# Intro. Econometria Usando R - Aula 3-

Prof. Mestre. Omar Barroso Khodr Instituto Brasileiro de Educação, Pesquisa e Desenvolvimento

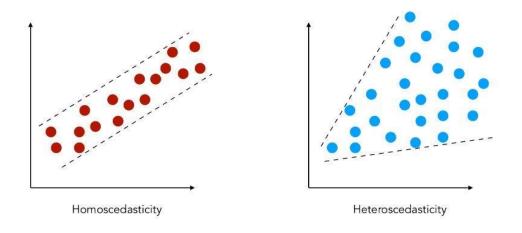


#### Tópicos

- Problemas em modelos de Regressão (heterocedasticidade e formas de detecção).
- Correções: testes de Breusch-Pagan e White.
- Modelos com variáveis categóricas (dummy) e interações.

 A heterocedasticidade é um fenômeno que viola uma das principais premissas do Modelo de Regressão Linear Clássico (MRLC), especificamente a suposição de homocedasticidade (variância constante dos erros). Seu impacto afeta a eficiência dos estimadores e a validade de inferências estatísticas.

- A heterocedasticidade ocorre quando a variância do termo de erro  $\varepsilon_i$  não é constante para todas as observações, ou seja:
- $Var(\varepsilon_i|x_i) = \sigma_i^2 \neq \sigma^2$  (variação constante)
- $Var(\varepsilon_i|x_i) = \sigma^2$  (variância constante)



Fonte: Yemelyanov, 2020

- Dois casos que consideraremos em detalhes são heterocedasticidade e autocorrelação. Distúrbios são heterocedasticidade quando têm variâncias diferentes.
- A heterocedasticidade geralmente surge em dados de séries temporais voláteis de alta frequência, como observações diárias em mercados financeiros e em dados transversais, onde a escala da variável dependente e o poder explicativo do modelo tendem a variar entre as observações.

- Omissão de variáveis relevantes ou forma funcional incorreta (ex: usar modelo linear quando a relação é quadrática).
- Observações extremas (outliers) podem inflar a variância em certas regiões dos dados.

- Teste Breusch-Pagan (BP).
- Pergunta: "Os resíduos ao quadrado (erro²) têm relação com as variáveis explicativas do modelo?"
- Se os erros são homocedásticos (variância constante), os resíduos<sup>2</sup> não devem ter padrão sistemático.
- Se forem heterocedásticos, os resíduos² podem aumentar/diminuir com alguma variável (ex: tempo e renda).

- Teste Breusch-Pagan (BP).
- Passos do Teste (simplificado):
- Estimar o modelo original (ex: y = xb) e obter os resíduos.
- Regredir os resíduos<sup>2</sup> contra as variáveis explicativas originais (ex: resíduos<sup>2</sup> =x).
- Testar significância:
- Se as variáveis explicativas forem significativas (Pv < 0.05) para prever resíduos², há evidência de heterocedasticidade.

- Teste White.
- Pergunta: "Os resíduos² têm relação não só com as variáveis originais, mas também com seus quadrados e interações?"
- Lógica:
- O teste de White é uma extensão do BP que captura não-linearidades (ex: variância que aumenta com o quadrado de x).
- Inclui termos como x² e x1 \* x2 na regressão dos resíduos².

- Teste White.
- Estimar o modelo original (ex: y = x1 + x2).
- Regredir os resíduos<sup>2</sup> contra:
- Variáveis originais (x1, x2).
- Seus quadrados (x1<sup>2</sup>, x2<sup>2</sup>).
- Interações (x1 \* x2).
- Se pelo menos um termo for **significativo**, há heterocedasticidade.

# Intro. Econometria Usando R - Aula 4-

Prof. Mestre. Omar Barroso Khodr Instituto Brasileiro de Educação, Pesquisa e Desenvolvimento



- Variáveis Categóricas
- Variáveis Dummy

- Até agora, encontramos apenas exemplos com variáveis contínuas.
- Existem muitas situações em que faz sentido pensar nos dados em termos de categorias, em vez de números contínuos. Por exemplo, se uma observação i é masculina ou feminina, se um pixel em uma tela é preto ou branco e se um produto foi produzido na França, Alemanha, Itália, China ou Espanha, são todas classificações categóricas de dados.
- Provavelmente, o tipo mais simples de variável categórica é a **binária**, booleana ou simplesmente variável *dummy*. Como o nome sugere, ela pode assumir apenas dois valores: 0 e 1, ou VERDADEIRO e FALSO.
- Representamos que uma determinada observação i é membro de uma determinada categoria j.

Por exemplo,

• 
$$m_i = \begin{cases} 1; se \ i \in m \\ 0 \ caso \ contrário \end{cases}$$

• 
$$f_i = \begin{cases} 1; se \ i \in f \\ 0; c. c. \end{cases}$$

 Por definição, acabamos de introduzir uma dependência linear em nosso conjunto de dados. Sempre será verdade que m + f = 1. Isso ocorre porque variáveis fictícias são baseadas em dados categorizados mutuamente de forma exclusiva — aqui, você é m ou f.

Por exemplo,

• 
$$m_i = \begin{cases} 1; se \ i \in m \\ 0 \ caso \ contrário \end{cases}$$

• 
$$f_i = \begin{cases} 1; se \ i \in f \\ 0; c. c. \end{cases}$$

 Por definição, acabamos de introduzir uma dependência linear em nosso conjunto de dados. Sempre será verdade que m + f = 1. Isso ocorre porque variáveis fictícias são baseadas em dados categorizados mutuamente de forma exclusiva — aqui, você é m ou f.

- Suponha que queremos ver a relação de gênero e renda (y).
- $y_i = b_0 + b_1 f_i + b_2 m_i + e_i$
- Nesse contexto, essa relação seria inválida devido à colinearidade perfeita entre f e m.
- Em regressões com variáveis fictícias, removemos uma categoria da regressão (por exemplo, aqui: *m*) e a chamamos de categoria de referência. O efeito de ser *m* é **absorvido no intercepto**.
- O coeficiente nas categorias restantes mede a diferença no resultado médio em relação à categoria de referência.

- Desta maneira, consideramos apenas...
- $\bullet \ y_i = b_0 + b_1 f_i + e_i$

• 
$$f_i = \begin{cases} 1; se \ i \in f \\ 0; c.c. \end{cases}$$

Vamos testar pelo R com exemplo distinto...

- Suponha que somos analistas econômicos em uma empresa de consultoria publica e privada.
- Nessa semana, estamos trabalho em um projeto que analisa os hábitos de consumo de combustível de automóveis entre homens e mulheres.
- Nosso principal método de medida é 'Milhas por Galão' e também vamos considerar o peso dos veículos de acordo com marca e modelo.

- Nosso principal método de medida é 'Milhas por Galão' e também vamos considerar o peso dos veículos de acordo com marca e modelo. Assim, nossa regressão fica como:
- $mpg_i = b_0 + b_1wt_i + b_2f_i + b_2m_i + e_i$
- Queremos especificamente saber os hábitos femininos de consumo.
- $mpg_i = b_0 + b_1wt_i + b_2f_i + e_i$

- O coeficiente para generoMulher mostra a diferença no consumo entre mulheres e homens, mantendo o peso constante.
- Na primeira regressão (1), generoHomem é absorvido pelo intercepto.
- Nesse contexto, generoMulher apresenta um coeficiente de 3.15 com p < 0.05, concluiríamos que mulheres têm em média 3.15 mpg a mais que homens para carros de mesmo peso.

	Dependent variable: mpg	
	(1)	(2)
wt	-4.443***	-4.443***
	(0.613)	(0.613)
generoHomem		33.004***
		(2.355)
generoMulher	3.154**	36.159***
	(1.191)	(1.766)
Constant	33.004***	
	(2.355)	
Observations	32	32
$\mathbb{R}^2$	0.801	0.984
Adjusted R <sup>2</sup>	0.787	0.982
Residual Std. Error (df = 29)	2.780	2.780
F Statistic	$58.361^{***}$ (df = 2	$2; 29) 596.072^{***} (df = 3; 29)$
Note:		*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

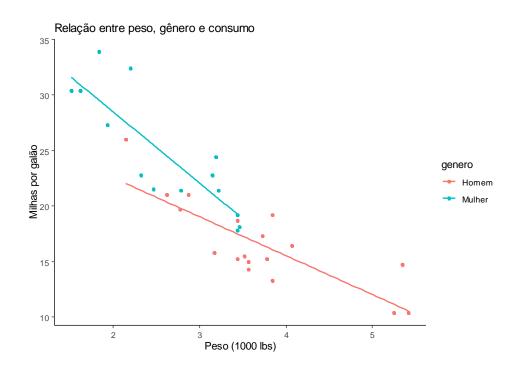
- Na segunda regressão (2) considerando os Homens...
- O modelo estimado é:
- mpg = -4.4428\*wt +
   33.0042\*generoHomem +
   36.1586\*generoMulher
- Mulheres têm um intercepto
   3.1544 mpg maior que homens
   (36.1586 33.0042).

	Dependent variable:  mpg	
	(1)	(2)
wt	-4.443***	-4.443***
	(0.613)	(0.613)
generoHomem		33.004***
		(2.355)
generoMulher	3.154**	36.159***
	(1.191)	(1.766)
Constant	33.004***	
	(2.355)	
Observations	32	32
$\mathbb{R}^2$	0.801	0.984
Adjusted R <sup>2</sup>	0.787	0.982
Residual Std. Error (df = 29)	2.780	2.780
F Statistic	58.361*** (df =	2; 29) 596.072*** (df = 3; 29)
Note:		*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

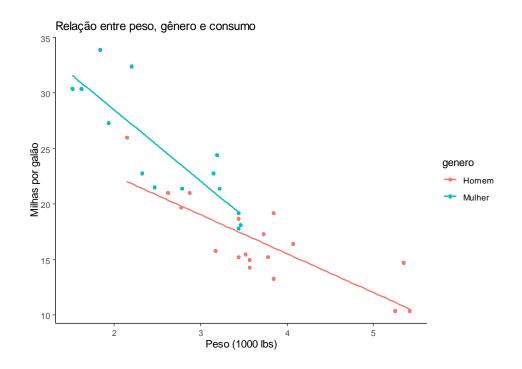
- Isso sugere que, para um peso fixo, mulheres tendem a ter um consumo de combustível ligeiramente melhor que homens.
- Efeito do peso (wt) é o mesmo para ambos os grupos (o coeficiente de wt é compartilhado).
- Mulheres têm um consumo ligeiramente melhor que homens para um mesmo peso.
- O modelo explica 98.4% da variabilidade em mpg (R² = 0.984), indicando um excelente ajuste.

	Dependent variable:	
	mpg	
	(1)	(2)
wt	-4.443***	-4.443***
	(0.613)	(0.613)
generoHomem		33.004***
		(2.355)
generoMulher	3.154**	36.159***
	(1.191)	(1.766)
Constant	33.004***	
	(2.355)	
Observations	32	32
$\mathbb{R}^2$	0.801	0.984
Adjusted R <sup>2</sup>	0.787	0.982
Residual Std. Error (df = 29)	2.780	2.780
F Statistic	$58.361^{***} (df = 2)$	2; 29) 596.072*** (df = 3; 29)
Note:		*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

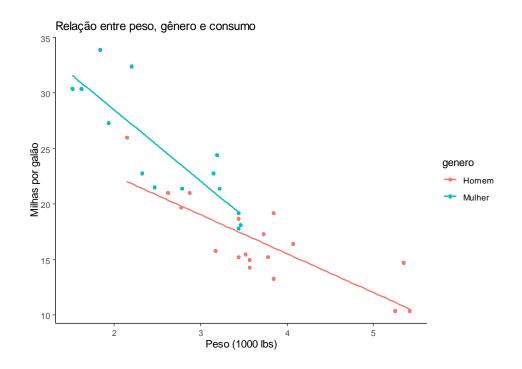
- Neste modelo, cada categoria de gênero tem seu próprio intercepto (Homem e Mulher).
- Isso permite comparar diretamente os dois grupos sem depender de uma categoria de referência.



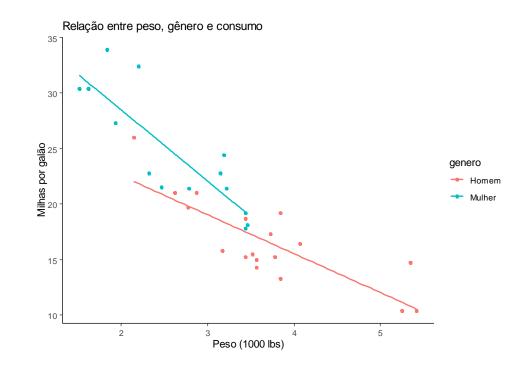
- Em modelos COM intercepto, o R automaticamente remove uma das dummies para evitar colinearidade.
- Ex.: Se genero tem níveis Homem e Mulher, o R usará apenas generoMulher (considerando Homem como referência).
- A equação seria:
- mpg =  $\beta_0$  +  $\beta_1$ wt +  $\beta_2$ generoMulher



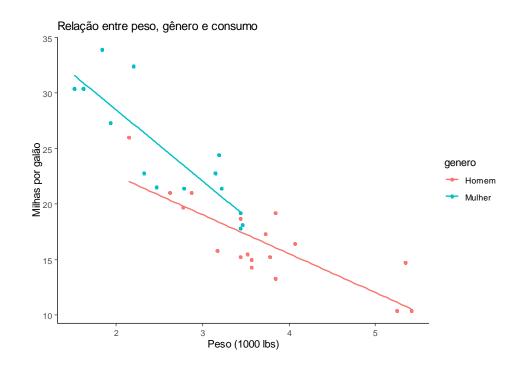
- Em modelos COM intercepto, o R automaticamente remove uma das dummies para evitar colinearidade.
- Ex.: Se gênero tem níveis Homem e Mulher, o R usará apenas generoMulher (considerando Homem como referência).
- A equação seria:
- mpg =  $\beta_0$  +  $\beta_1$ wt +  $\beta_2$ generoMulher



- Em modelos SEM intercepto (- 1), o R mantém todas as dummies, pois não há intercepto para causar colinearidade.
- Nesse caso, cada dummy representa o intercepto específico da sua categoria.
- mpg =  $\beta_1$ wt +  $\beta_2$ Homem +  $\beta_3$ Mulher



- Matematicamente:
- A matriz de design (X) do modelo tem:
- Uma coluna para wt
- Uma coluna para generoHomem (1 se Homem, 0 se Mulher)
- Uma coluna para generoMulher (1 se Mulher, 0 se Homem)
- Essas colunas não são linearmente dependentes porque não há uma coluna de "1"s (intercepto) para vinculá-las.



- Suponha o modelo,
- $lnw_i = b_0 + b_1 e duc_i + b_2 f_i + e_i$
- Voltando ao nosso exemplo salarial, queremos saber se o salário de um trabalhador é explicado pela sua educação e também do seu gênero.

- Suponha o modelo,
- $lnw_i = b_0 + b_1 e duc_i + b_2 f_i + e_i$
- Voltando ao nosso exemplo salarial, queremos saber se o salário de um trabalhador é explicado pela sua educação e também do seu gênero.

	Dependent variable:  lwage	
	(1)	(2)
educ	0.083***	0.077***
	(0.008)	(0.007)
female1		-0.361***
		(0.039)
Constant	0.584***	0.826***
	(0.097)	(0.094)
Observations	526	526
$\mathbb{R}^2$	0.186	0.300
Adjusted R <sup>2</sup>	0.184	0.298
Residual Std. Error	0.480 (df = 524)	0.445 (df = 523)
F Statistic 11	19.582*** (df = 1; 524	$112.189^{***} (df = 2; 523)$
Note:	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01	

 Já conhecemos muito bem os resultados da coluna (1). Como a relação muda se incluirmos o indicador feminino? Lembre-se do que foi dito acima que feminino é um fator com dois níveis, 0 e 1, onde 1 significa que é uma mulher.

	Dependent variable:	
	lwage	
	(1)	(2)
educ	0.083***	0.077***
	(0.008)	(0.007)
female1		-0.361***
		(0.039)
Constant	0.584***	0.826***
	(0.097)	(0.094)
Observations	526	526
$\mathbb{R}^2$	0.186	0.300
Adjusted R <sup>2</sup>	0.184	0.298
Residual Std. Error	0.480 (df = 524)	0.445 (df = 523)
F Statistic 1	19.582*** (df = 1; 524	4) 112.189*** (df = 2; 523)
Note:	*p	<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

 Já conhecemos muito bem os resultados da coluna (1). Como a relação muda se incluirmos o indicador feminino? Lembre-se do que foi dito acima que feminino é um fator com dois níveis, 0 e 1, onde 1 significa que é uma mulher.

	Dependent variable:	
	lwage	
	(1)	(2)
educ	0.083***	0.077***
	(0.008)	(0.007)
female1		-0.361***
		(0.039)
Constant	0.584***	0.826***
	(0.097)	(0.094)
Observations	526	526
$\mathbb{R}^2$	0.186	0.300
Adjusted R <sup>2</sup>	0.184	0.298
Residual Std. Error	0.480 (df = 524)	0.445 (df = 523)
F Statistic 1	19.582*** (df = 1; 524	4) 112.189*** (df = 2; 523)
Note:	*p	<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

 Mas você também pode observar que há uma mudança paralela para baixo da linha masculina para a feminina. A estimativa de b² = −0,36 é a magnitude da mudança para baixo.

	Dependent variable:  lwage	
	(1)	(2)
educ	0.083***	0.077***
	(0.008)	(0.007)
female1		-0.361***
		(0.039)
Constant	0.584***	0.826***
	(0.097)	(0.094)
Observations	526	526
$\mathbb{R}^2$	0.186	0.300
Adjusted R <sup>2</sup>	0.184	0.298
Residual Std. Error	0.480 (df = 524)	0.445 (df = 523)
F Statistic 11	19.582*** (df = 1; 524	e) 112.189*** (df = 2; 523)
Note:	*p-	<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

#### Bibliografia

• Wooldridge, J.M. (2013) Introductory econometrics: a modern approach. 5th ed. Michigan State University.