

AULAS 24 E 25

Análise de Regressão Múltipla: Inferência

Ernesto F. L. Amaral

03 e 08 de novembro de 2011
Metodologia de Pesquisa (DCP 854B)

Fonte:

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

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

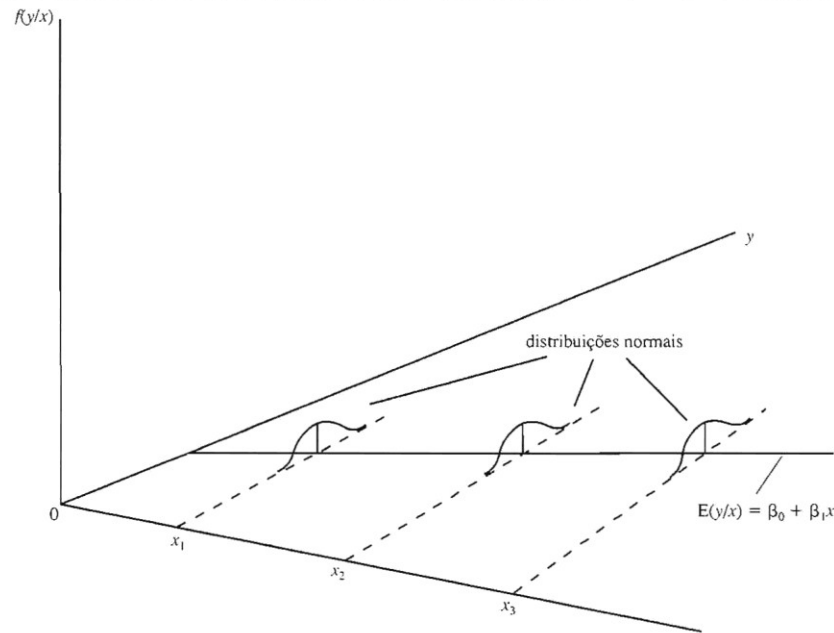
- **Variável dependente em alguns modelos:**
- Lineares (MQO): deve ter nível de mensuração de razão (contínua) e distribuição normal (logaritmo reduz concentração à esquerda de variáveis com valores positivos diferentes de zero).
- Logísticos e probit: variável dicotômica.
- Multinomiais: variável nominal 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 β_j são características desconhecidas da população.
- Na maioria das aplicações, nosso principal interesse é testar a hipótese nula ($H_0: \beta_j = 0$).
- Como β_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 (β_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 β_j é uma estimativa do desvio-padrão de β_j , o teste t mede quantos desvios-padrão estimados β_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 α 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 95º 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...

EXEMPLO DO “WORLD VALUES SURVEY”

Variável dependente:

*Índice tradicional/secular (tradrat5)

Variável independente

- * Homem (x001): indicador de sexo masculino.
- * Escolaridade (x025r): (1) baixa; (2) média; (3) alta.
- * Estado civil (x007): (1) casado; (2) separado; (3) solteiro.
- * Religião é muito importante (a006): (0) não; (1) sim.
- * Acredita no céu (f054): (0) não; (1) sim.
- * Objetivo é de fazer pais orgulhosos (d054): (1) concorda muito; (2) concorda; (3) discorda; (4) discorda muito.
- * Acredita no inferno (f053): (0) não; (1) sim.
- * Tempo com pessoas da igreja (a060): (1) semanalmente; (2) 1 ou 2 vezes por semana; (3) algumas vezes por ano; (4) nunca.

GRAUS DE LIBERDADE (n-k-1) MAIORES QUE 120

$$gl = n - k - 1 = 17.245 - 14 - 1 = 17230$$

```
. xi: reg tradrat5 homem i.educ i.estciv religiao ceu i.pais inferno i.igreja
i.educ          _Ieduc_1-3      (naturally coded; _Ieduc_1 omitted)
i.estciv        _Iestciv_1-3    (naturally coded; _Iestciv_1 omitted)
i.pais          _Ipais_1-4      (naturally coded; _Ipais_1 omitted)
i.igreja        _Iigreja_1-4   (naturally coded; _Iigreja_1 omitted)
```

| Source | SS | df | MS |
|----------|------------|-------|------------|
| Model | 2919.01365 | 14 | 208.500975 |
| Residual | 12914.5224 | 17230 | .749536992 |
| Total | 15833.536 | 17244 | .918205522 |

| | |
|-----------------|--------|
| Number of obs = | 17245 |
| F(14, 17230) = | 278.17 |
| Prob > F = | 0.0000 |
| R-squared = | 0.1844 |
| Adj R-squared = | 0.1837 |
| Root MSE = | .86576 |

| tradrat5 | Coef. | Std. Err. | t | P> t | [95% Conf. Interval] |
|------------|-----------|-----------|--------|-------|----------------------|
| homem | -.0915848 | .0134579 | -6.81 | 0.000 | -.1179637 -.0652059 |
| _Ieduc_2 | .1611334 | .0160693 | 10.03 | 0.000 | .1296359 .1926309 |
| _Ieduc_3 | .4183285 | .0182525 | 22.92 | 0.000 | .3825517 .4541053 |
| _Iestciv_2 | .0823282 | .0244348 | 3.37 | 0.001 | .0344336 .1302229 |
| _Iestciv_3 | .033135 | .0150337 | 2.20 | 0.028 | .0036675 .0626025 |
| religiao | -.2900597 | .0163472 | -17.74 | 0.000 | -.322102 -.2580175 |
| ceu | .1481911 | .0246461 | 6.01 | 0.000 | .0998822 .1965 |
| _Ipais_2 | .1559776 | .0144202 | 10.82 | 0.000 | .1277126 .1842426 |
| _Ipais_3 | .4766756 | .024395 | 19.54 | 0.000 | .428859 .5244922 |
| _Ipais_4 | .807771 | .0485836 | 16.63 | 0.000 | .7125423 .9029998 |
| inferno | -.4142113 | .0221687 | -18.68 | 0.000 | -.4576642 -.3707584 |
| _Iigreja_2 | .034723 | .0200903 | 1.73 | 0.084 | -.0046561 .0741021 |
| _Iigreja_3 | -.012683 | .0211482 | -0.60 | 0.549 | -.0541357 .0287697 |
| _Iigreja_4 | .1743971 | .0189101 | 9.22 | 0.000 | .1373314 .2114628 |
| _cons | .255215 | .0276124 | 9.24 | 0.000 | .2010918 .3093382 |

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.

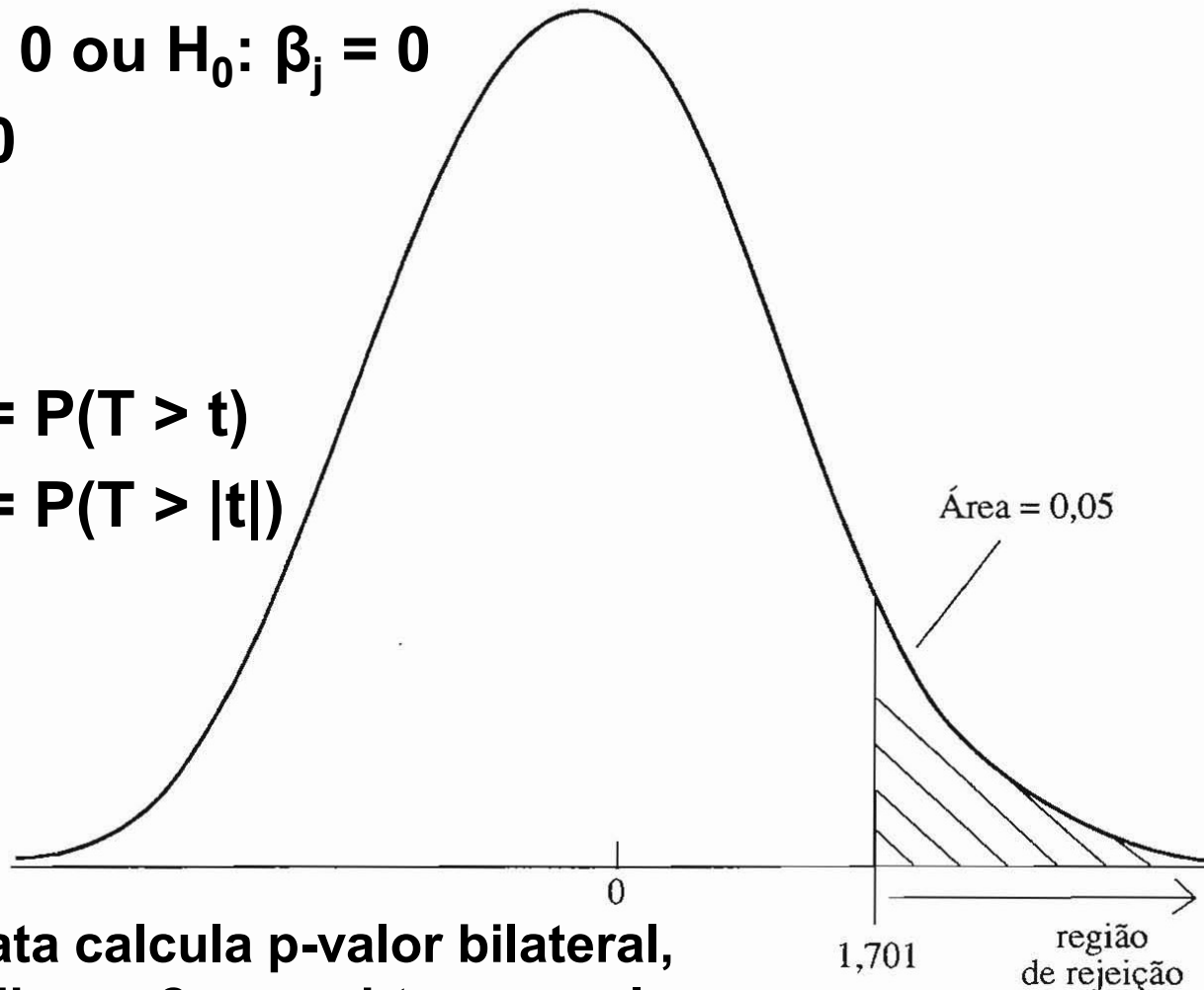
$$H_0: \beta_j \leq 0 \text{ ou } H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j > 0$$

$$t_{\beta_j} > c$$

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

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



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.

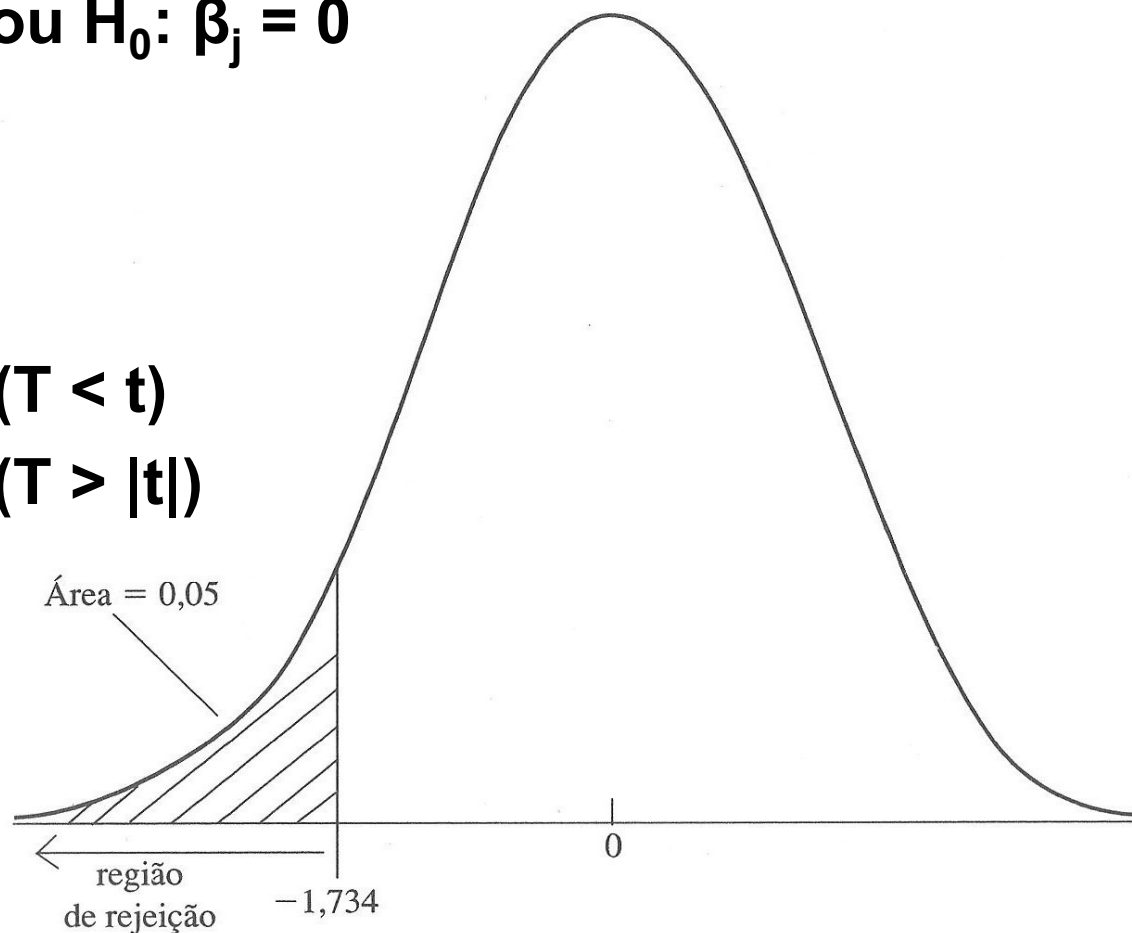
$$H_0: \beta_j \geq 0 \text{ ou } H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j < 0$$

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

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

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



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 β_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

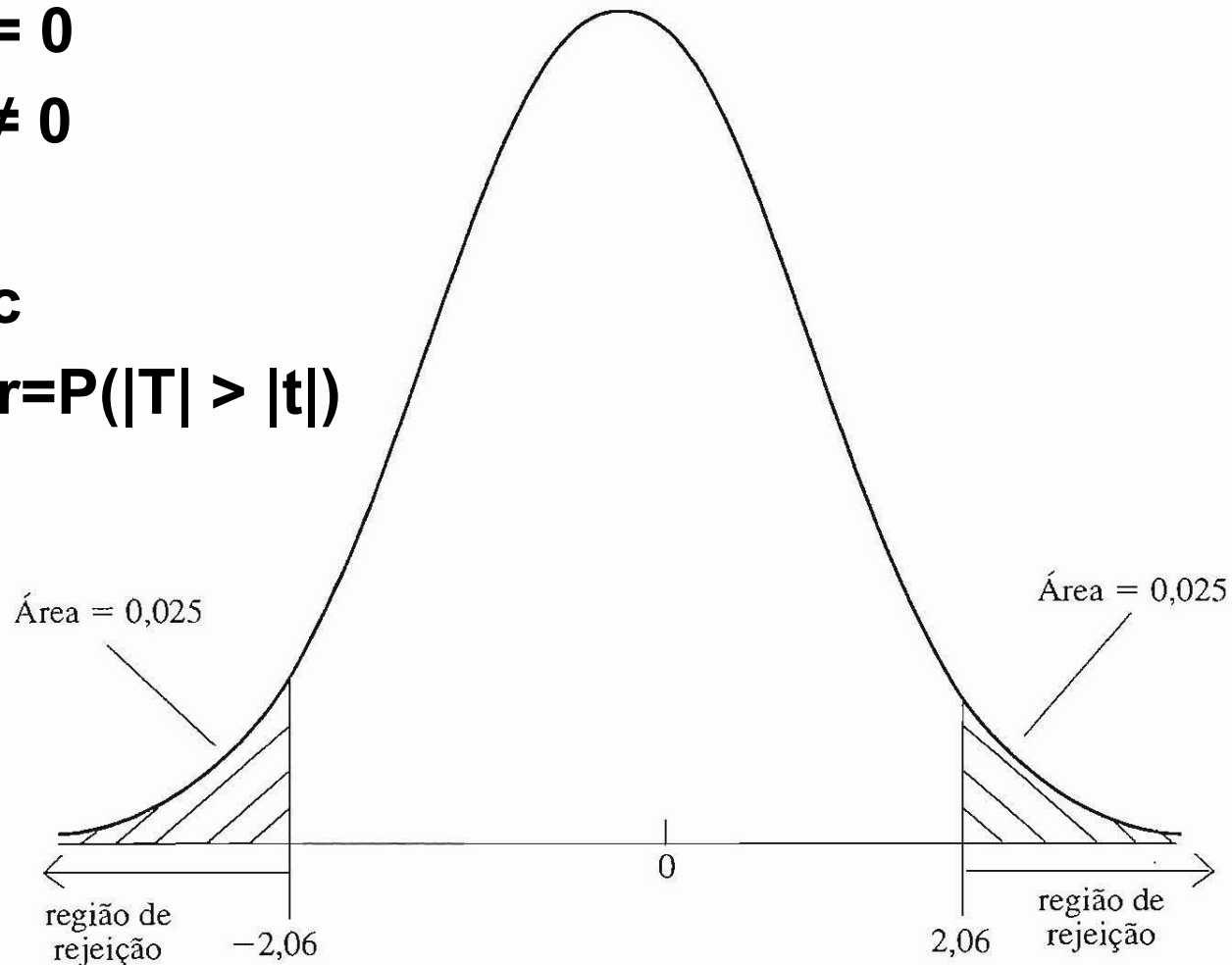
Regra de rejeição a 5% para a hipótese alternativa $H_1: \beta_j \neq 0$ com 25 gl.

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

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

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



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

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

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

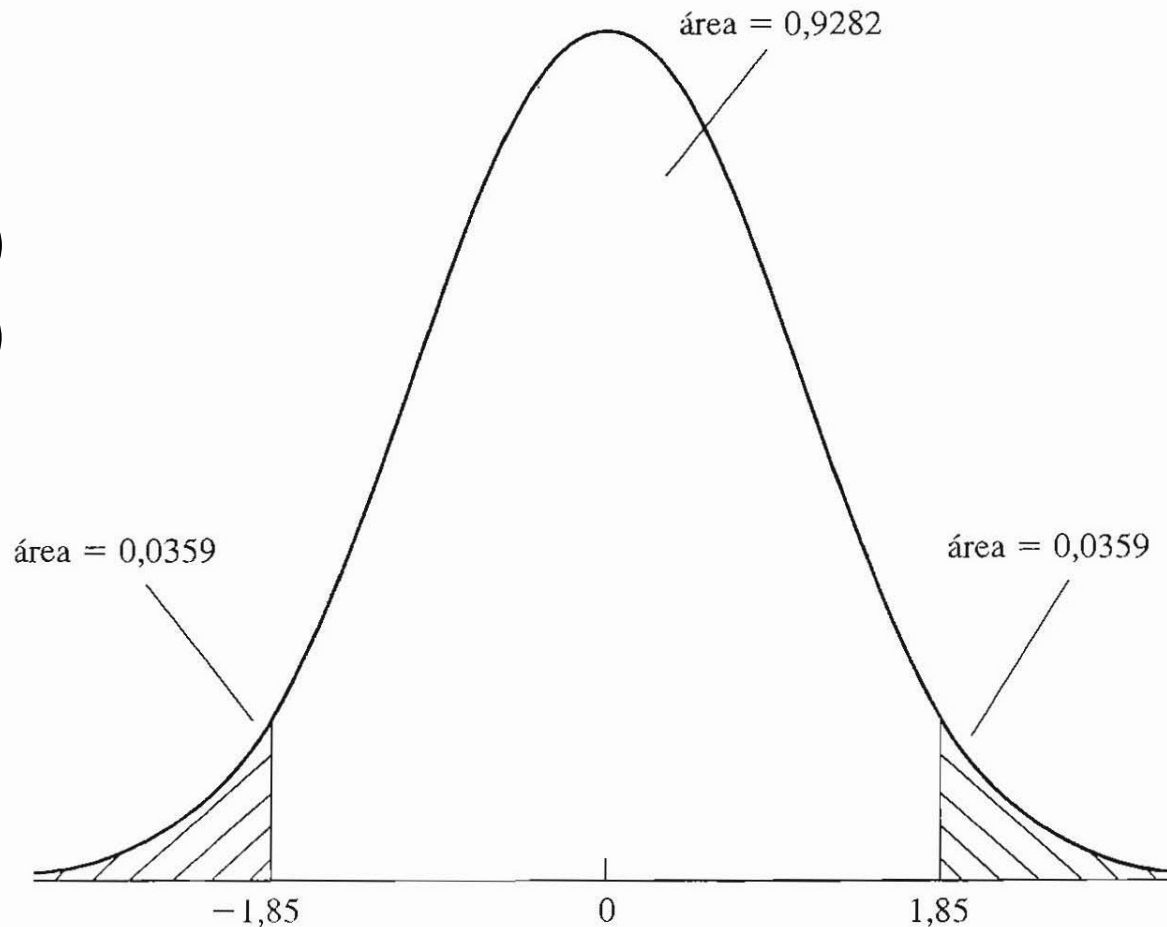
$$= 2P(T > 1,85)$$

$$= 2(0,0359)$$

$$= 0,0718$$

p-valor $> \alpha$

$$0,0718 > 0,05$$



$H_0 : \beta_j = 0$ não é rejeitada

TESTES DE OUTRAS HIPÓTESES SOBRE β_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.

VARIÂNCIAS AMOSTRAIS DOS ESTIMADORES β_j (p.91-95)

$$Var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SQT_j(1 - R_j^2)} = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 (1 - R_j^2)}$$

- $j = 1, 2, \dots, k$ (cada variável independente do modelo).
- σ^2 é a variância do erro populacional.
- SQT_j é a variação amostral total em x_j .
- R_j^2 é o R-quadrado da regressão de cada x_j sobre todas as outras independentes.
- Vamos discutir cada termo desta fórmula...

VARIÂNCIA DO ERRO (σ^2)

- Uma variância do erro maior significa variâncias maiores dos estimadores de MQO.
- Um maior erro populacional torna mais difícil estimar o efeito parcial das variáveis independentes sobre y , o que é refletido em maiores variâncias dos estimadores de inclinação.
- Visto que σ^2 é uma característica da população, ela não tem nada a ver com o tamanho da amostra.
- Este é o componente desconhecido da fórmula da variância amostral do estimador de inclinação de MQO.
- Há somente uma maneira de reduzir a variância do erro, que é adicionar mais variáveis explicativas à equação (retirar alguns fatores do termo erro).

VARIÂNCIA AMOSTRAL TOTAL EM x_j (SQT_j)

- Mesmo não sendo possível escolher os valores amostrais das variáveis independentes, a variância amostral (SQT_j) aumenta ao aumentar o tamanho da amostra.
- Por outro lado, se temos uma amostra pequena, não haverá muita variação de x_{ij} em relação à sua média.
- Portanto, SQT_j aumenta sem limite quando o tamanho da amostra aumenta, o que diminui o erro padrão do beta estimado, aumentando a significância estatística (teste t).

$$Var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SQT_j(1 - R_j^2)}$$

RELAÇÕES LINEARES ENTRE AS INDEPENDENTES (R_j^2)

- Este R-quadrado é distinto do R-quadrado da regressão de y sobre x_1, x_2, \dots, x_k .
- O R_j^2 é obtido de uma regressão em que cada x_j desempenha o papel de variável dependente, tomando as demais variáveis como independentes.
- Quando R_j^2 cresce, a variância amostral do estimador de inclinação torna-se maior.

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SQT_j(1 - R_j^2)}$$

- Ou seja, um grau elevado de relação linear entre as variáveis independentes pode levar a variâncias grandes dos estimadores de inclinação de MQO.

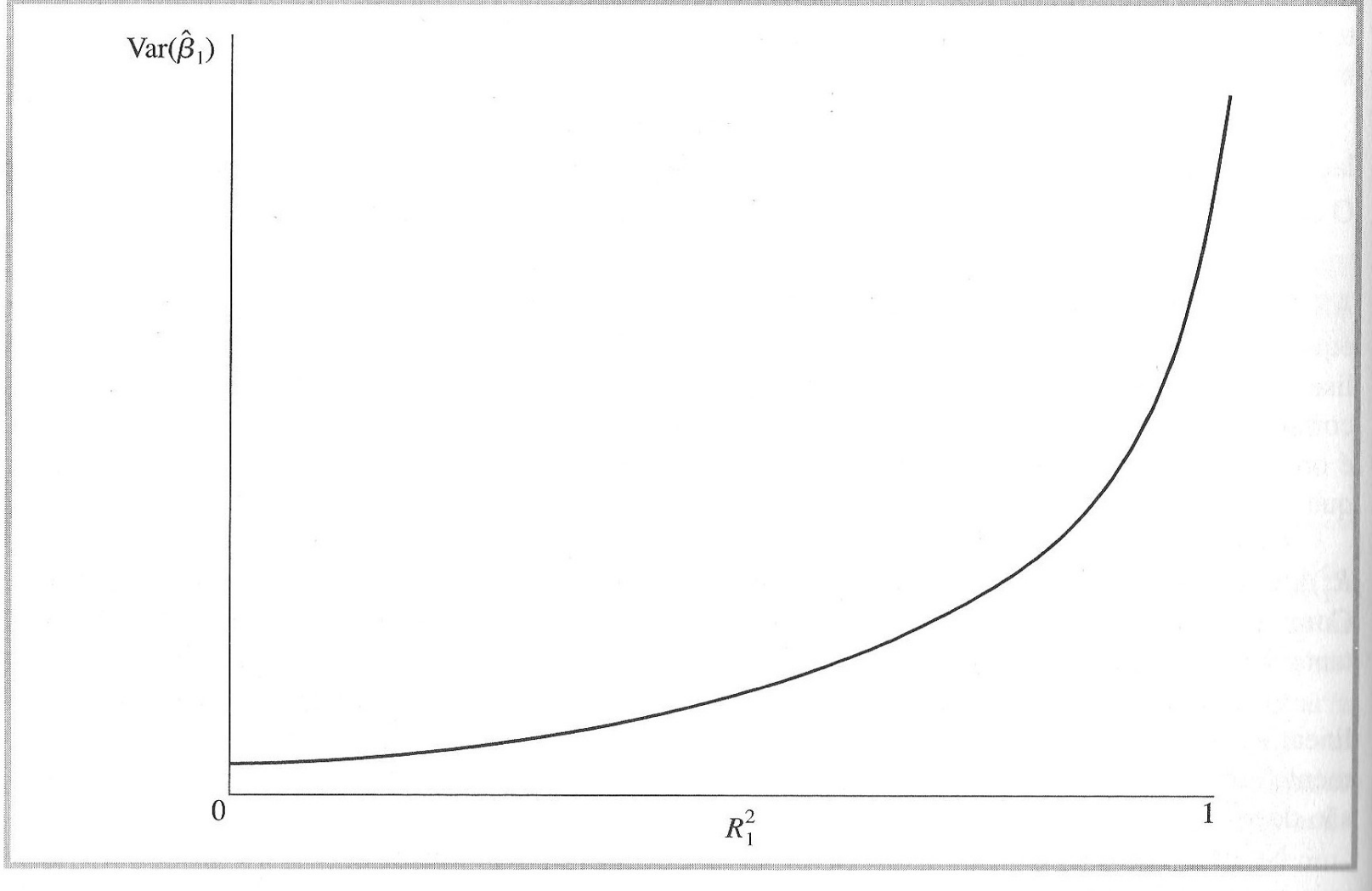
DIFERENTES VALORES DE R_j^2

- R_j^2 é a proporção da variação total de x_j que pode ser explicada pelas outras variáveis independentes.
- Para dados σ^2 e SQT_j , a menor variância estimada de β_j é obtida quando x_j tem correlação amostral zero com as demais variáveis independentes ($R_j^2=0$).
- Se $R_j^2=1$, x_j é uma **combinação linear perfeita** de algumas variáveis independentes da regressão.
- Quando R_j^2 está próximo de um, há correlação alta (mas não perfeita) entre duas ou mais variáveis independentes, o que denota **multicolinearidade** no modelo.
- Não há um valor definido de R_j^2 para concluir que a multicolinearidade é um problema em nosso modelo.
- O fato de R_j^2 ser alto, somente ocasionará uma variância grande do estimador de inclinação, em combinação com valores específicos de σ^2 e SQT_j .

VARIÂNCIA DO ESTIMADOR DE INCLINAÇÃO POR R_j^2

Figura 3.1

$\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ como uma função de R_j^2 .



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).

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.

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 (β_3 , β_4 e β_5 , por exemplo), já que outro conjunto de variáveis foi controlado (β_1 e β_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 β_0 , β_1 e β_2 .
- Modelo irrestrito terá β_0 , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 e β_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: β_3 , β_4 e β_5), ou seja, $q = gl_r - gl_{ir}$.

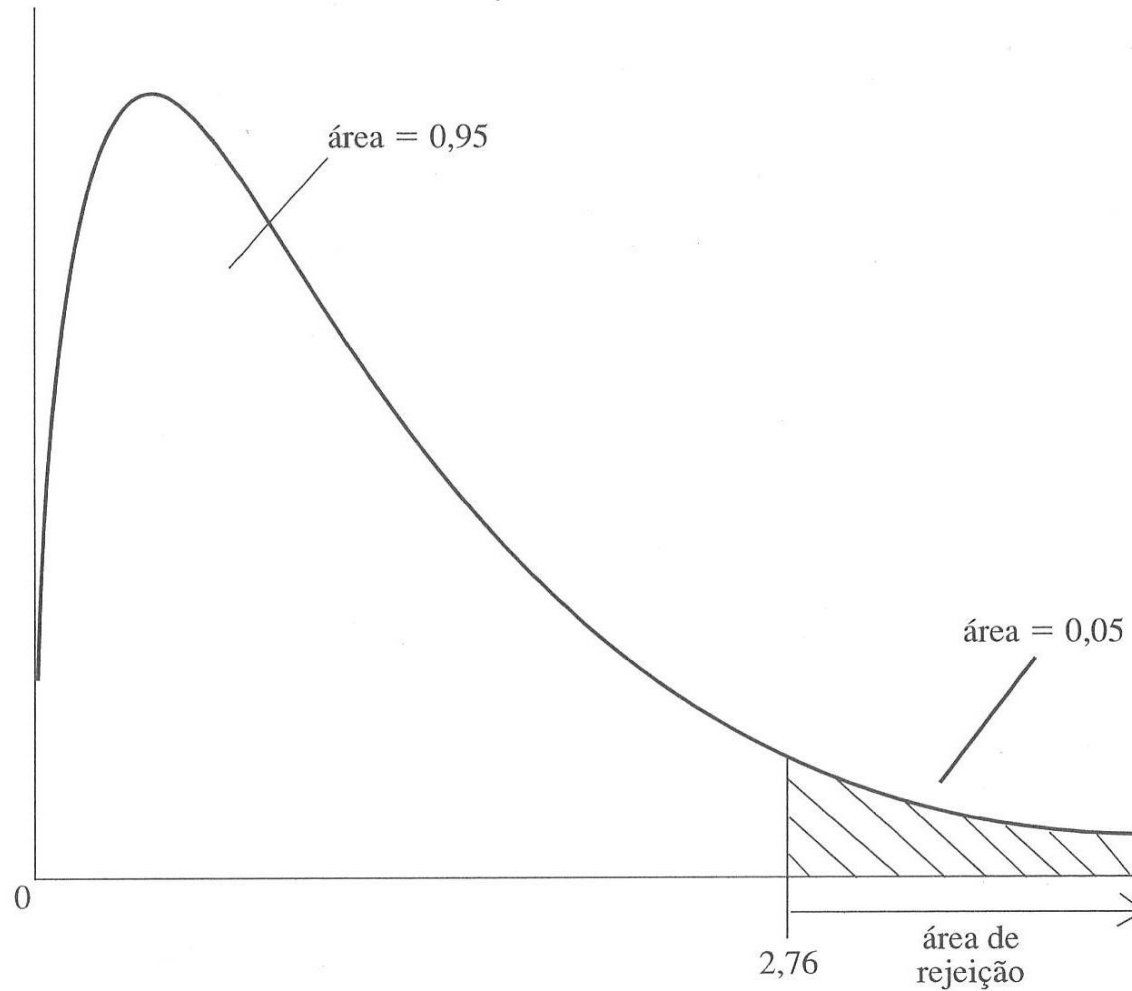
REGRAS DE REJEIÇÃO DE F

- 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, β_3, β_4 e β_5 são **estatisticamente significantes conjuntamente**.
- Se H_0 ($\beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0$) não é rejeitada, β_3, β_4 e β_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 significativo para o conjunto, por isso não podemos olhar somente o R^2 .

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.

PESO DE FREQUÊNCIA ≠ PESO AMOSTRAL

| INDIVÍDUO | NÚMERO DE OBSERVAÇÕES | PESO DE FREQUÊNCIA | PESO AMOSTRAL |
|-----------|-----------------------|--------------------|---------------|
| João | 1 | 4 | 0,8 |
| Maria | 1 | 6 | 1,2 |
| TOTAL | 2 | 10 | 2 |

EXEMPLO:

Peso amostral do João =

Peso de frequência do João * (Peso amostral total / Peso de frequência total)

PESO DE FREQUÊNCIA NO STATA

– FWEIGHT:

- Expande os resultados da amostra para o tamanho populacional.
- Utilizado em tabelas para gerar frequências.
- O uso desse peso é importante na amostra do Censo Demográfico e na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para expandir a amostra para o tamanho da população do país, por exemplo.

```
tab x [fweight = peso]
```

PESO AMOSTRAL PARA PROGRAMADORES NO STATA

– IWEIGHT:

- Não tem uma explicação estatística formal.
- Esse peso é utilizado por programadores que precisam implementar técnicas analíticas próprias.

```
regress y x1 x2 [iweight = peso]
```

PESO AMOSTRAL ANALÍTICO NO STATA

– AWEIGHT:

- Inversamente proporcional à variância da observação.
- Número de observações na regressão é escalonado para permanecer o mesmo que o número no banco.
- Utilizado para estimar uma regressão linear quando os dados são médias observadas, tais como:

| group | x | y | n |
|-------|-----|------|---|
| 1 | 3.5 | 26.0 | 2 |
| 2 | 5.0 | 20.0 | 3 |

- Ao invés de:

| group | x | y |
|-------|---|----|
| 1 | 3 | 22 |
| 1 | 4 | 30 |
| 2 | 8 | 25 |
| 2 | 2 | 19 |
| 2 | 5 | 16 |

UM POUCO MAIS SOBRE O AWEIGHT

- De uma forma geral, não é correto utilizar o **AWEIGHT** como um peso amostral, porque as fórmulas utilizadas por esse comando assumem que pesos maiores se referem a observações medidas de forma mais acurada.
- Uma observação em uma amostra não é medida de forma mais cuidadosa que nenhuma outra observação, já que todas fazem parte do mesmo plano amostral.
- Usar o **AWEIGHT** para especificar pesos amostrais fará com que o Stata estime valores incorretos de variância e de erros padrões para os coeficientes, assim como valores incorretos de "p" para os testes de hipótese.

```
regress y x1 x2 [aweight = peso]
```

PESO AMOSTRAL NAS REGRESSÕES DO STATA

– PWEIGHT:

- Ideal para ser usado nas regressões do Stata.
- Usa o peso amostral como o número de observações na população que cada observação representa.
- São estimadas proporções, médias e parâmetros da regressão corretamente.
- Há o uso de uma técnica de estimação robusta da variância que automaticamente ajusta para as características do plano amostral, de tal forma que variâncias, erros padrões e intervalos de confiança são calculados de forma mais precisa.
- É o inverso da probabilidade da observação ser incluída no banco, devido ao desenho amostral.

```
regress y x1 x2 [pweight = peso]
```


EXEMPLOS DE VALORES PREDITOS EM GRÁFICOS

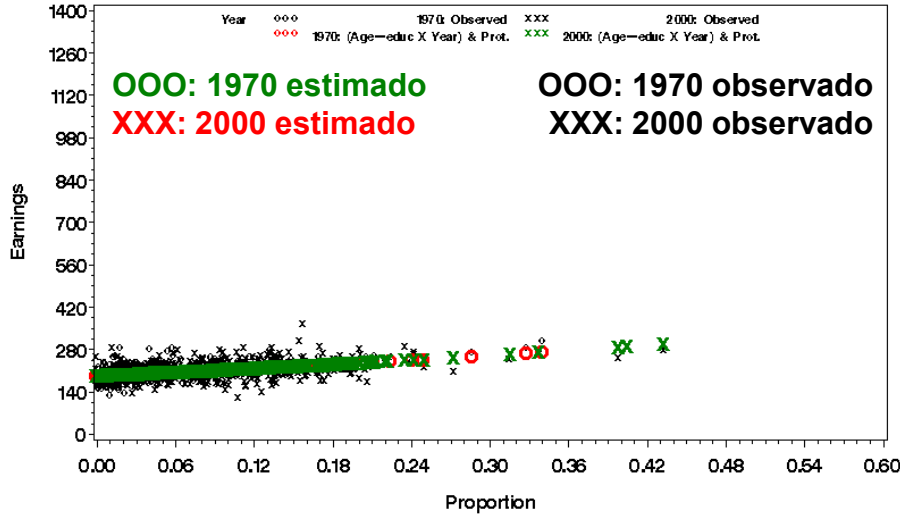
IMPACTO ECONÔMICO DA RELIGIÃO

- 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

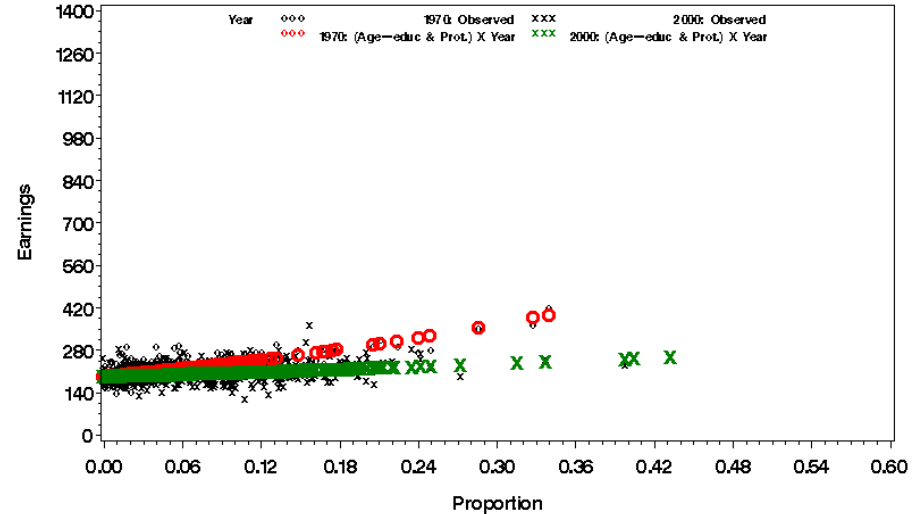
Prop. protestantes

GROUP=15-24 years of age; 0-4 years of schooling (G11)



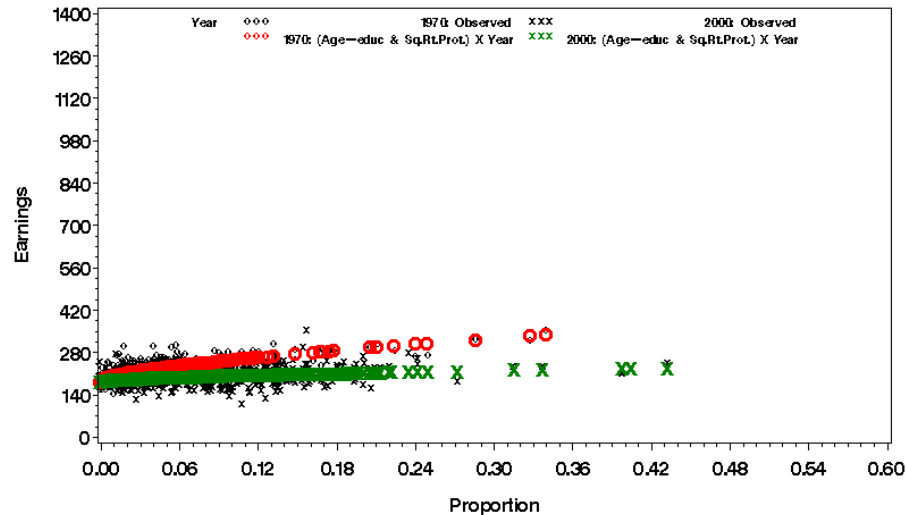
Prop. protestantes * Ano

GROUP=15-24 years of age; 0-4 years of schooling (G11)



Raiz quadrada(Prop. protestantes) * Ano

GROUP=15-24 years of age; 0-4 years of schooling (G11)



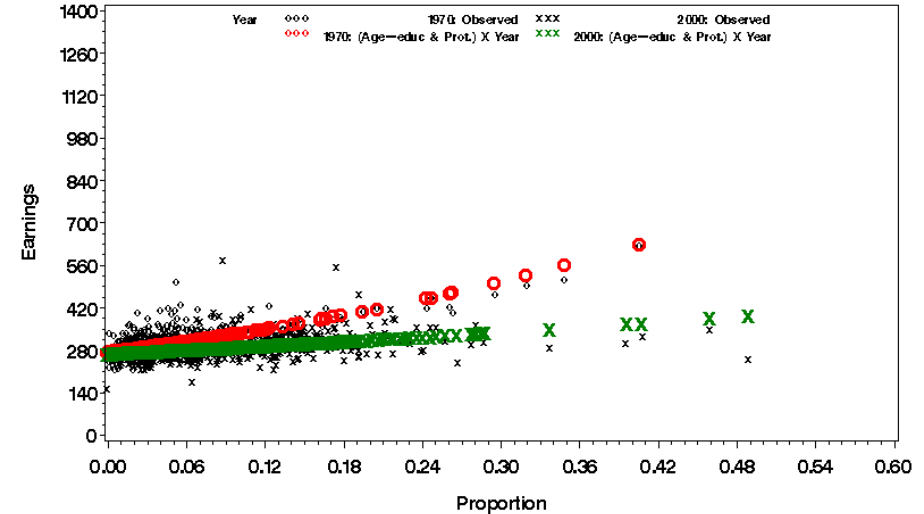
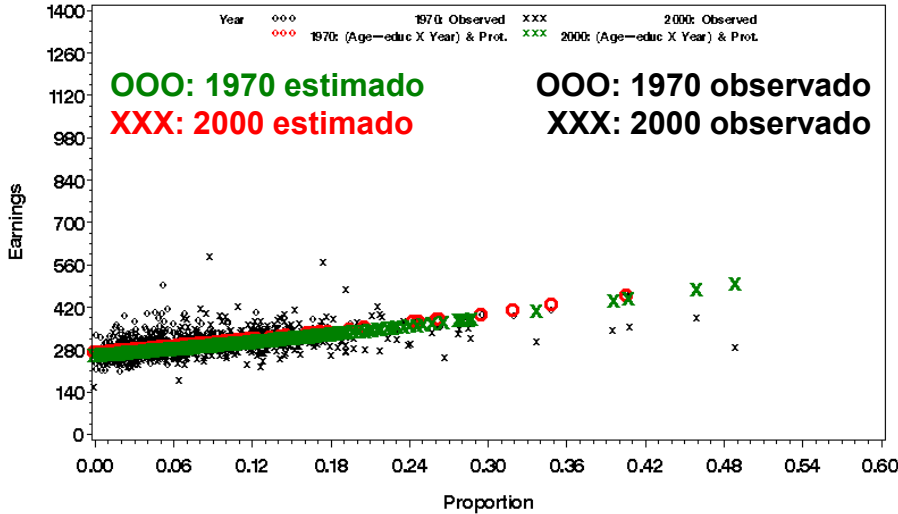
IDADE 25-34 / ESCOLARIDADE 0-4

Prop. protestantes

Prop. protestantes * Ano

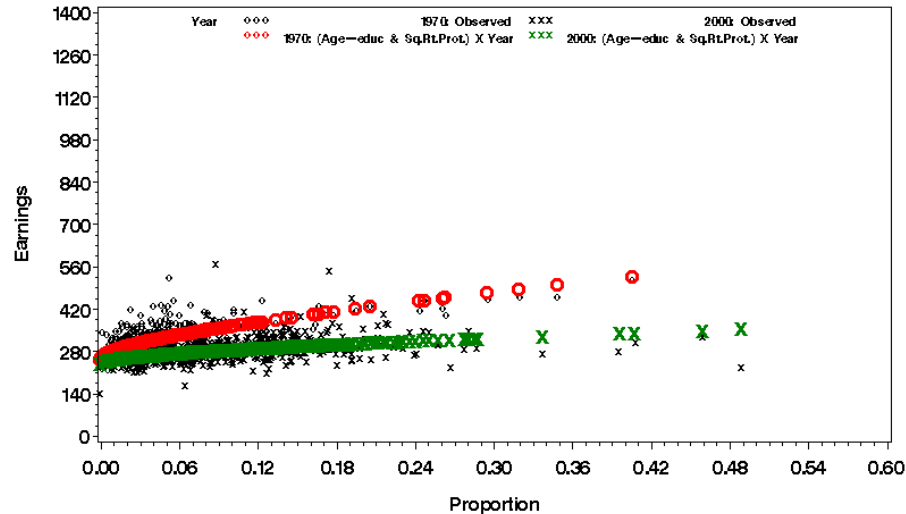
GROUP=25-34 years of age; 0-4 years of schooling (G21)

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)

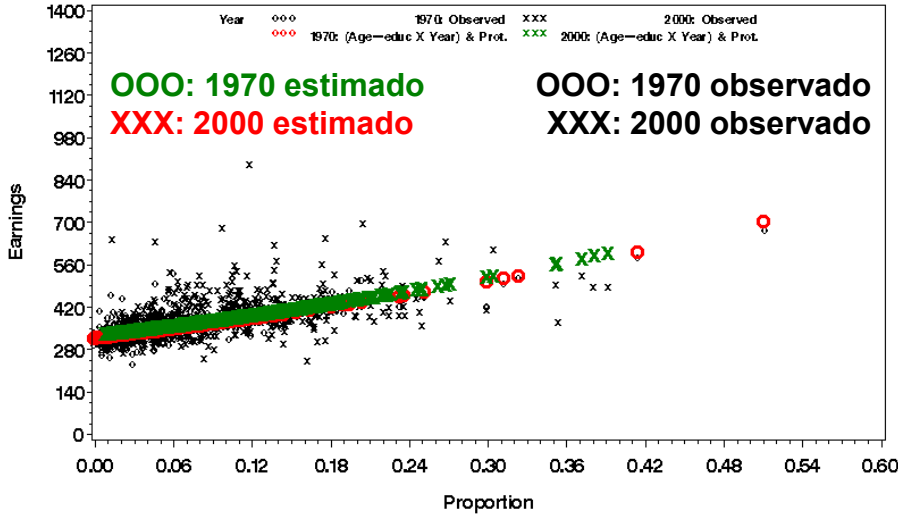


IDADE 35-49 / ESCOLARIDADE 0-4

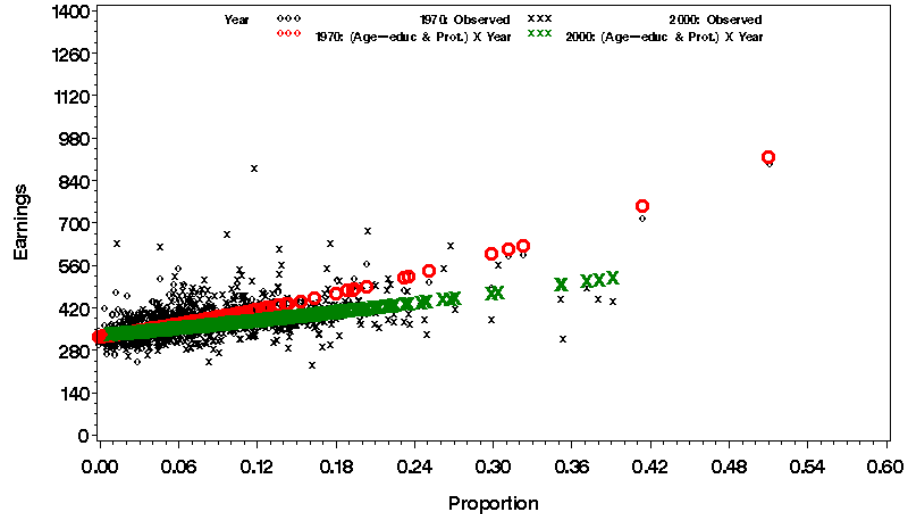
Prop. protestantes

Prop. protestantes * Ano

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

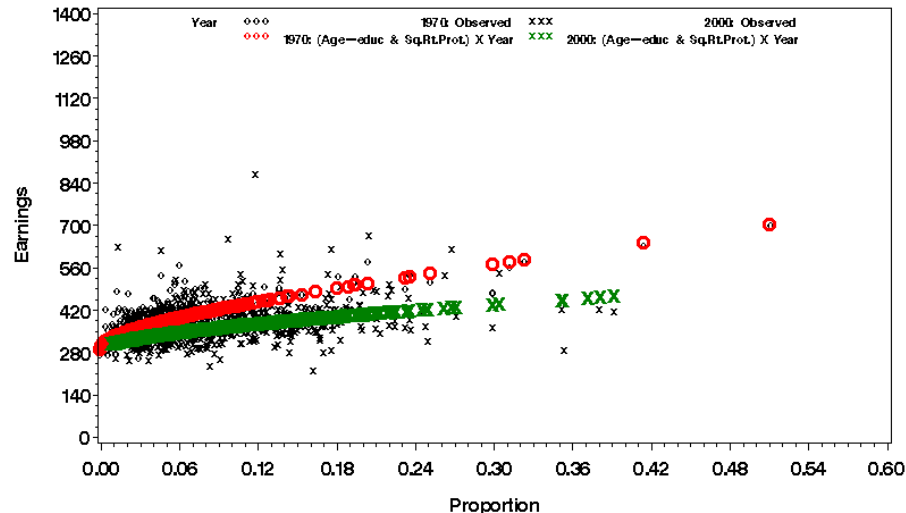


GROUP=35-49 years of age; 0-4 years of schooling (G31)



Raiz quadrada(Prop. protestantes) * Ano

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

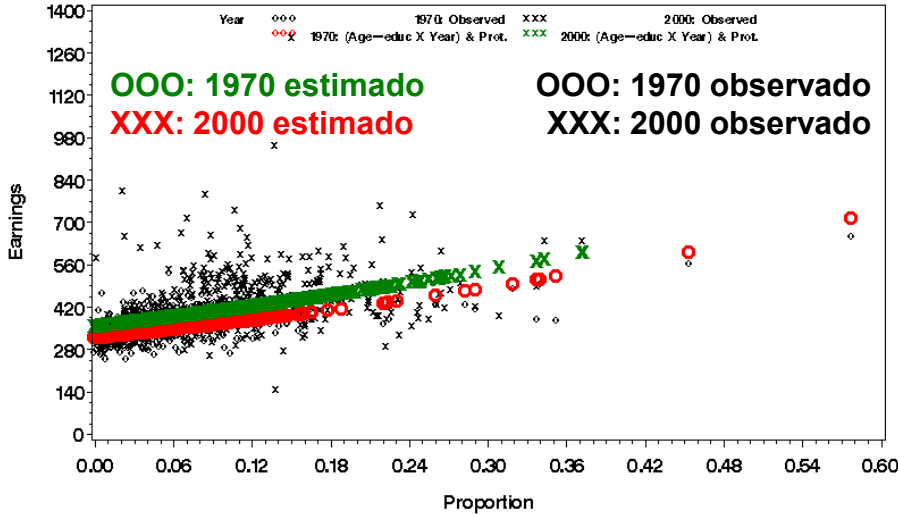


IDADE 50-64 / ESCOLARIDADE 0-4

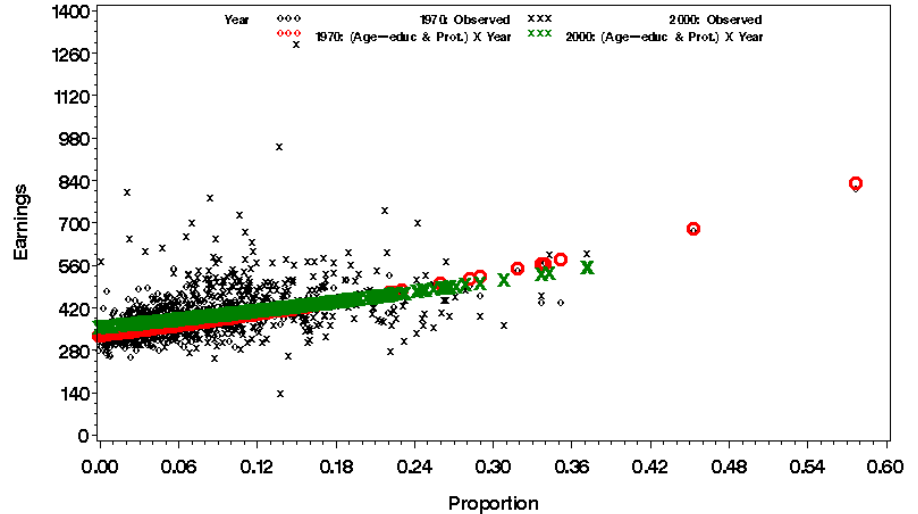
Prop. protestantes

Prop. protestantes * Ano

GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (641)

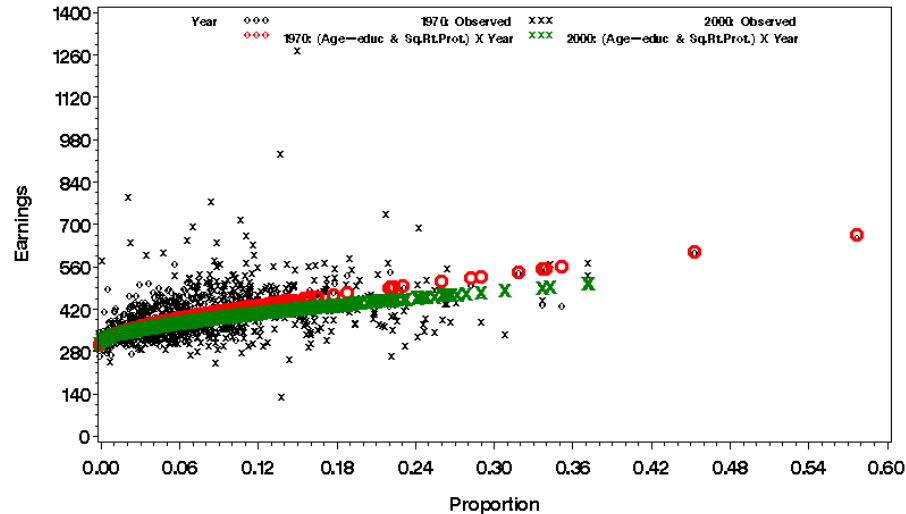


GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (641)



Raiz quadrada(Prop. protestantes) * Ano

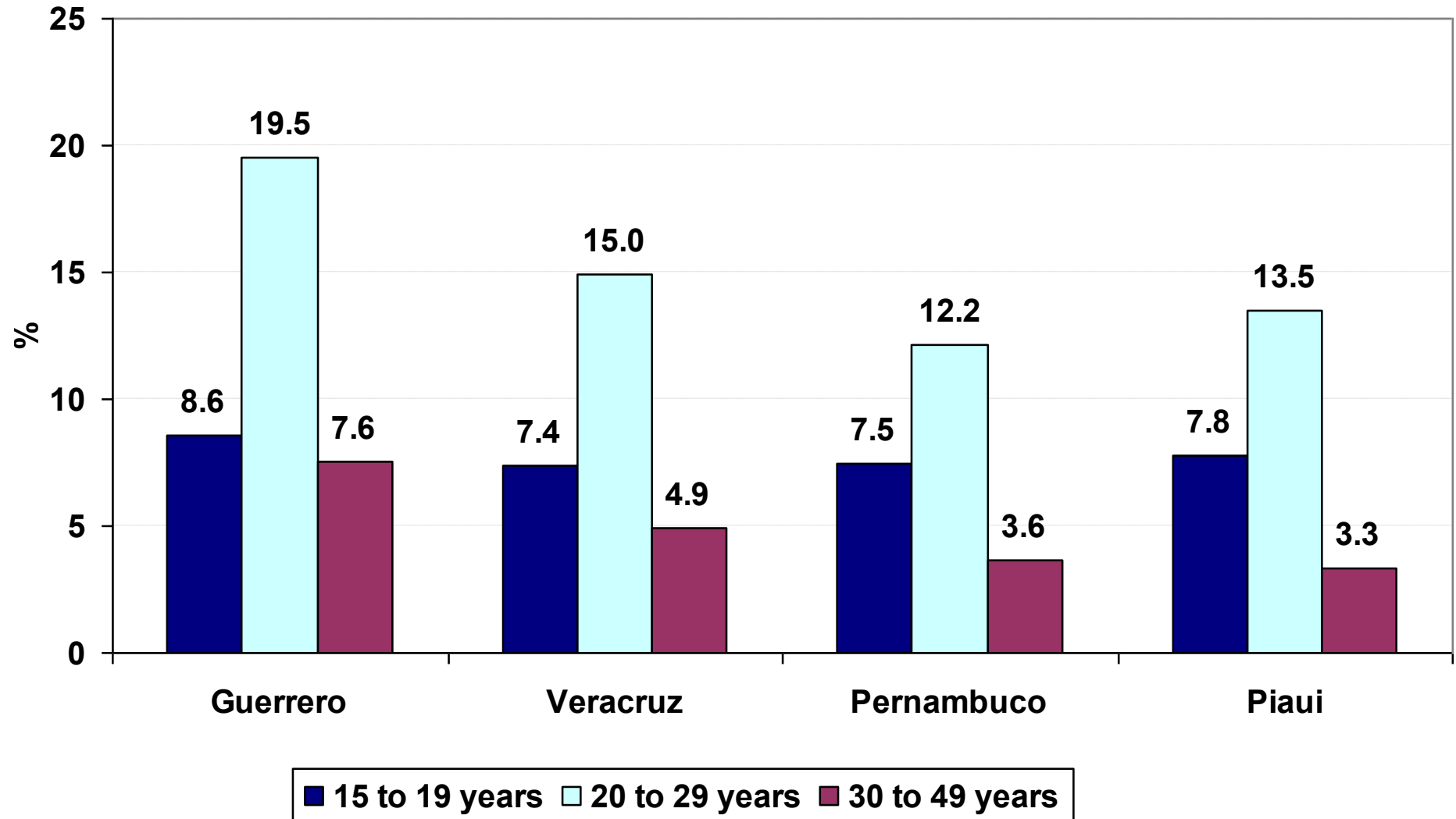
GROUP=50-64 years of age; 0-4 years of schooling (641)



DIFERENCIAIS DE FECUNDIDADE POR ESCOLARIDADE

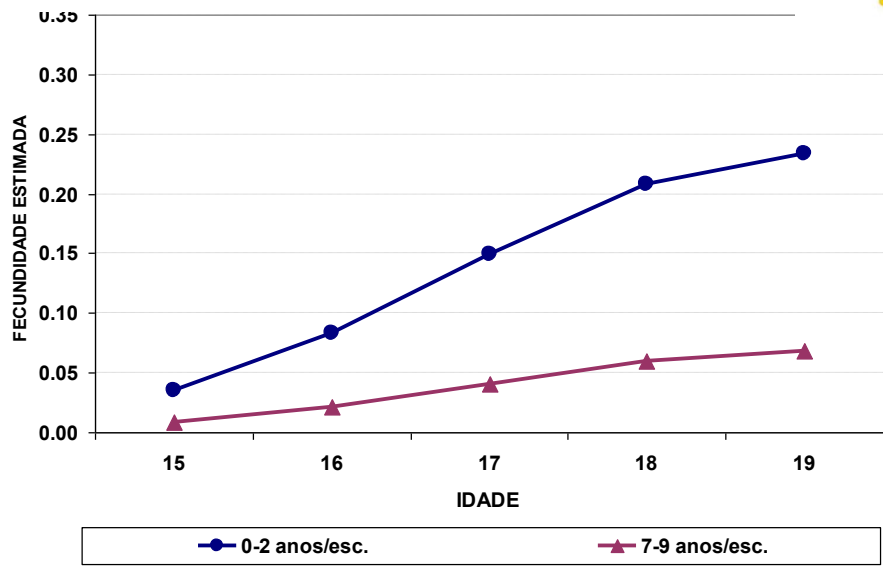
- Unidade de análise: mulheres de 10 a 45 anos em quatro Estados brasileiros (Piauí, Pernambuco, Espírito Santo, Rio Grande do Sul) e quatro Estados mexicanos (Guerrero, Veracruz, Nuevo León, Tamaulipas).
- Dados: censos demográficos de 2000 dos dois países.
- Variável dependente: informação se teve 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

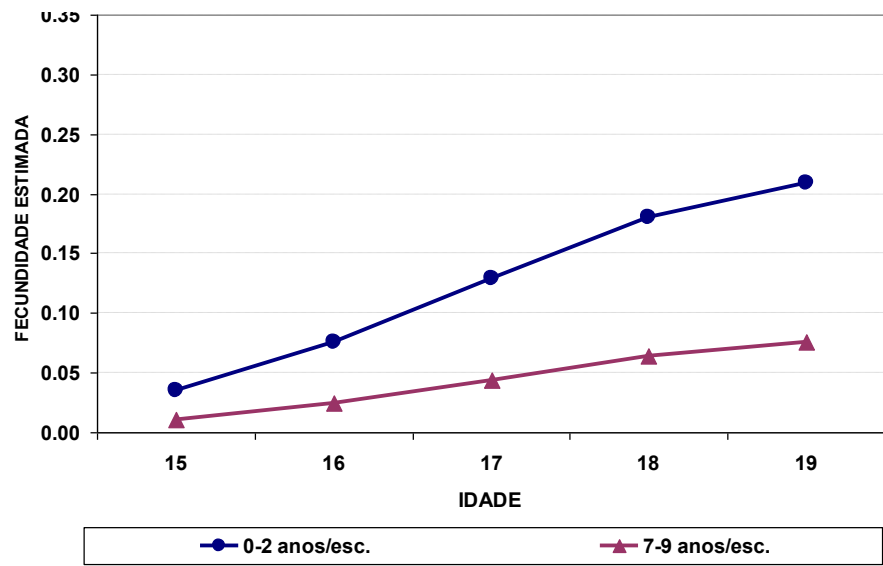




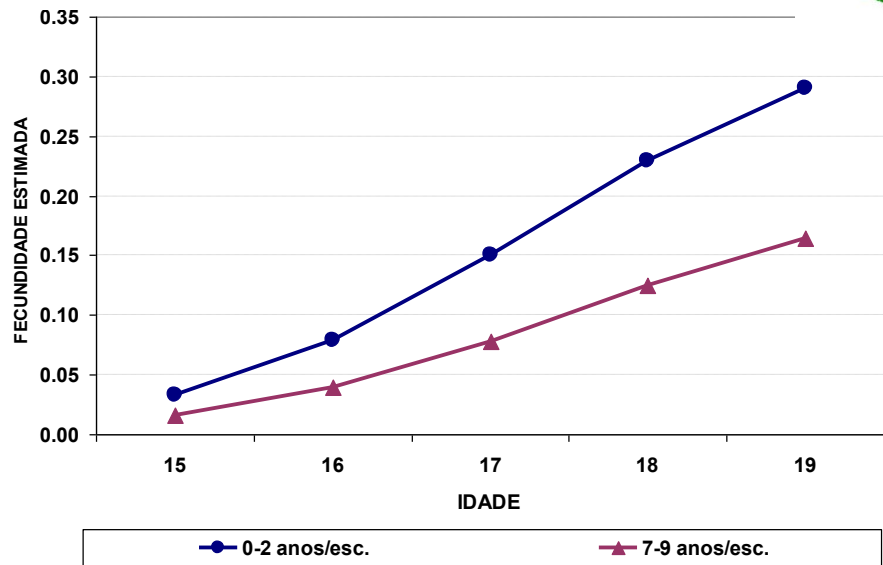
PIAUI - BRASIL



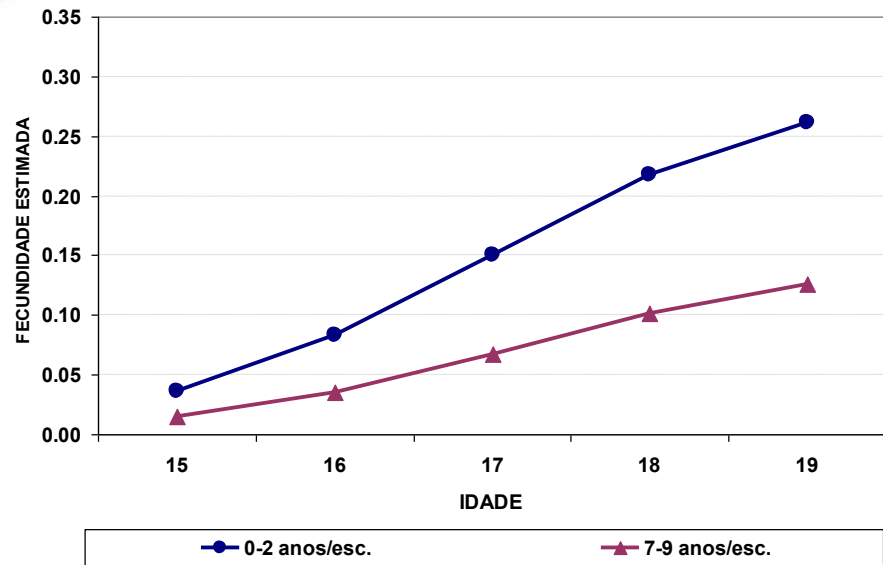
PERNAMBUCO - BRASIL



GUERRERO - MÉXICO



VERACRUZ - MÉXICO

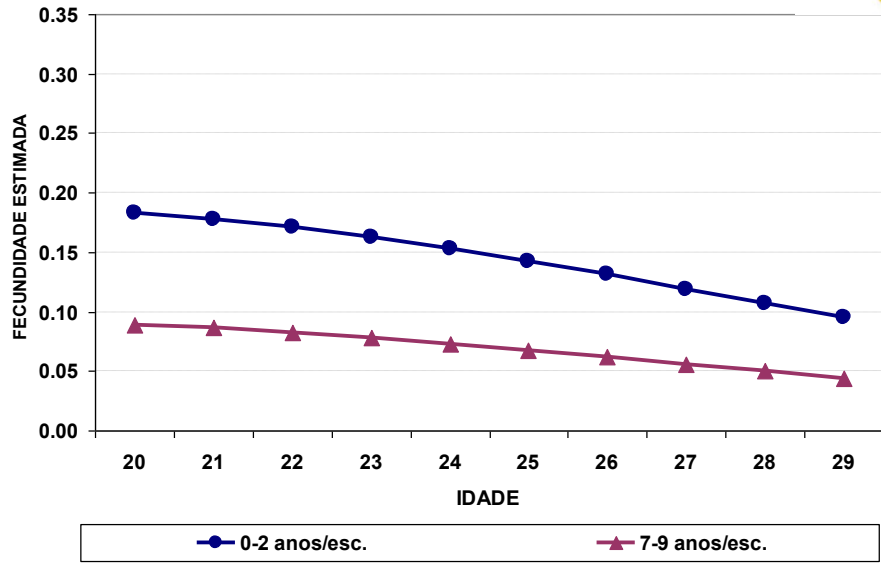


MULHERES DE 20-29 ANOS

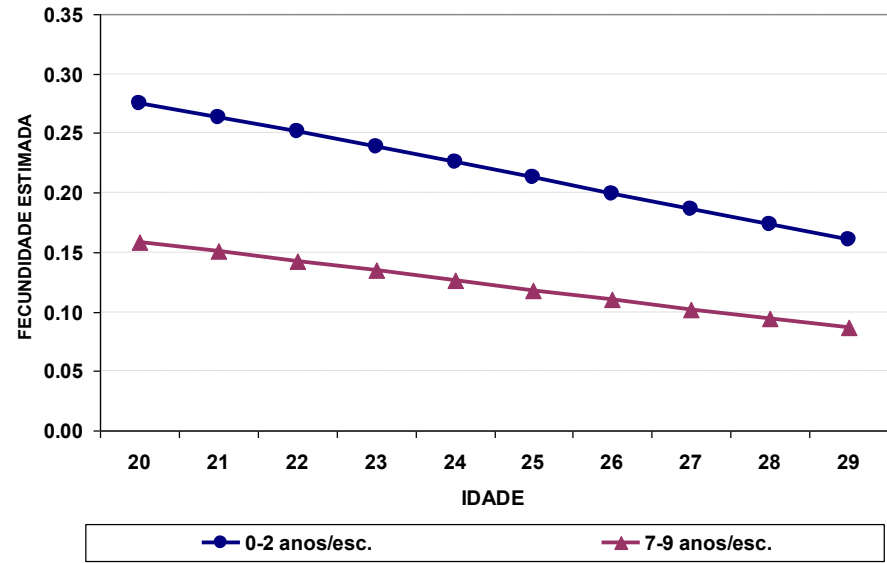


MULHERES COM 3 FILHOS OU MAIS⁵⁰

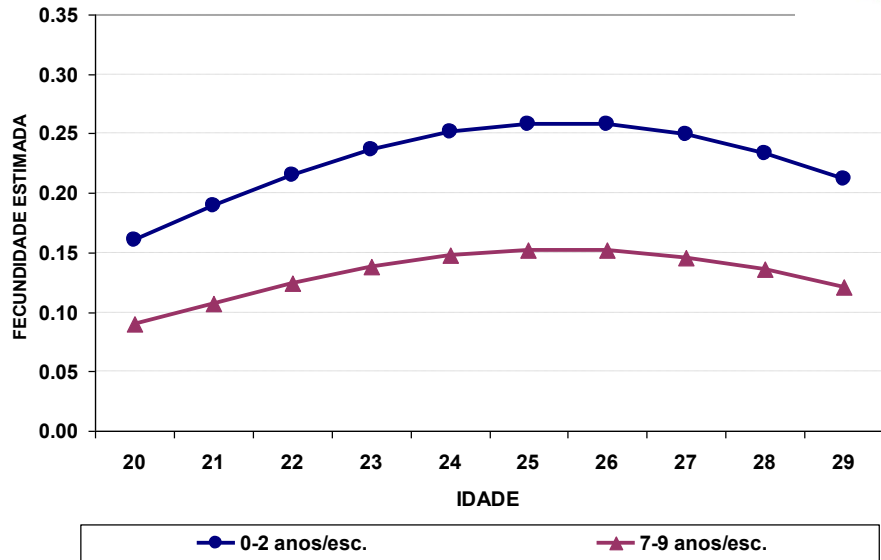
PIAUI - BRASIL



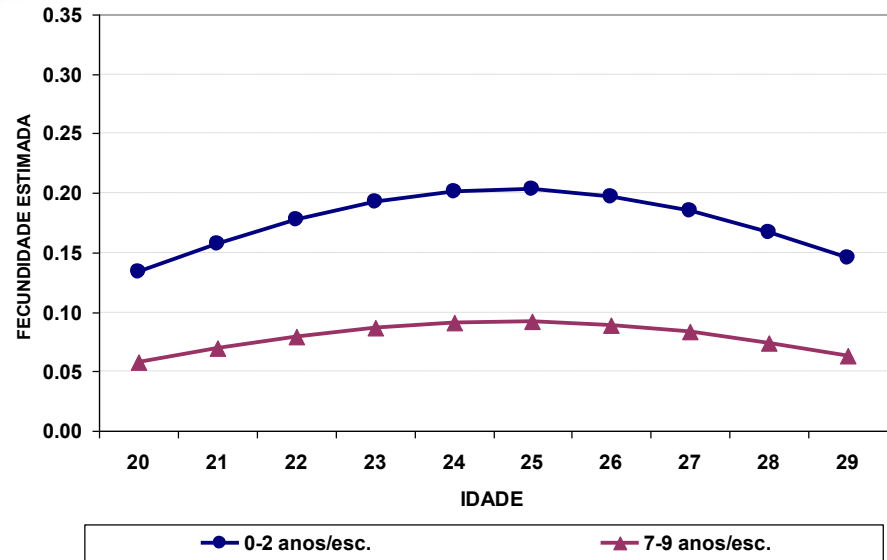
PERNAMBUCO - BRASIL



GUERRERO - MÉXICO



VERACRUZ - MÉXICO

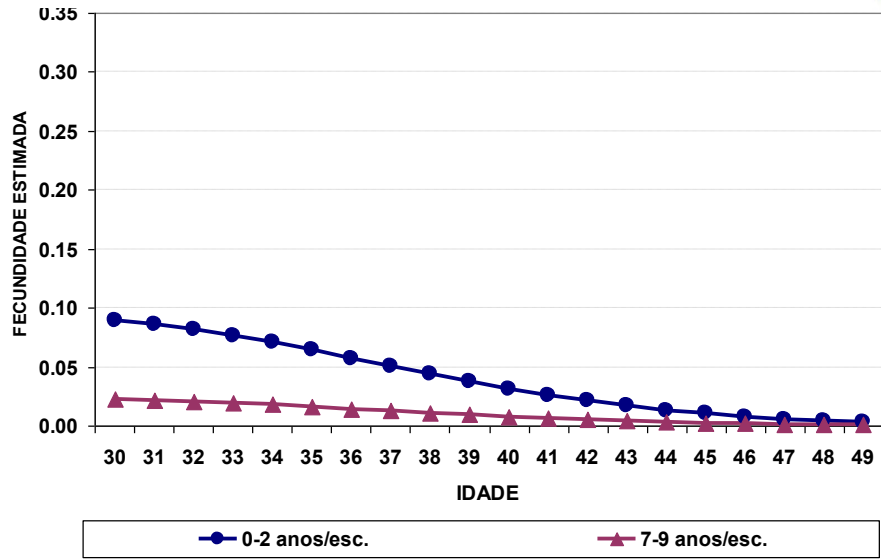


MULHERES DE 30-49 ANOS

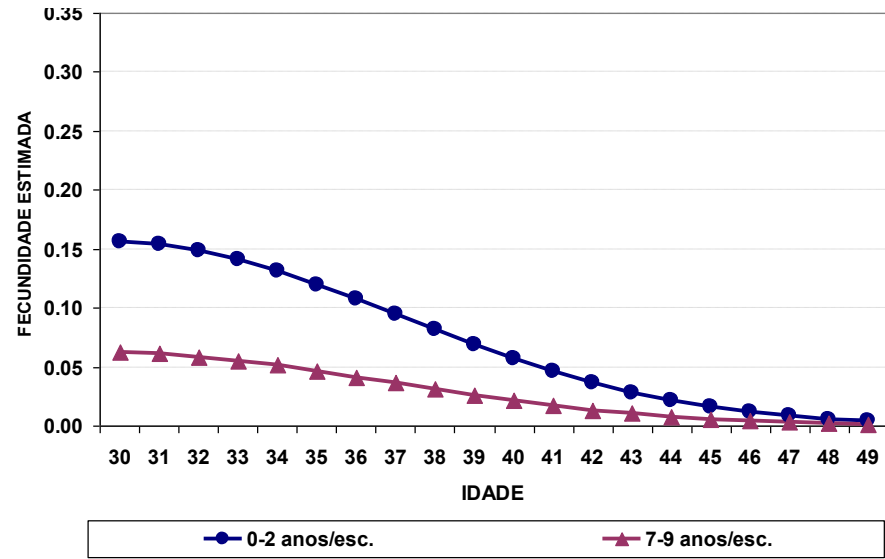


MULHERES COM 3 FILHOS OU MAIS¹

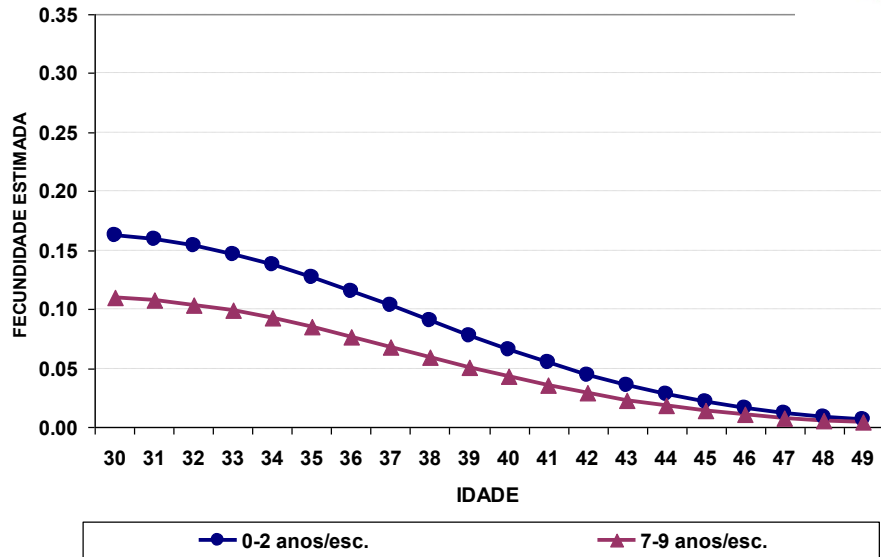
PIAUI - BRASIL



PERNAMBUCO - BRASIL



GUERRERO - MÉXICO



VERACRUZ - MÉXICO

