



DCP098

Fundamentos para Avaliação Quantitativa de Políticas Públicas

Interação.

Aula 24
20 de junho de 2022

Ana Paula Karruz

Interação com dummy

- Nossa discussão anterior sobre variáveis dummy (F) tratou de casos em que a variável categórica afetava a dependente no intercepto (i.e., no nível), mas não na inclinação. Endereçávamos questões do tipo “Há uma diferença sistemática entre salários (Y) de mulheres e homens, para um mesmo nível de escolaridade (X)?”

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 F_i + \varepsilon_i$$

Qual a representação gráfica desta equação?

- Adicionalmente, pode ser relevante saber se a relação entre a variável dependente (Y) e uma variável independente (X) difere para subgrupos da população. Isso corresponde a questões do tipo “Mulheres e homens obtêm o mesmo retorno do investimento em educação?”. Para endereçar esta questão é preciso interagir (i.e., multiplicar) X e F, como segue:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 F_i + \beta_3 (X_{1i} * F_i) + \varepsilon_i$$

- Na equação acima, o sexo afeta tanto o intercepto como a inclinação

Salário estimado:

$$\text{Male: } \hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i}$$

$$\text{Female: } \hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 + (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3) X_{1i}$$

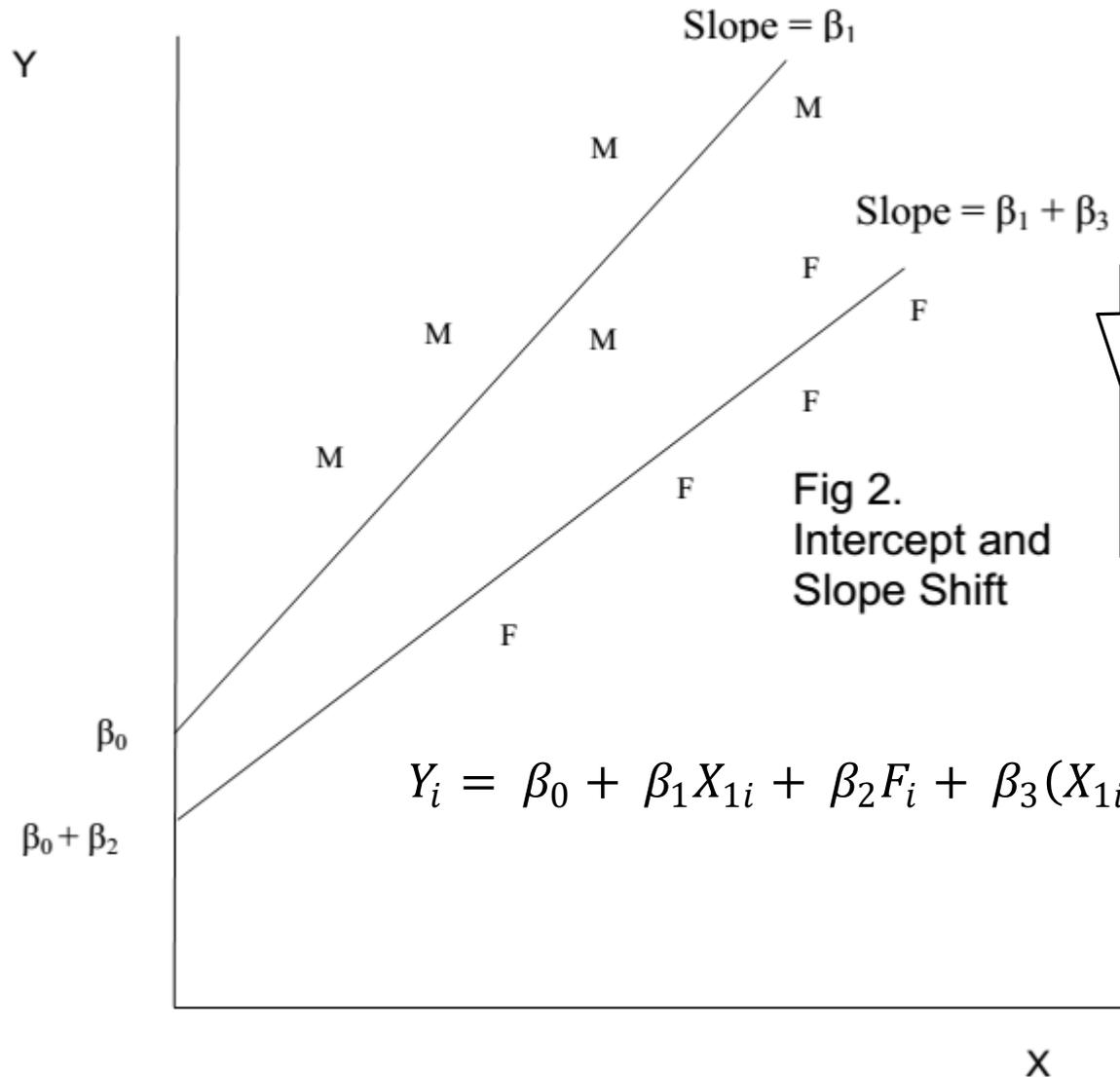
Efeito estimado do aumento de uma unidade em X_1 :

$$\text{Male: } \hat{\beta}_1$$

$$\text{Female: } \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3$$

$\hat{\beta}_3$, o coeficiente estimado do termo de interação, é nossa estimativa do efeito diferencial da educação no salário para mulheres em relação a homens

Interação com dummy: Representação gráfica



Olhando para este gráfico, o que podemos dizer sobre o sinal de β_3 ?

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 F_i + \beta_3 (X_{1i} * F_i) + \varepsilon_i$$

Exemplo: Interação com dummy

$$wage = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 fem + \beta_3(educ * fem) + \varepsilon$$

$$femeduc = female * educ$$

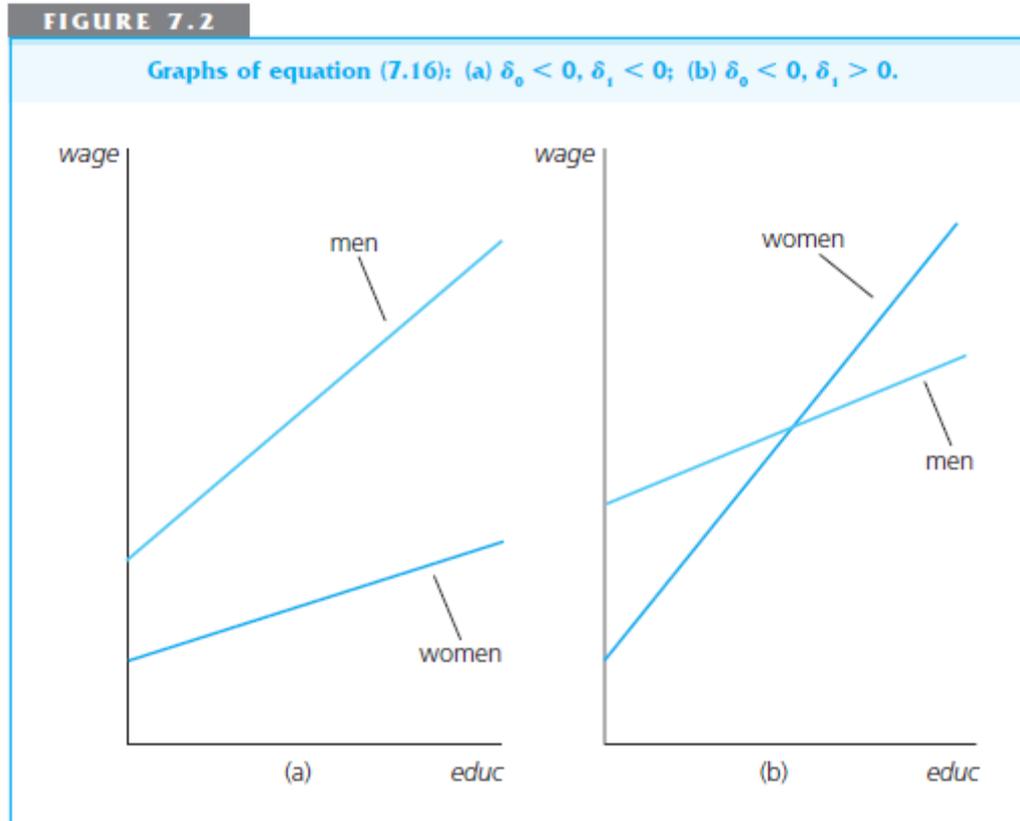
Quais coeficientes são estatisticamente diferentes de zero?

wage	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
educ	.539476	.0642229	8.40	0.000	.4133089 .6656432
female	-1.198523	1.32504	-0.90	0.366	-3.801589 1.404543
femeduc	-.085999	.1036388	-0.83	0.407	-.2895994 .1176014
_cons	.2004963	.8435616	0.24	0.812	-1.456696 1.857689

$$\widehat{wage} = 0,20 + 0,54educ - 1,20fem - 0,09(educ * fem)$$

- Mulheres sem qualquer educação formal ganham, na média, 1,20 menos que os homens
- Um ano adicional de educação formal associa-se com um aumento de 0,54 no salário de homens
- Um ano adicional de educação formal associa-se com um aumento de 0,45 (0,54 – 0,09) no salário de mulheres
- O efeito diferencial de um ano adicional de educação formal para mulheres em relação a homens é de -0,09

Interação com dummy: Outras representações gráficas



A diferença salarial entre sexos depende do nível de escolaridade, por isso as retas não são paralelas

Fonte: Wooldridge (2009: 240).

Interação entre duas dummies

$$wage = \beta_0 + \beta_1 fem + \beta_2 mar + \beta_3 (fem \cdot mar) + \varepsilon$$

$$\hat{w}age = 5.2 - .56 fem + 2.8 mar - 2.9(fem \cdot mar)$$

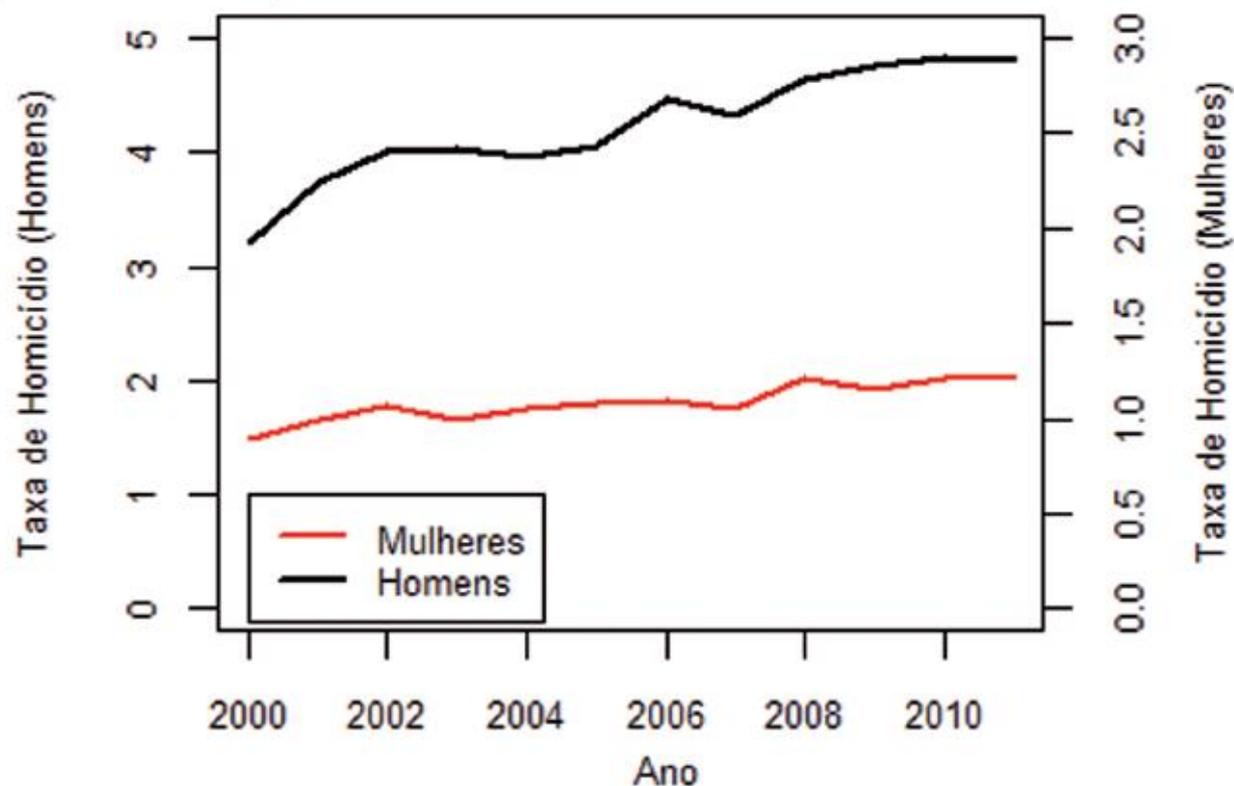
Interpretação:

Group	Values	Predicted wage
Unmarried men	fem=0, mar=0	\$ 5.2
Unmarried women	fem=1, mar=0	\$ 4.64 (5.2-.56)
Married men	fem=0, mar=1	\$ 8.00 (5.2 +2.8)
Married women	fem=1, mar=1	\$ 4.54 (5.2-.56+2.8-2.9)

- Coeficiente de *fem*: Estima-se que o salário médio de mulheres solteiras seja 0,56 inferior ao de homens solteiros
- Coeficiente de *mar*: Estima-se que o salário médio de homens casados seja 2,8 superior ao de homens solteiros
- Coeficiente de *fem*mar*: Estima-se que o impacto médio do casamento no salário seja 2,90 inferior para mulheres que para homens

Exemplo: Interação entre duas dummies (modelo de diferença em diferenças)

GRÁFICO 2
Taxa de homicídios ocorridos em residência – Brasil (2000-2011)
(Por 100 mil habitantes)



Fonte: SIM.
Elaboração: Diest/Ipea.
Obs.: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

2048

TEXTOS PARA DISCUSSÃO

Brasília, março de 2015

AVALIANDO A EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA¹

Daniel Cerqueira²
Mariana Vieira Martins Matos³
Ana Paula Antunes Martins⁴
Jony Pinto Junior⁵

https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2048k.pdf

Exemplo: Interação entre duas dummies (modelo de diferença em diferenças)

TABELA 3

Resumo da estimação dos modelos de diferenças para a variável *logaritmo da taxa de homicídios em residência*

Variável dependente: <i>ln</i> (taxa de homicídios em residência)				
	(5)	(6)	(7)	(8)
Sexo (β_1)	-1,179 ($<0,001$)***	-1,181 ($<0,001$)***	-1,182 ($<0,001$)***	-1,183 ($<0,001$)***
Vigência da lei (β_2)	0,339 ($<0,001$)***	0,340 ($<0,001$)***	NA -	NA -
Sexo*lei (β_3)	-0,099 ($<0,001$)***	-0,097 ($<0,001$)***	-0,096 ($<0,001$)***	-0,096 ($<0,001$)***
<i>ln</i> (Taxa_álcool)	-	-	-	0,135 ($<0,001$)***
<i>ln</i> (Taxa_armas)	-	-	-	0,091 ($<0,001$)***
Efeito fixo de microrregião	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Não	Sim	Sim
Prob. > F	($<0,001$)***	($<0,001$)***	($<0,001$)***	($<0,001$)***
R – ajustado	0,453	0,695	0,705	0,710
Número de observações	13.392	13.392	13.392	13.358

Fonte: SIM.

Elaboração: Diest/Ipea.

Obs.: * $<0,05$; ** $<0,01$; *** $<0,001$; NA – não definido por causa de singularidade. A taxa de armas é uma *proxy* para a prevalência de armas de fogo nas microrregiões construída a partir da proporção de suicídios por armas de fogo em relação ao total de suicídios. A taxa de álcool é uma *proxy* para consumo de bebida alcoólica nas microrregiões, construída pela soma de óbitos ocasionados pelo envenenamento por bebidas alcoólicas, relativizados pela população residente na localidade. Para contabilizar apenas os homicídios que ocorreram em residências, utilizamos o terceiro dígito da CID-10.

2048

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Brasília, março de 2015

AVALIANDO A EFETIVIDADE DA LEI MARIA DA PENHA¹

Daniel Cerqueira²
Mariana Vieira Martins Matos³
Ana Paula Antunes Martins⁴
Jony Pinto Junior⁵

https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2048k.pdf

Como interpretar interações entre variáveis contínuas?

UCLA

Institute for Digital Research & Education

<https://stats.idre.ucla.edu/stata/faq/how-can-i-explain-a-continuous-by-continuous-interaction-stata-12/>

<https://stats.idre.ucla.edu/r/faq/how-can-i-explain-a-continuous-by-continuous-interaction/>

Existem várias abordagens que podem ser usadas para explicar uma interação de duas variáveis contínuas. A abordagem que demonstraremos é calcular inclinações simples, ou seja, as inclinações da variável dependente na variável independente quando a variável moderadora é mantida constante em diferentes combinações de valores de muito baixo a muito alto.



DCP098

Fundamentos para Avaliação Quantitativa de Políticas Públicas

Interação.

Aula 24
20 de junho de 2022

Ana Paula Karruz