**

$$= P(|T| > |t|)$$

$$= P(|T| > 1,85)$$

$$= 2P(T > 1,85)$$

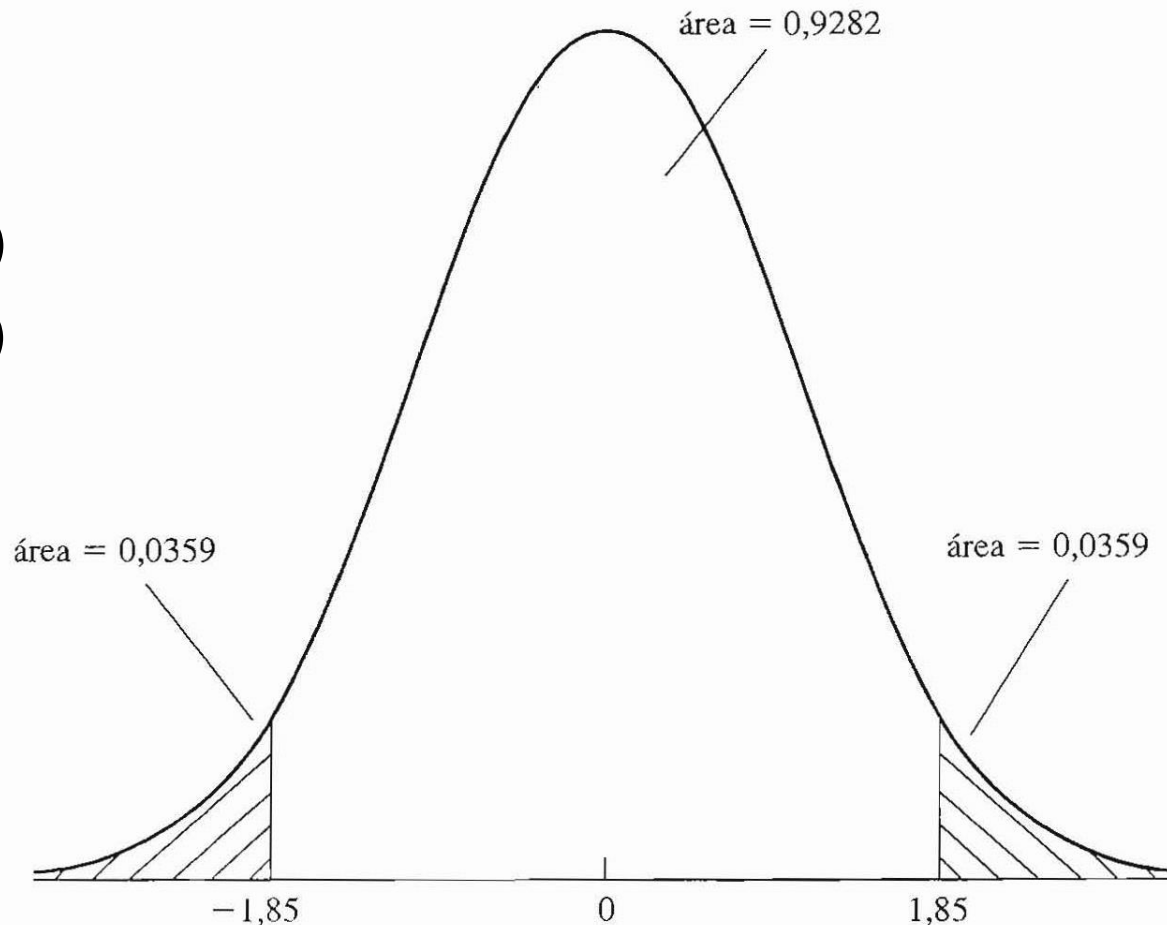
$$= 2(0,0359)$$

$$= 0,0718$$

**p-valor  $> \alpha$**

$$0,0718 > 0,05$$

**$H_0 : \beta_j = 0$  não é rejeitada**



## TESTES DE OUTRAS HIPÓTESES SOBRE $\beta_j$

- Poderíamos supor que uma variável dependente (log do número de crimes) necessariamente será relacionada positivamente com uma variável independente (log do número de estudantes matriculados na universidade).
- A hipótese alternativa testará se o aumento de 1% nas matrículas aumentará o crime em mais de 1%:

$$H_0: \beta_j = 1$$

$$H_1: \beta_j > 1$$

- $t = (\text{estimativa} - \text{valor hipotético}) / (\text{erro-padrão})$
- Neste exemplo,  $t = (\beta_j - 1) / \text{ep}(\beta_j)$
- Observe que adicionar 1 na hipótese nula, significa subtrair 1 no teste  $t$ .
- Rejeitamos  $H_0$  se  $t > c$ , em que  $c$  é o valor crítico unilateral.

# DECISÃO SOBRE HIPÓTESES

Hipóteses	$p < \alpha$	$p > \alpha$
Hipótese nula ( $H_0$ )	Rejeita	Não rejeita
Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Aceita	Não aceita

- *p-valor*: probabilidade de não rejeitar a hipótese nula.
- $\alpha$ : nível de significância adotado (ex.: 0,10, 0,05, 0,01). É o complementar do nível de confiança (ex.: 90%, 95%, 99%).
- Como Stata calcula *p-valor* bilateral, é só dividir este valor por 2 para obter o *p-valor* unilateral.

## ERROS TIPO I E TIPO II

- Ao testar  $H_0$ , chegamos a uma conclusão de rejeitá-la ou de deixar de rejeitá-la.
- Tais conclusões podem estar corretas ou erradas.

		Estado verdadeiro da natureza	
		A hipótese nula é verdadeira	A hipótese nula é falsa
Decisão	Decidimos rejeitar a hipótese nula.	Erro tipo I (rejeitar uma hipótese nula verdadeira) $\alpha$	Decisão Correta
	Deixamos de rejeitar a hipótese nula	Decisão Correta	Erro tipo II (deixar de rejeitar uma hipótese nula falsa) $\beta$

- $\alpha$ : probabilidade de erro tipo I (probabilidade de rejeitar hipótese nula quando ela é verdadeira).
- $\beta$ : probabilidade de erro tipo II (probabilidade de deixar de rejeitar hipótese nula quando ela é falsa).



## INTERVALOS DE CONFIANÇA

- Os intervalos de confiança (IC), ou estimativas de intervalo, permitem avaliar uma extensão dos valores prováveis do parâmetro populacional, e não somente estimativa pontual:
  - Valor inferior:  $\beta_j - c \cdot ep(\beta_j)$
  - Valor superior:  $\beta_j + c \cdot ep(\beta_j)$
- A constante  $c$  é o 97,5º percentil de uma distribuição  $t_{n-k-1}$ .
- Quando  $n-k-1 > 120$ , podemos usar a distribuição normal para construir um IC de 95% ( $c=1,96$ ).
- Se amostras aleatórias fossem repetidas, então valor populacional estaria dentro do IC em 95% das amostras.
- Esperamos ter uma amostra que seja uma das 95% de todas amostras em que estimativa de intervalo contém beta.
- Se a hipótese nula for  $H_0: \beta_j = a_j$ ,  $H_0$  é rejeitada contra  $H_1: \beta_j \neq a_j$ , ao nível de significância de 5%, se  $a_j$  não está no IC.

# SIGNIFICÂNCIA ECONÔMICA X ESTATÍSTICA

- É importante levar em consideração a magnitude das estimativas dos coeficientes, além do tamanho das estatísticas  $t$ .
- A **significância estatística** de uma variável  $x_j$  é determinada completamente pelo tamanho do teste  $t$ .
- A **significância econômica** (ou significância prática) da variável está relacionada ao tamanho e sinal do coeficiente beta estimado.
- Colocar muita ênfase sobre a significância estatística pode levar à conclusão falsa de que uma variável é importante para explicar  $y$  embora seu efeito estimado seja moderado.
- Com amostras grandes, os erros-padrão são pequenos, o que resulta em significância estatística.
- Erros-padrão grandes podem ocorrer por alta correlação entre variáveis independentes (multicolinearidade).

## DISCUTINDO AS SIGNIFICÂNCIAS

- Verifique a **significância econômica**, lembrando que as unidades das variáveis independentes e dependente mudam a interpretação dos coeficientes beta.
- Verifique a **significância estatística**, a partir do teste  $t$  de cada variável.
- Se: (1) sinal esperado e (2) teste  $t$  grande, a variável é **significante economicamente e estatisticamente**.
- Se: (1) sinal esperado e (2) teste  $t$  pequeno, podemos aceitar  $p$ -valor maior, quando amostra é pequena (mas é arriscado, pois pode ser problema no desenho amostral).
- Se: (1) sinal não esperado e (2) teste  $t$  pequeno, variável **não significativa economicamente e estatisticamente**.
- Se: (1) sinal não esperado e (2) teste  $t$  grande, é problema sério em variáveis importantes (falta incluir variáveis ou há problema nos dados).

# DESCRIÇÃO DOS RESULTADOS DA REGRESSÃO

- Informar os **coeficientes** estimados de MQO (betas).
- Interpretar **significância econômica** (prática) dos coeficientes das variáveis fundamentais, levando em consideração as unidades de medida.
- Interpretar **significância estatística**, ao incluir erros-padrão entre parênteses abaixo dos coeficientes (ou estatísticas  $t$ , ou  $p$ -valores, ou asteriscos).
  - Erro padrão é preferível, pois podemos: (1) testar hipótese nula quando parâmetro populacional não é zero; (2) calcular intervalos de confiança.
- Informar o **R-quadrado**: (1) grau de ajuste; (2) cálculo de  $F$ .
- **Número de observações** usado na estimação ( $n$ ).
- Apresentar resultados em **equações** ou **tabelas** (indicar variável dependente, além de independentes na 1ª coluna).
- Mostrar **SQR** e **erro-padrão** (Root MRE), mas não é crucial.

# EXEMPLOS COM PNAD DE MINAS GERAIS DE 2007

- O banco de dados de pessoas possui informações de:
  - Anos de escolaridade (anest).
  - Idade (idpia).
  - Idade ao quadrado (idquad).
  - Raça preta/parda (negra), em comparação com branca.
  - Sexo (mulher).
  - Rendimento no trabalho principal (renpri).
  - Logaritmo do rendimento no trabalho principal (lnrenpri).

# EXEMPLO 1: PNAD DE MINAS GERAIS DE 2007

– Variável dependente: rendimento em reais

```
. reg renpri idpia idquad anest negra mulher [aweight=v4729]
(sum of wgt is 8,4198e+06)
```

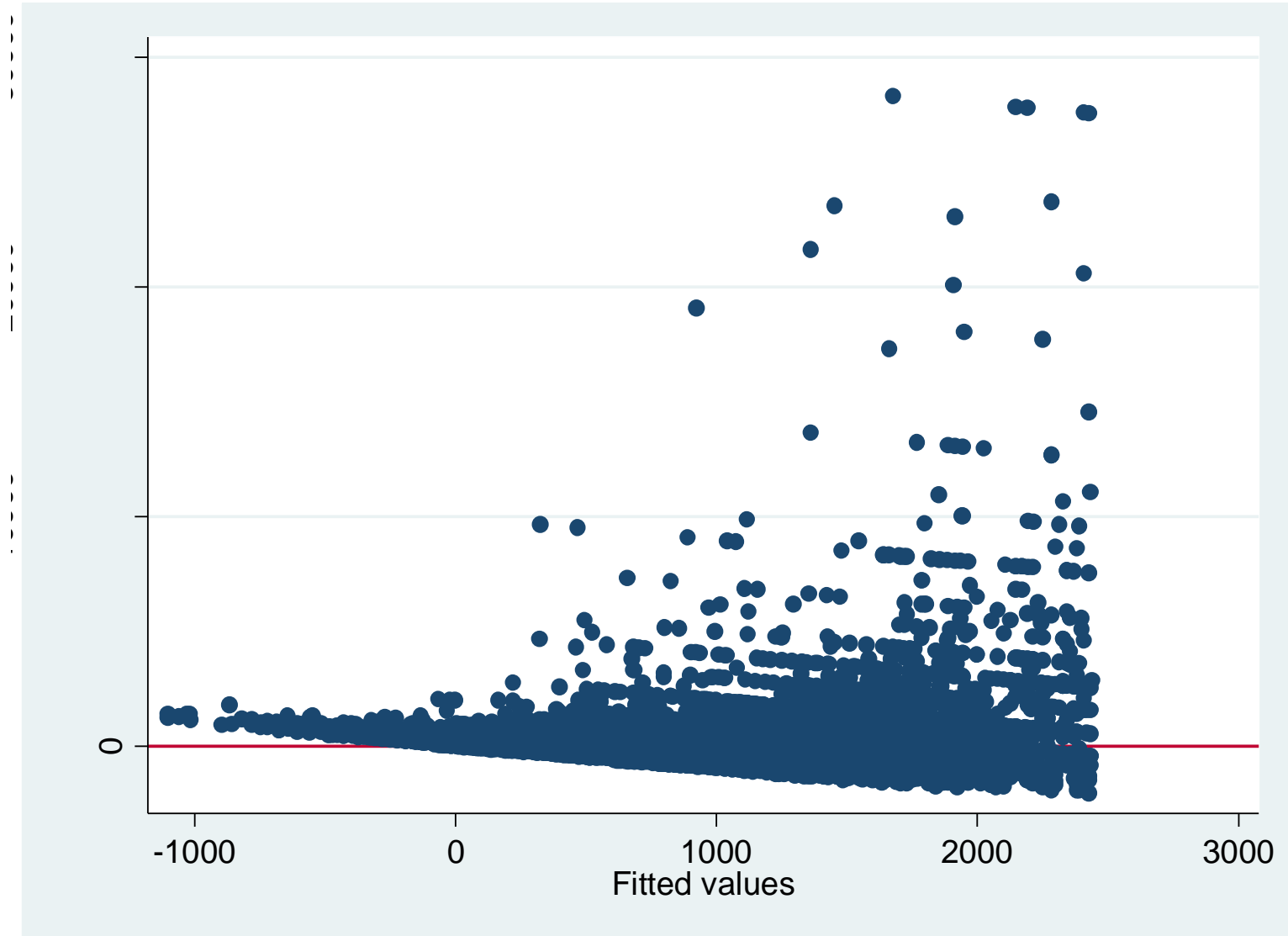
Source	SS	df	MS			
Model	4,8305e+09	5	966097989	Number of obs =	15620	
Residual	2,0178e+10	15614	1292306,36	F( 5, 15614) =	747,58	
Total	2,5009e+10	15619	1601162,78	Prob > F =	0,0000	
				R-squared =	0,1932	
				Adj R-squared =	0,1929	
				Root MSE =	1136,8	

renpri	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
idpia	56,91032	4,607963	12,35	0,000	47,87817	65,94246
idquad	-,402666	,0601803	-6,69	0,000	-,5206263	-,2847056
anest	117,3971	2,375815	49,41	0,000	112,7402	122,0539
negra	-176,1501	18,78247	-9,38	0,000	-212,966	-139,3343
mulher	-461,3267	18,80184	-24,54	0,000	-498,1805	-424,473
_cons	-1315,827	86,21179	-15,26	0,000	-1484,812	-1146,841

# EXEMPLO 1: PNAD DE MINAS GERAIS DE 2007

– Resíduos por rendimento predito em reais:



## EXEMPLO 2: PNAD DE MINAS GERAIS DE 2007

– Variável dependente: logaritmo do rendimento

```
. reg lnrenpri idpia idquad anest negra mulher [aweight=v4729]
(sum of wgt is      8,4198e+06)
```

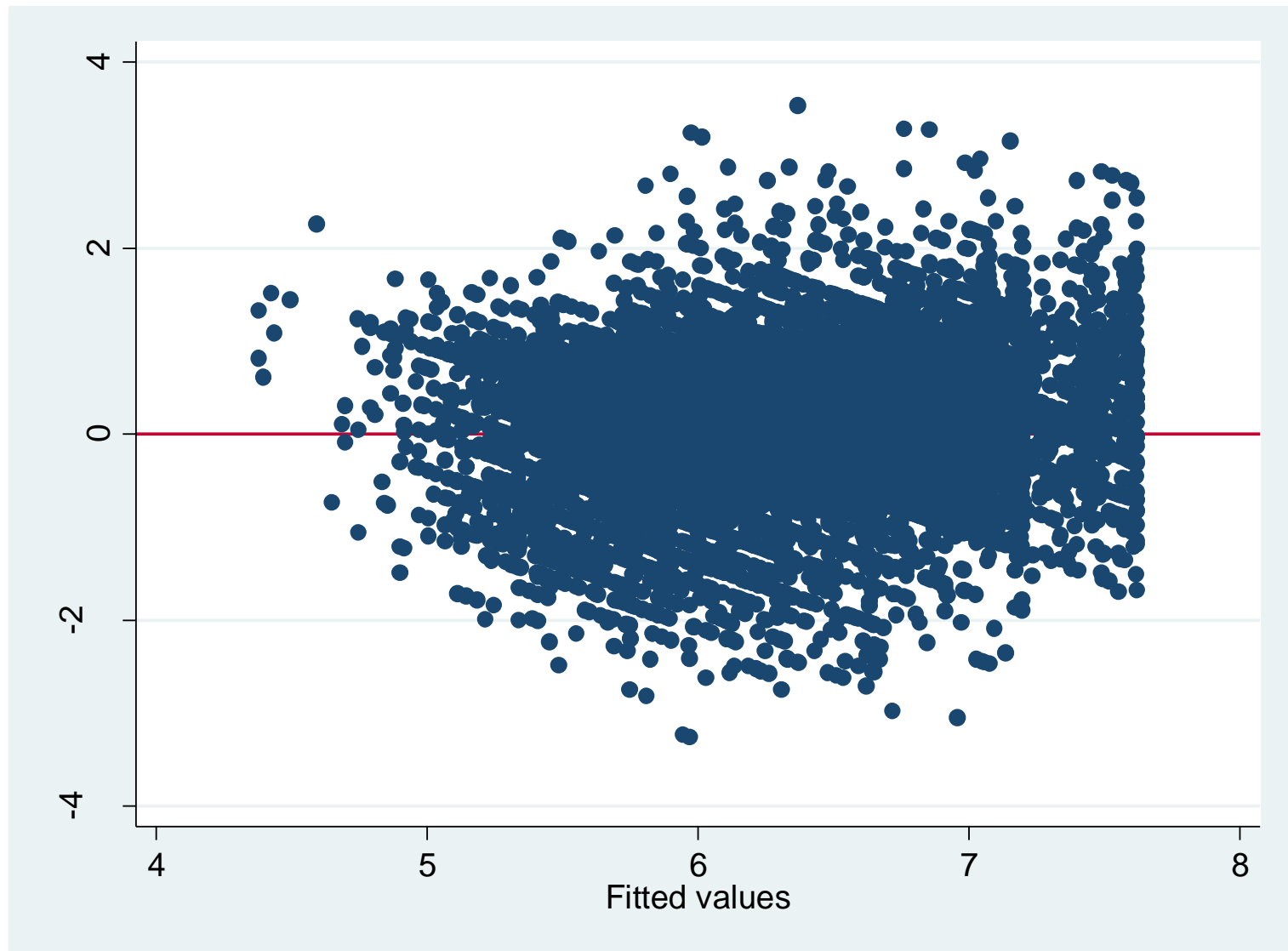
Source	SS	df	MS	
Model	4332,2922	5	866,458439	Number of obs = 15620
Residual	6807,29008	15614	,43597349	F( 5, 15614) = 1987,41
Total	11139,5823	15619	,713207137	Prob > F = 0,0000
				R-squared = 0,3889
				Adj R-squared = 0,3887
				Root MSE = ,66028

lnrenpri	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
idpia	,088968	,0026764	33,24	0,000	,0837219	,0942141
idquad	-,0008933	,000035	-25,56	0,000	-,0009618	-,0008248
anest	,1067622	,0013799	77,37	0,000	,1040573	,109467
negra	-,1368042	,0109094	-12,54	0,000	-,1581878	-,1154205
mulher	-,5440937	,0109206	-49,82	0,000	-,5654994	-,522688
_cons	3,805854	,0500742	76,00	0,000	3,707703	3,904005



## EXEMPLO 2: PNAD DE MINAS GERAIS DE 2007

– Resíduos por logaritmo do rendimento predito:



## Coeficientes estimados por modelos de mínimos quadrados ordinários para explicação do logaritmo do rendimento no trabalho principal (variável dependente), Minas Gerais, 2007.

Variáveis independentes	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	4,5830*** (0,0590)	3,6660*** (0,0532)	3,7810*** (0,0539)	3,8060*** (0,0501)
Idade	0,0858*** (0,0033)	0,0831*** (0,0029)	0,0832*** (0,0029)	0,0890*** (0,0027)
Idade ao quadrado	-0,0010*** (4,31e-05)	-0,0008*** (3,78e-05)	-0,0008*** (3,76e-05)	-0,0009*** (3,50e-05)
Anos de escolaridade		0,0996*** (0,0014)	0,0956*** (0,0015)	0,1070*** (0,0014)
Cor/raça				
Branca			ref.	ref.
Negra (preta e parda)			-0,1360*** (0,0117)	-0,1370*** (0,0109)
Sexo				
Homem				ref.
Mulher				-0,5440*** (0,0109)
R <sup>2</sup>	0,0643	0,2860	0,2920	0,3890
R <sup>2</sup> ajustado	0,0640	0,2850	0,2920	0,3890
Observações	15.620	15.620	15.620	15.620

Obs.: Erros padrão em parênteses.

\* Significativo ao nível de confiança de 90%; \*\* Significativo ao nível de confiança de 95%; \*\*\* Significativo ao nível de confiança de 99%.

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007.

## TESTE *F*: TESTE DE RESTRIÇÕES DE EXCLUSÃO

- Testar se um grupo de variáveis não tem efeito sobre a variável dependente.
- A hipótese nula é que um conjunto de variáveis não tem efeito sobre  $y$  ( $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_5$ , por exemplo), já que outro conjunto de variáveis foi controlado ( $\beta_1$  e  $\beta_2$ , por exemplo).
- Esse é um exemplo de restrições múltiplas.
- $H_0: \beta_3=0, \beta_4=0, \beta_5=0$ .
- $H_1: H_0$  não é verdadeira.
- Quando pelo menos um dos betas for diferente de zero, rejeitamos a hipótese nula.

## ESTATÍSTICA $F$ (OU RAZÃO $F$ )

- Precisamos saber o quanto SQR aumenta, quando retiramos as variáveis que estamos testando.
- Modelo restrito terá  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  e  $\beta_2$ .
- Modelo irrestrito terá  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_5$ .
- A estatística  $F$  é definida como:

$$F \equiv \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/q}{SQR_{ir}/(n - k - 1)}$$

- $SQR_r$  é a soma dos resíduos quadrados do modelo restrito.
- $SQR_{ir}$  é a soma dos resíduos quadrados do modelo irrestrito.
- $q$  é o número de variáveis independentes retiradas (neste caso temos três:  $\beta_3$ ,  $\beta_4$  e  $\beta_5$ ), ou seja,  $q = gl_r - gl_{ir}$ .

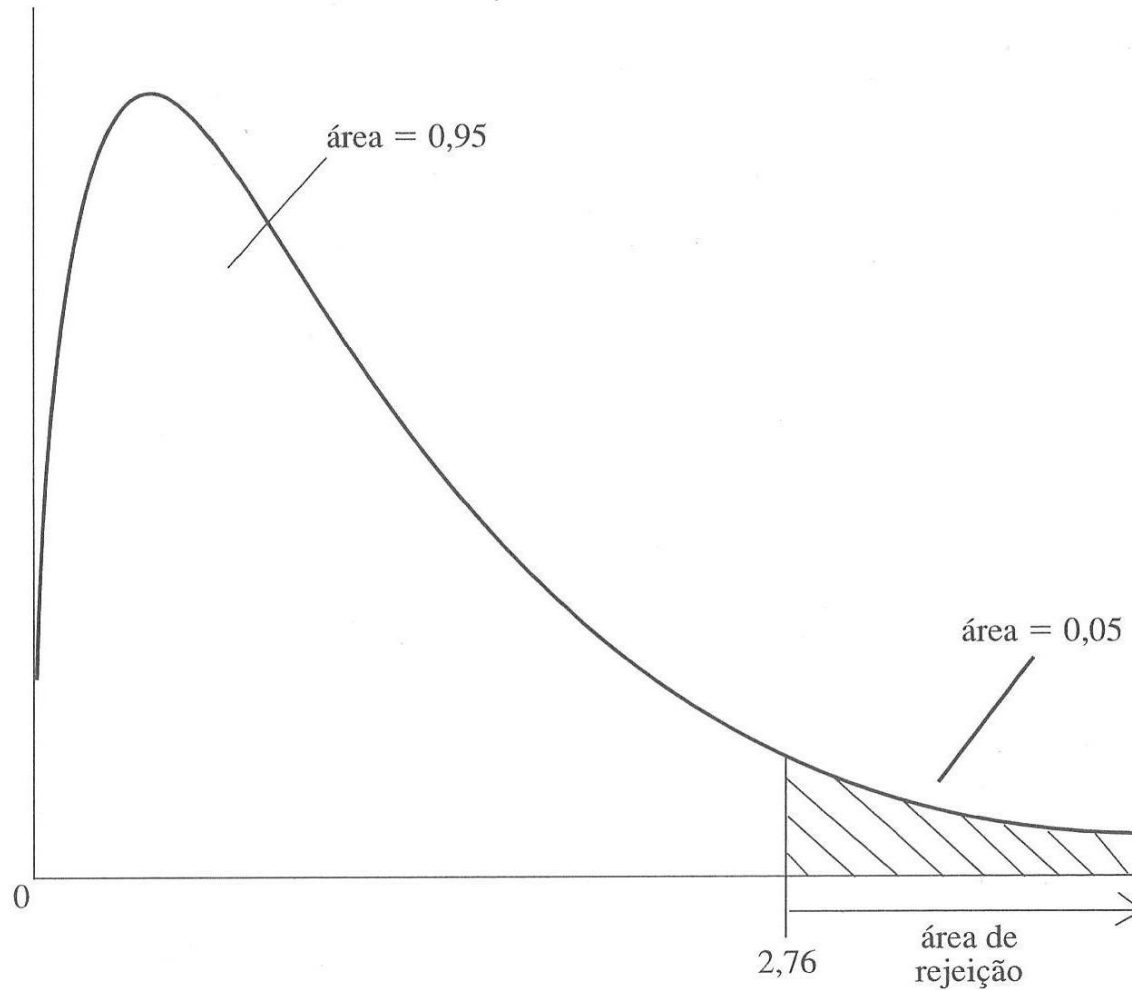
## REGRAS DE REJEIÇÃO DE $F$

- O valor crítico ( $c$ ) depende de:
  - Nível de significância (10%, 5% ou 1%, por exemplo).
  - Graus de liberdade do numerador ( $q = gl_r - gl_{ir}$ ).
  - Graus de liberdade do denominador ( $n - k - 1$ ).
  - Quando os  $gl$  do denominador chegam a 120, a distribuição  $F$  não é mais sensível a eles (usar  $gl = \infty$ ).
- Uma vez obtido  $c$ , rejeitamos  $H_0$ , em favor de  $H_1$ , ao nível de significância escolhido se:  $F > c$ .
- Se  $H_0$  ( $\beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0$ ) é rejeitada,  $\beta_3, \beta_4$  e  $\beta_5$  são **estatisticamente significantes conjuntamente**.
- Se  $H_0$  ( $\beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0$ ) não é rejeitada,  $\beta_3, \beta_4$  e  $\beta_5$  são **conjuntamente não significantes**.

# CURVA DA DISTRIBUIÇÃO F

Figura 4.7

O valor crítico de 5% e a região de rejeição em uma distribuição  $F_{3,60}$ .



## RELAÇÃO ENTRE ESTATÍSTICAS $F$ E $t$

- A estatística  $F$  para testar a exclusão de uma única variável é igual ao quadrado da estatística  $t$  correspondente.
- As duas abordagens levam ao mesmo resultado, desde que a hipótese alternativa seja bilateral.
- A estatística  $t$  é mais flexível para testar uma única hipótese, porque pode ser usada para testar alternativas unilaterais.
- As estatísticas  $t$  são mais fáceis de serem obtidas do que o teste  $F$ .

## FORMA R-QUADRADO DA ESTATÍSTICA $F$

- O teste  $F$  pode ser calculado usando os R-quadrados dos modelos resitrito e irrestrito.
- É mais fácil utilizar números entre zero e um ( $R^2$ ) do que números que podem ser muito grandes (SQR).
- Como  $SQR_r = SQT(1 - R_r^2)$ ,  $SQR_{ir} = SQT(1 - R_{ir}^2)$  e:

$$F \equiv \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/q}{SQR_{ir}/(n - k - 1)}$$

- ... os termos SQT são cancelados:

$$F \equiv \frac{(R_{ir}^2 - R_r^2)/q}{(1 - R_{ir}^2)/(n - k - 1)}$$



# CÁLCULO DOS $p$ -VALORES PARA TESTES $F$

$$p\text{-valor} = P(\mathcal{F} > F)$$

- O  $p$ -valor é a probabilidade de observarmos um valor de  $F$  pelo menos tão grande ( $\mathcal{F}$ ) quanto aquele valor real que encontramos ( $F$ ), dado que a hipótese nula é verdadeira.
- **Um  $p$ -valor pequeno é evidência para rejeitar  $H_0$** , porque a probabilidade de observarmos um valor de  $F$  tão grande quanto aquele para o qual a hipótese nula é verdadeira é muito baixa.
- **Um  $p$ -valor alto é evidência para NÃO rejeitar  $H_0$** , porque a probabilidade de observarmos um valor de  $F$  tão grande quanto aquele para o qual a hipótese nula é verdadeira é muito alta.

# TESTE $F$ PARA SIGNIFICÂNCIA GERAL DA REGRESSÃO

- No modelo com  $k$  variáveis independentes, podemos escrever a hipótese nula como:
  - $H_0$ :  $x_1, x_2, \dots, x_k$  não ajudam a explicar  $y$ .
  - $H_0$ :  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ .
- Modelo restrito:  $y = \beta_0 + u$ .
- Modelo irrestrito:  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u$ .
- Número de variáveis independentes retiradas ( $q =$  graus de liberdade do numerador) é igual ao próprio número de variáveis independentes ( $k$ ):

$$F \equiv \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / (n - k - 1)}$$

- Mesmo com  $R^2$  pequeno, podemos ter teste  $F$  significativa para o conjunto, por isso não podemos olhar somente o  $R^2$ .

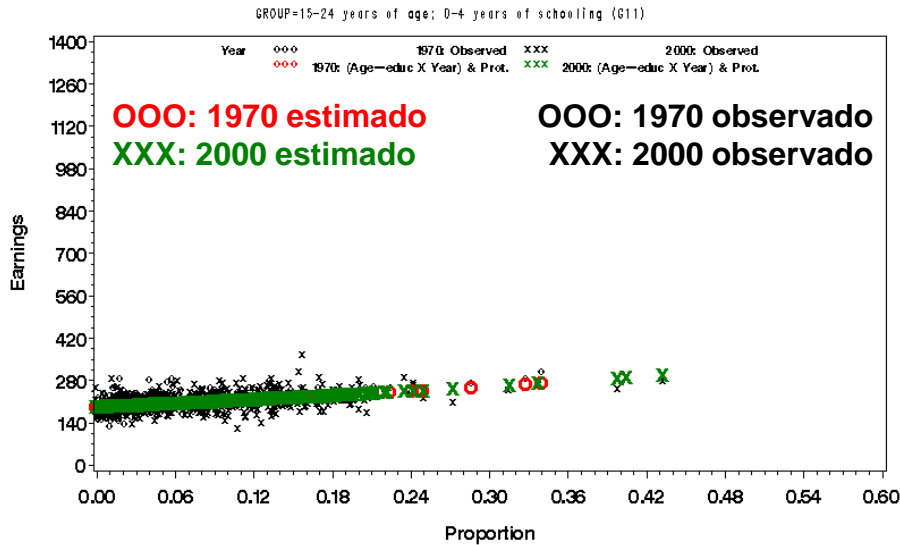
# **EXEMPLOS DE VALORES PREDITOS EM GRÁFICOS**

# IMPACTO ECONÔMICO DA RELIGIÃO

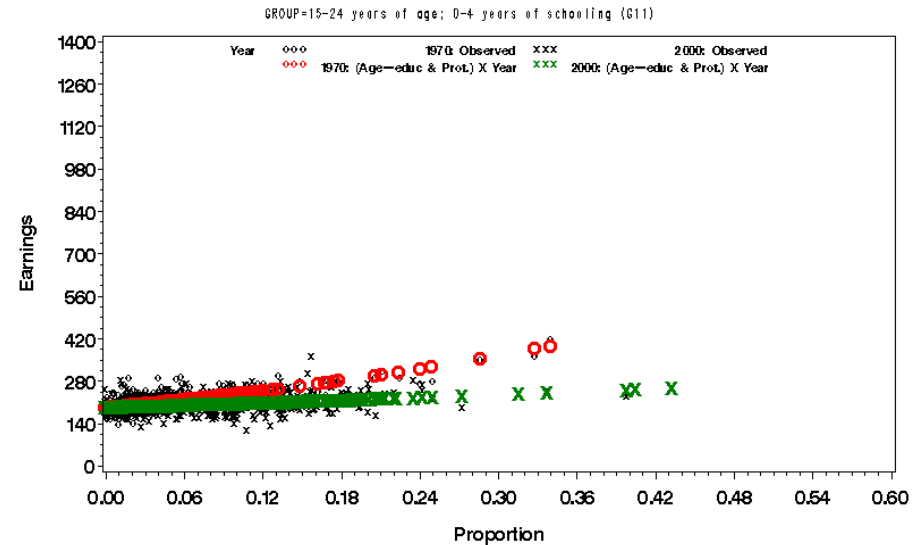
- Unidade de análise: quatro grupos de idade (15-24, 25-34, 35-49, 50-64) e três grupos de escolaridade (0-4, 5-8, 9+) geram doze grupos de idade-escolaridade.
- Dados: informações para 502 microrregiões e quatro anos censitários (1970, 1980, 1991, 2000).
- Variável dependente: logaritmo da renda média do grupo de idade-escolaridade em cada microrregião e ano.
- Variáveis independentes: variáveis dicotômicas dos grupos de idade-escolaridade, proporção de protestantes em cada grupo de idade-escolaridade, efeitos fixos de microrregião e ano censitário.

# IDADE 15-24 / ESCOLARIDADE 0-4

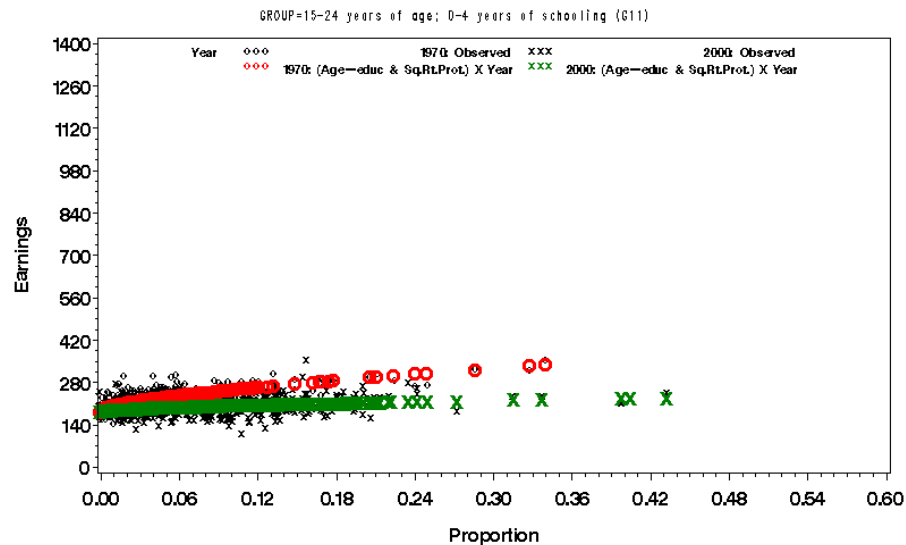
## Prop. protestantes



## Prop. protestantes \* Ano



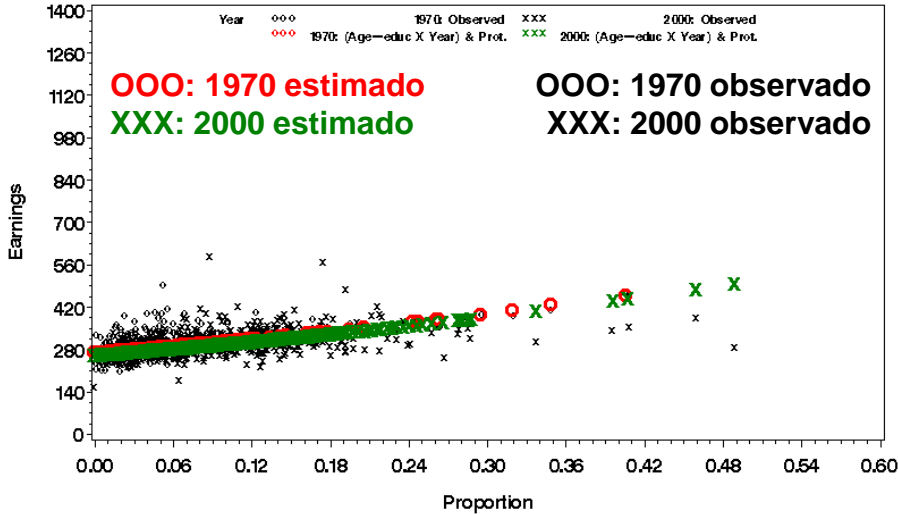
## Raiz quadrada(Prop. protestantes) \* Ano



# IDADE 25-34 / ESCOLARIDADE 0-4

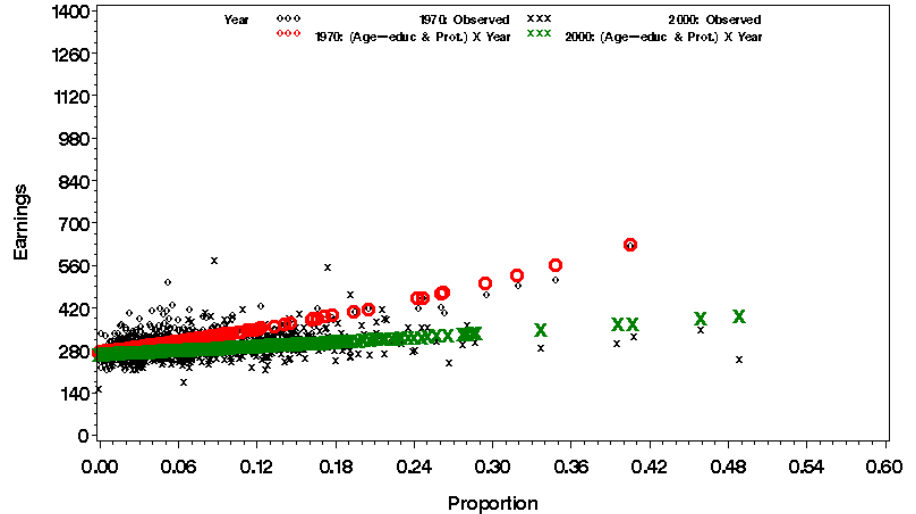
## Prop. protestantes

GROUP=25-34 years of age; 0-4 years of schooling (G21)



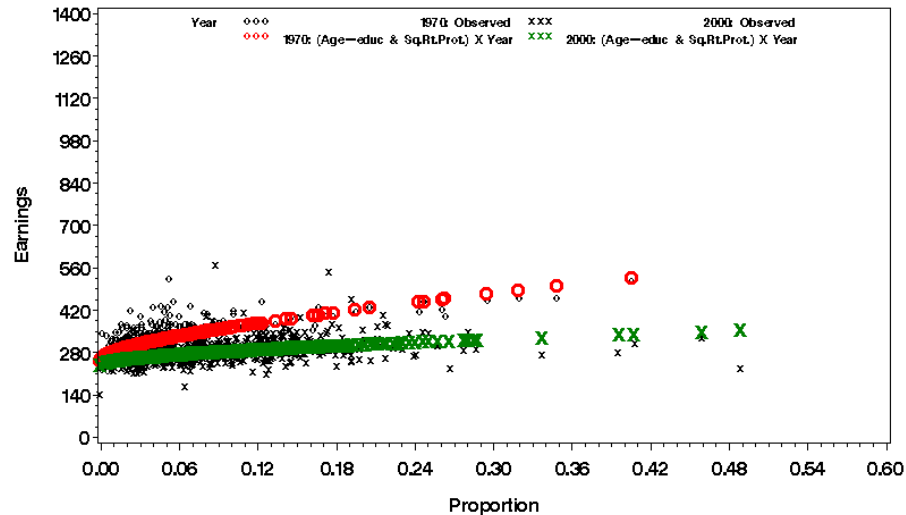
## Prop. protestantes \* Ano

GROUP=25-34 years of age; 0-4 years of schooling (G21)



## Raiz quadrada(Prop. protestantes) \* Ano

GROUP=25-34 years of age; 0-4 years of schooling (G21)

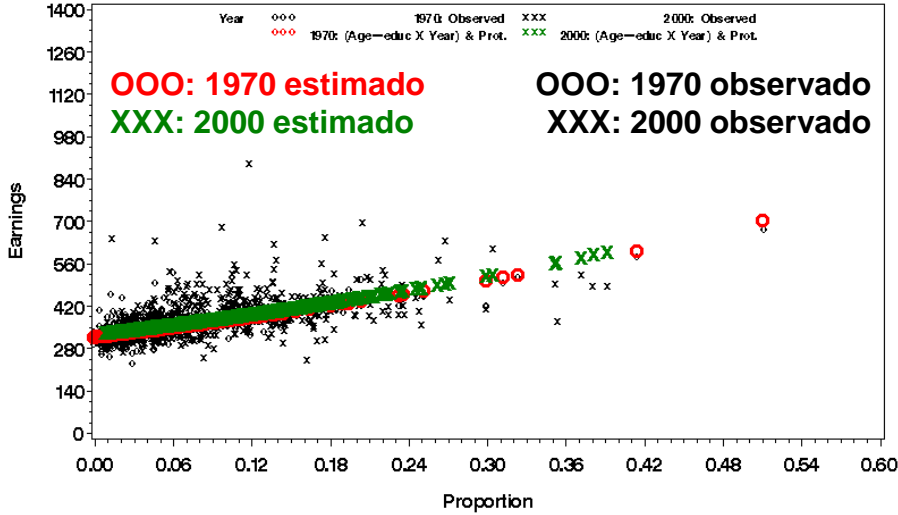


# IDADE 35-49 / ESCOLARIDADE 0-4

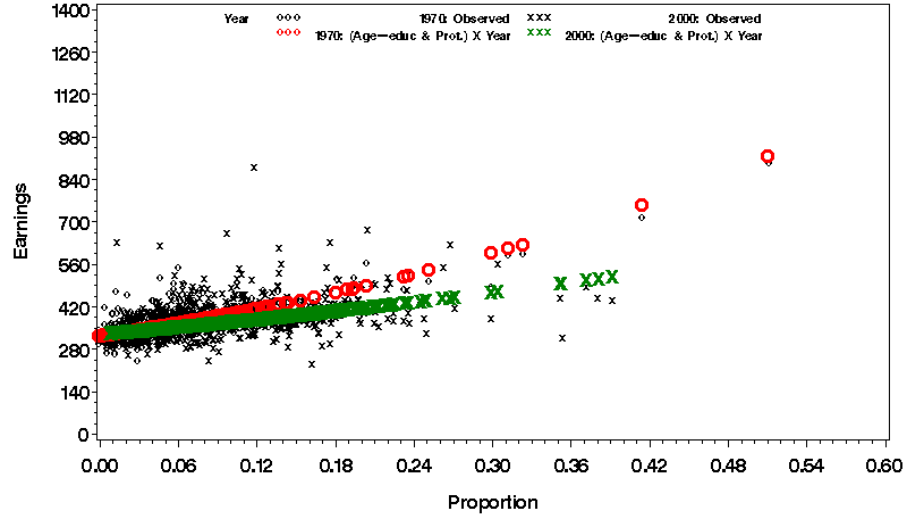
## Prop. protestantes

## Prop. protestantes \* Ano

GROUP=35-49 years of age; 0-4 years of schooling (G31)

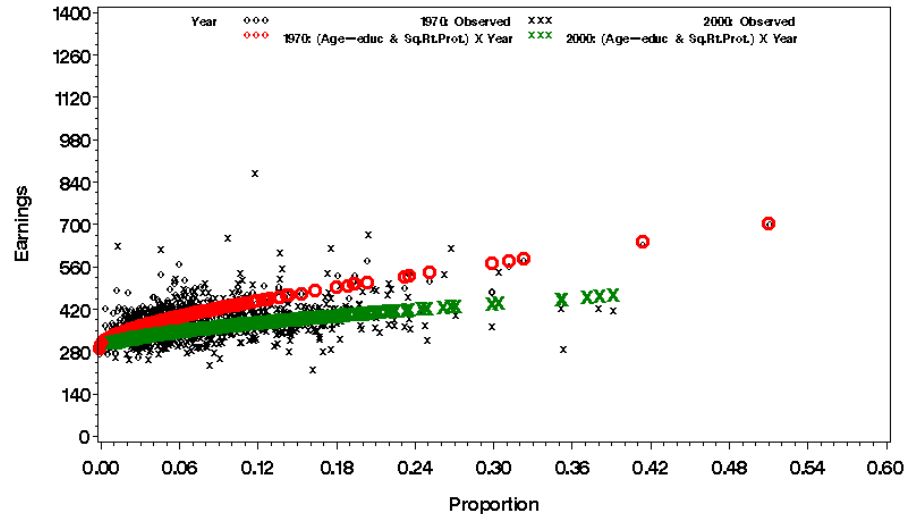


GROUP=35-49 years of age; 0-4 years of schooling (G31)



## Raiz quadrada(Prop. protestantes) \* Ano

GROUP=35-49 years of age; 0-4 years of schooling (G31)

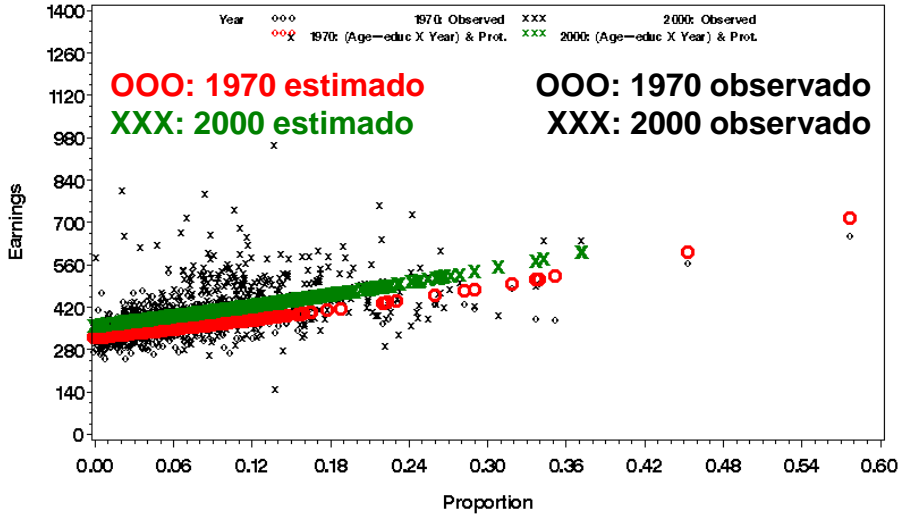


# IDADE 50-64 / ESCOLARIDADE 0-4

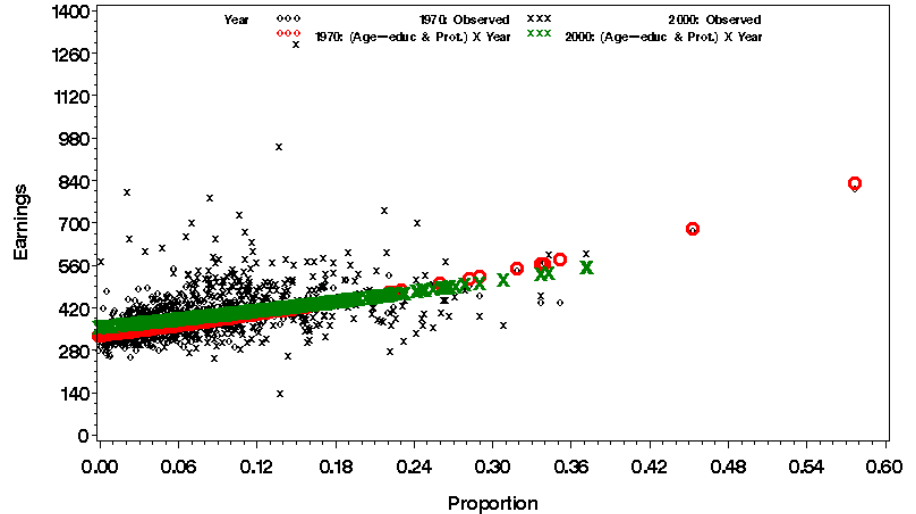
## Prop. protestantes

## Prop. protestantes \* Ano

GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (G41)

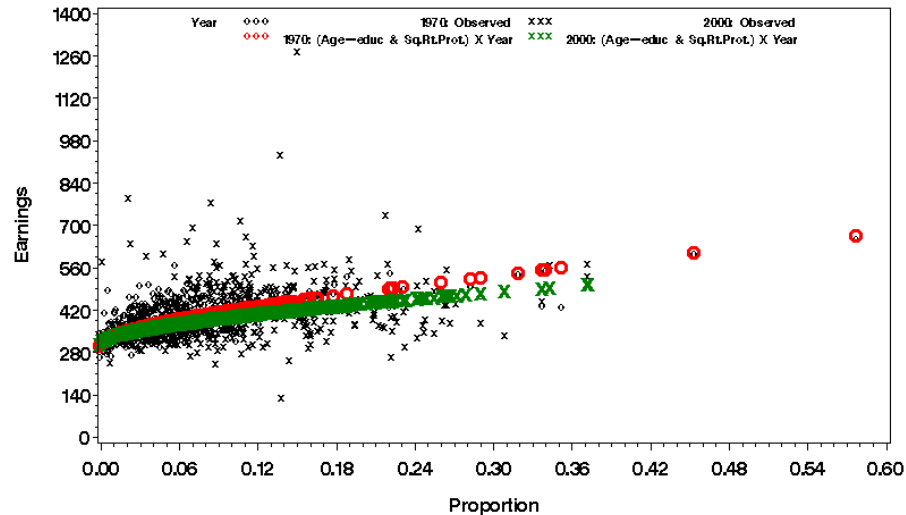


GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (G41)



## Raiz quadrada(Prop. protestantes) \* Ano

GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (G41)

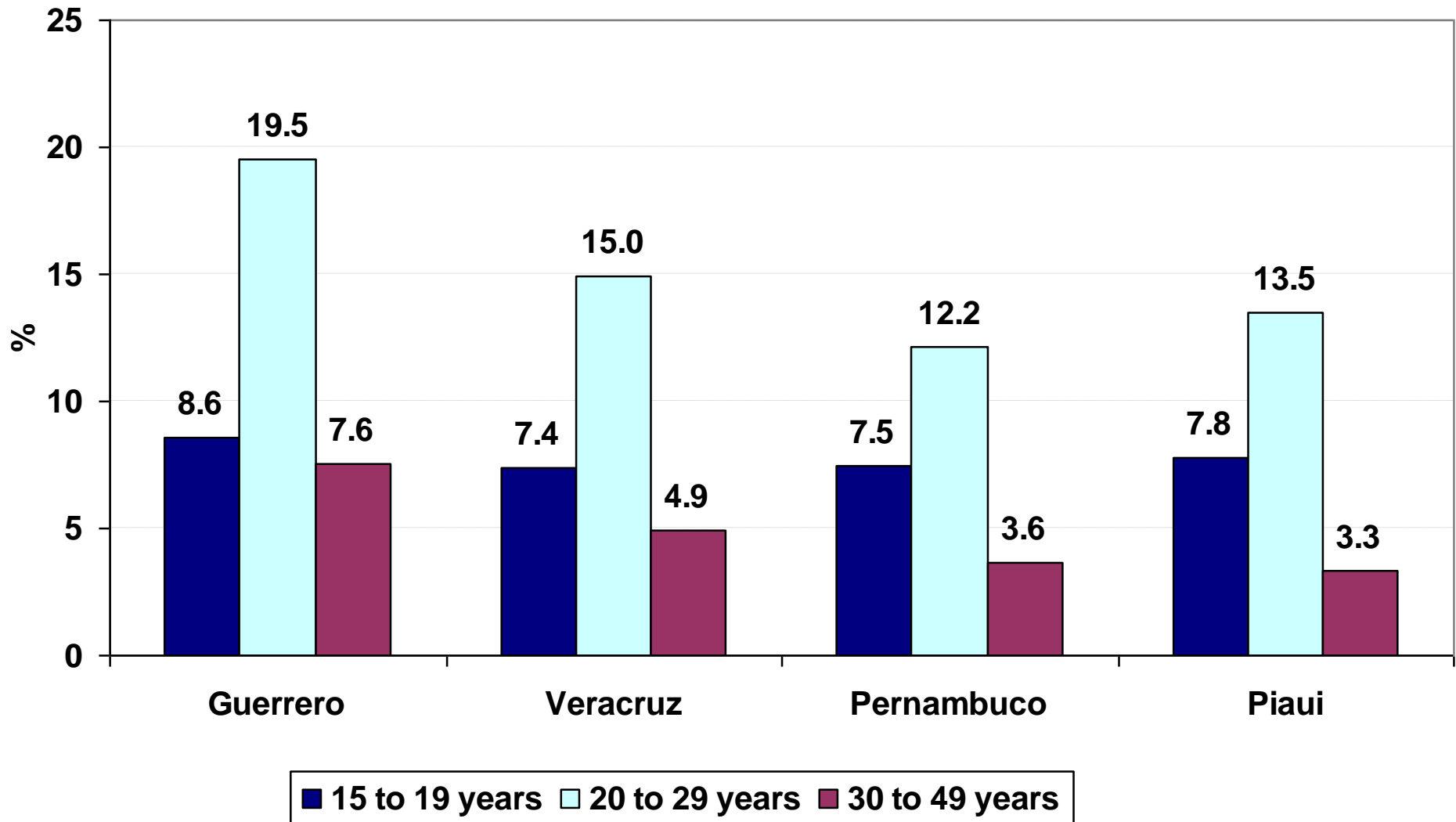




# DIFERENCIAIS DE FECUNDIDADE POR ESCOLARIDADE

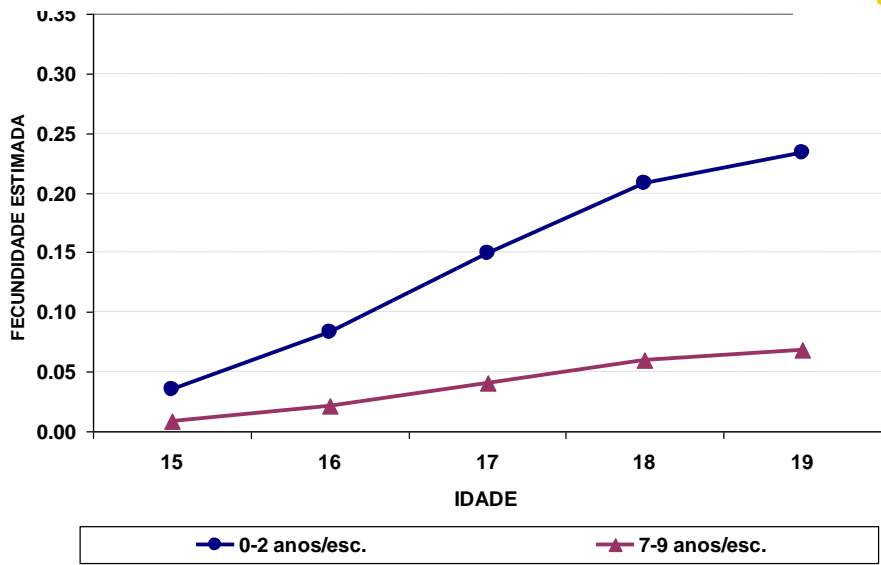
- Unidade de análise: mulheres de 10 a 45 anos em quatro Estados brasileiros (Piauí, Pernambuco, Espírito Santo, Rio Grande do Sul) e quatro Estados mexicanos (Guerrero, Veracruz, Nuevo León, Tamaulipas).
- Dados: censos demográficos de 2000 dos dois países.
- Variável dependente: informação se teve filho nascido vivo no último ano (variável binária).
- Variáveis independentes: idade, idade ao quadrado, grupos de escolaridade (0-2, 3-6, 7-9, 10+), origem indígena e características do domicílio.
- Modelo logístico para três grupos de idade (10-19, 20-29, 30-49) e para cada Estado de residência.

# MULHERES COM FILHO NASCIDO VIDO NO ÚLTIMO ANO, MÉXICO E BRASIL - 2000

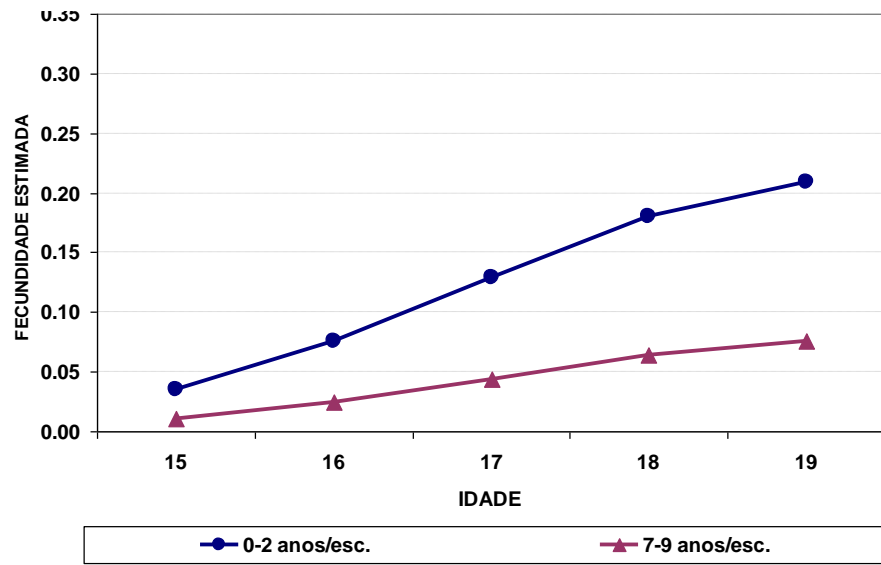




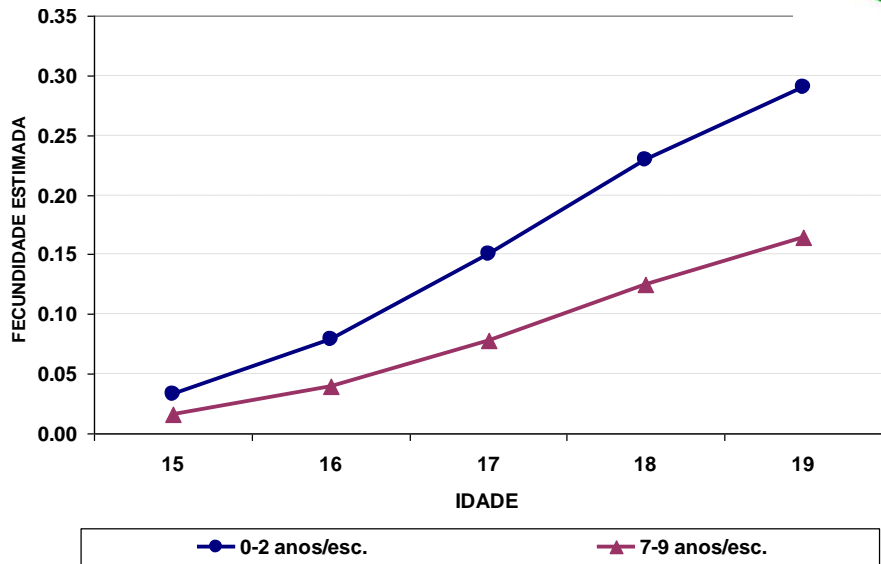
**PIAUI - BRASIL**



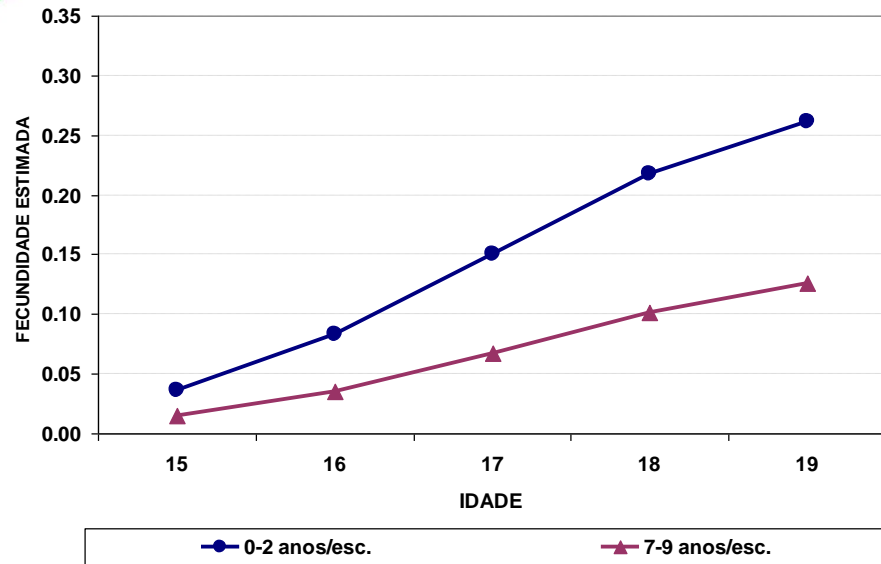
**PERNAMBUCO - BRASIL**



**GUERRERO - MÉXICO**



**VERACRUZ - MÉXICO**

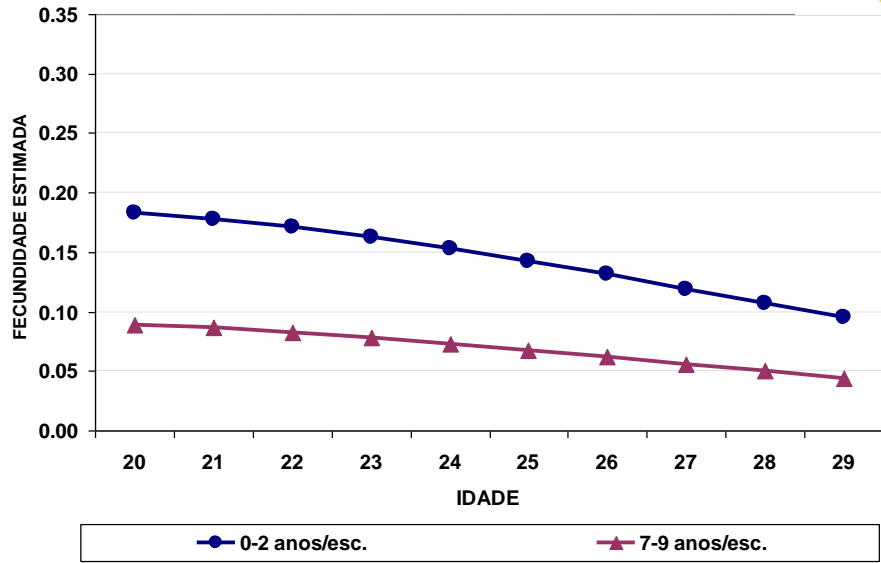


# MULHERES DE 20-29 ANOS

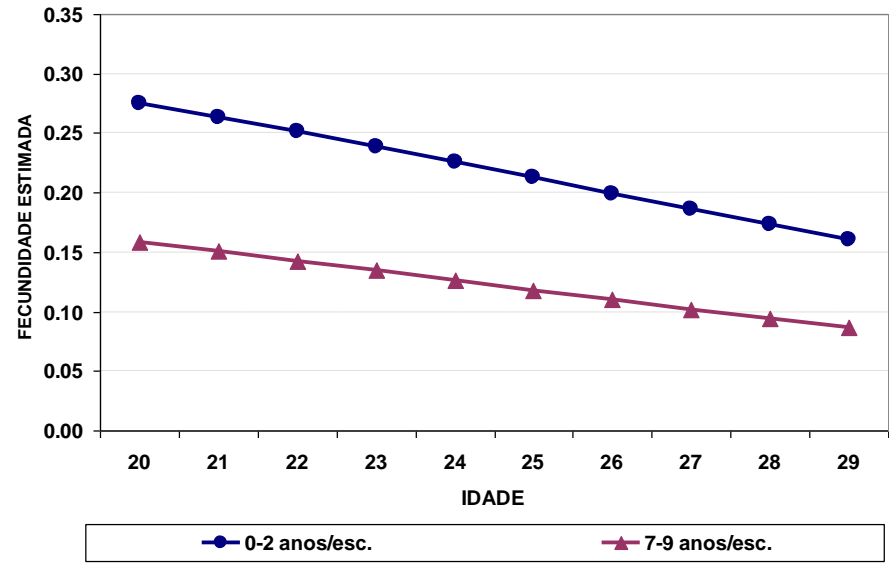


# MULHERES COM 3 FILHOS OU MAIS<sup>44</sup>

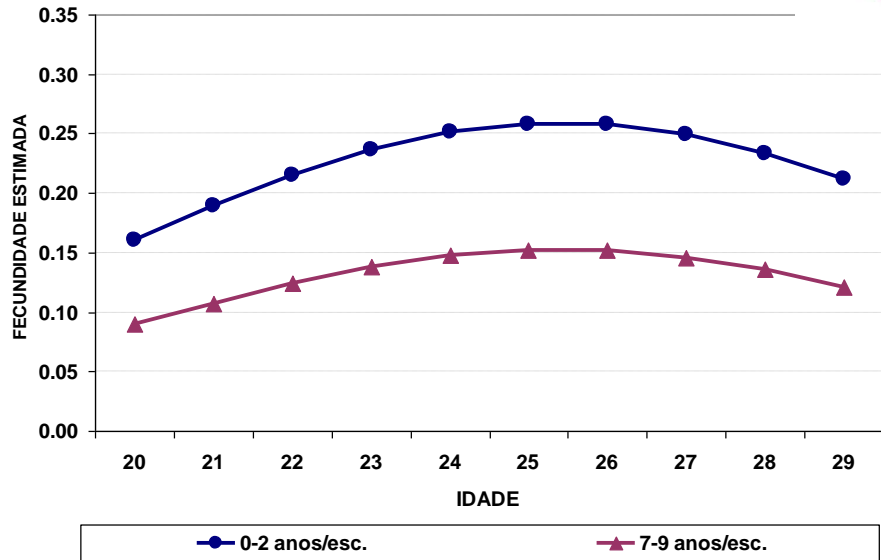
## PIAUI - BRASIL



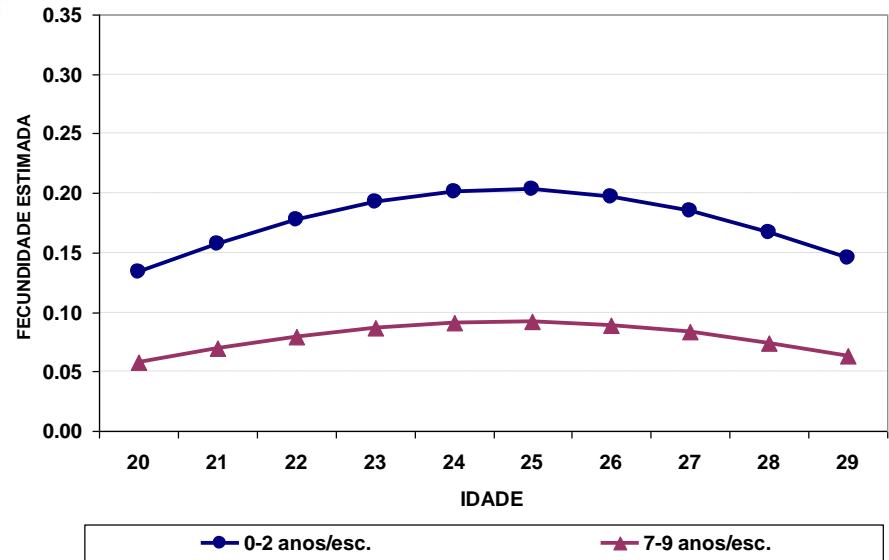
## PERNAMBUCO - BRASIL



## GUERRERO - MÉXICO



## VERACRUZ - MÉXICO

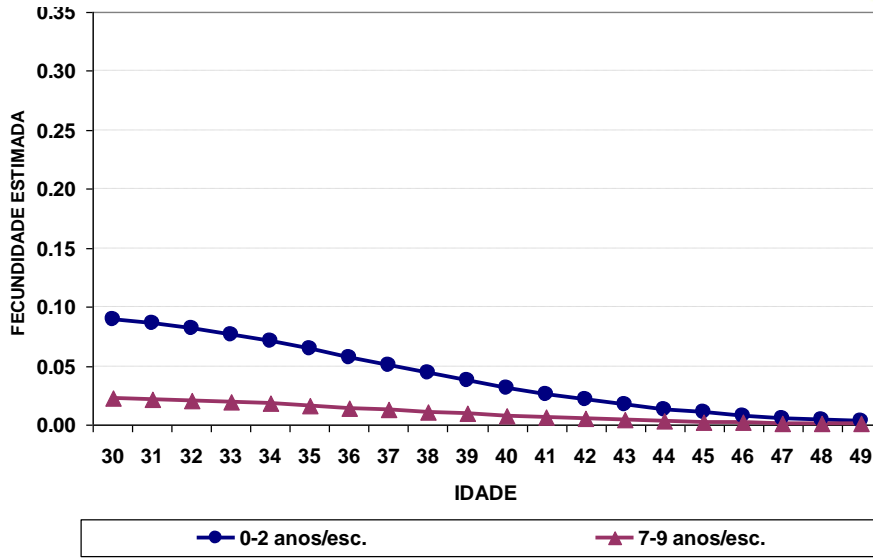


# MULHERES DE 30-49 ANOS

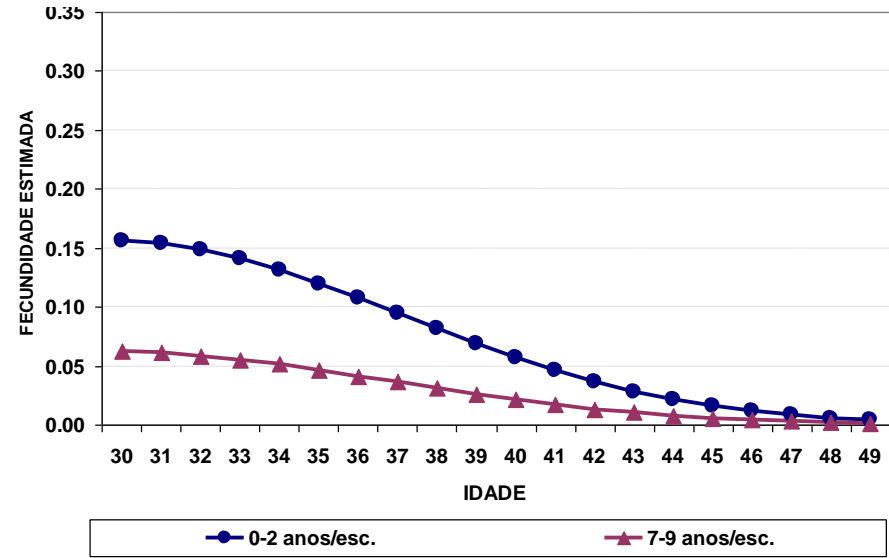


# MULHERES COM 3 FILHOS OU MAIS

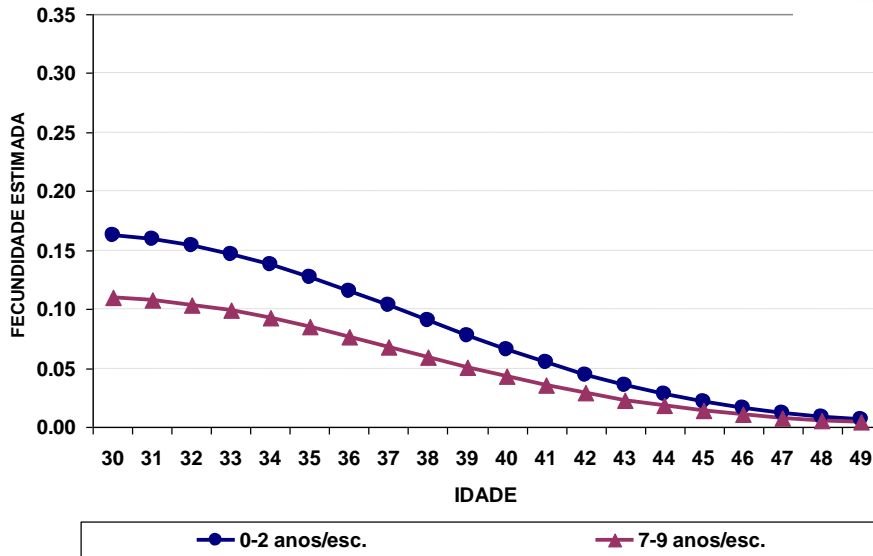
## PIAUI - BRASIL



## PERNAMBUCO - BRASIL



## GUERRERO - MÉXICO



## VERACRUZ - MÉXICO

