

# **AULA 09**

# **Heteroscedasticidade**

**Ernesto F. L. Amaral**

**21 de julho de 2011**

**Análise de Regressão Linear e Análise de Dados Categóricos (MQ 2011)**

**Fonte:**

**Wooldridge, Jeffrey M. “Introdução à econometria: uma abordagem moderna”. São Paulo: Cengage Learning, 2008. Capítulo 8 (pp.243-271).**

# HOMOSCEDASTICIDADE

- A hipótese de homoscedasticidade para a regressão múltipla significa que a variância do erro não observável ( $u$ ), condicional nas variáveis explicativas, é constante.
- A homoscedasticidade não se mantém quando a variância dos fatores não-observáveis muda ao longo de diferentes segmentos da população.
- Por exemplo, a heteroscedasticidade está presente se a variância dos fatores não-observados ( $u$ ) que afetam a renda ( $y$ ) aumenta com a idade ( $x$ ).
- A homoscedasticidade é necessária para estimar os testes de  $t$  e  $F$ , além dos intervalos de confiança.
- A intenção aqui é de: (1) discorrer sobre as consequências da heteroscedasticidade para estimação de MQO; (2) verificar a presença da heteroscedasticidade; (3) discutir soluções para a ocorrência deste problema.

## $\beta_j$ E $R^2$ NA HETEROSCEDASTICIDADE

- A heteroscedasticidade não provoca viés ou inconsistência nos estimadores MQO de  $\beta_j$ , enquanto a omissão de uma variável importante teria esse efeito.
- O  $R^2$  da população é:
  - 1 – (variância do erro / variância de  $y$ )
- Como ambas variâncias no  $R^2$  da população são incondicionais, o  $R^2$  da população não é afetado pela presença de heteroscedasticidade em  $\text{Var}(u|x_1, \dots, x_k)$ .
- $SQR/n$  estima consistentemente a variância do erro, e  $SQT/n$  estima consistentemente a variância de  $y$ , seja  $\text{Var}(u|x_1, \dots, x_k)$  constante ou não.
- Portanto  $R^2$  e  $R^2$  ajustados são estimadores consistentes do  $R^2$  da população, mantendo ou não a hipótese de homoscedasticidade.

## ERROS-PADRÃO NA HETEROSCEDASTICIDADE

- Os estimadores de variâncias [ $\text{Var}(\beta_j)$ ] são viesados sem a hipótese de homoscedasticidade.
- Como os erros-padrão dos estimadores MQO são baseados diretamente nessas variâncias, eles não mais são válidos para construirmos intervalos de confiança e estatísticas  $t$ .
- Na presença de heteroscedasticidade, as estatísticas  $t$  não têm distribuições  $t$  e as estatísticas  $F$  não têm distribuição  $F$ .
- Portanto, as estatísticas que usamos para testar hipóteses não são válidas na presença de heteroscedasticidade.
- Os estimadores MQO são os melhores estimadores lineares não-viesados na hipótese de homoscedasticidade: isso ocorre quando  $\text{Var}(u|x)$  for constante.

# INFERÊNCIA ROBUSTA

- É possível ajustar erros-padrão, estatísticas  $t$  e teste de  $F$  de forma a torná-los válidos na presença de heteroscedasticidade de forma desconhecida.
- Isso significa que é possível descrever novas estatísticas que funcionam independentemente do tipo de heteroscedasticidade presente na população.
- Esses métodos são os procedimentos robustos em relação à heteroscedasticidade, já que são válidos mesmo que a variância dos erros não seja constante.
- É possível então estimar variâncias consistentes na presença de heteroscedasticidade.
- A aplicação de métodos robustos em relação à heteroscedasticidade é bastante fácil, pois muitos programas estatísticos e econométricos calculam essas estatísticas como uma opção.

# ESTIMANDO VARIÂNCIA COM HETEROSCEDASTICIDADE <sup>6</sup>

- No caso da regressão simples e sem a hipótese de homoscedasticidade, a variância do estimador é:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sigma_i^2}{\left[\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2\right]^2} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sigma_i^2}{SQT_x^2}$$

- Quando  $\sigma_i^2 = \sigma^2$  para todo  $i$ , a fórmula se reduz a:  $\sigma^2/SQT_x$ .
- Quando  $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$  (heteroscedasticidade), a variância derivada sob homoscedasticidade não é mais válida.
- Como o erro-padrão é baseado diretamente na estimativa da variância, é preciso estimar a equação acima quando a heteroscedasticidade está presente.
- Sendo  $u_i$  os resíduos da regressão simples de  $y$  sobre  $x$ , um estimador válido da variância para a heteroscedasticidade é:

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \hat{u}_i^2}{SQT_x^2}$$

## EM REGRESSÃO MÚLTIPLA

- No caso de: (1) regressão múltipla; (2)  $r_{ij}$  ser o  $i$ -ésimo resíduo da regressão de  $x_j$  sobre todas as outras variáveis independentes; e (3)  $SQR_j$  ser a soma dos resíduos quadrados da regressão, temos:

$$Var(\hat{\beta}_j) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{r}_{ij}^2 \hat{u}_i^2}{SQR_j^2}$$

- A raiz quadrada desta fórmula é o erro-padrão robusto em relação à heteroscedasticidade de beta estimado.
- Os erros-padrão robustos são atribuídos a White (1980).
- A estatística  $t$  robusta em relação à heteroscedasticidade é calculada após obter os erros-padrão robustos:

$$t = \frac{\textit{estimativa} - \textit{valor hipotético}}{\textit{erro padrão}}$$

# ERROS-PADRÃO USUAIS E ROBUSTOS

- Geralmente, os erros-padrão robustos são frequentemente maiores do que os erros-padrão usuais.
- Os erros-padrão robustos podem ser estimados mesmo sem que se saiba se a heteroscedasticidade está presente.
- Os novos erros-padrão são válidos haja ou não presença de heteroscedasticidade.
- Com frequência, as diferenças entre os erros-padrão usuais e os robustos são pequenas.
- Erros-padrão usuais podem ser usados se a hipótese de homoscedasticidade se mantiver e erros forem normalmente distribuídos, já que estatísticas  $t$  usuais terão distribuições  $t$ .
- Em amostras pequenas, as estatísticas  $t$  robustas podem ter distribuições que não sejam próximas da distribuição  $t$ .
- Em amostras grandes, sempre podemos levar em conta somente os erros-padrão robustos.



# ESTATÍSTICA $F$

- É possível obter estatística de  $F$  robusta em relação à heteroscedasticidade de forma desconhecida.
- A estatística  $F$  robusta em relação à heteroscedasticidade é chamada de estatística de Wald robusta em relação à heteroscedasticidade.
- O cálculo do teste  $F$  robusto não tem uma forma simples, mas pode ser computado por alguns programas estatísticos.

# TESTE DE EXISTÊNCIA DE HETEROSCEDASTICIDADE

- Os erros-padrão robustos em relação à heteroscedasticidade oferecem um método simples para calcular estatísticas  $t$  que sejam realmente distribuídas como  $t$ , haja ou não a presença de heteroscedasticidade.
- Porém, há razões para saber se realmente há presença de heteroscedasticidade, antes de estimar erros-padrão robustos:
  - As estatísticas  $t$  usuais são preferíveis se não há heteroscedasticidade.
  - É possível obter um estimador melhor que o MQO quando a forma da heteroscedasticidade é conhecida.

# TESTE DE EXISTÊNCIA DE HETEROSCEDASTICIDADE

- Considere um modelo linear:

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

- A hipótese nula de que a homoscedasticidade se mantém é:

$$H_0: \text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$$

- Precisamos analisar os dados para saber se a hipótese nula é adequada ou não.
- Se não rejeitamos  $H_0$ , concluímos que a heteroscedasticidade não será um problema.
- Como  $u$  tem esperança condicional zero,  $\text{Var}(u|x) = E(u^2|x)$ , e a hipótese nula será:

$$H_0: E(u^2|x_1, x_2, \dots, x_k) = E(u^2) = \sigma^2$$

# TESTE $F$ DE EXISTÊNCIA DE HETEROSCEDASTICIDADE

- Estimamos então esta equação:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \dots + \delta_k x_k + \text{erro}$$

- Utilizando o  $R^2$  da equação acima e o número de regressores ( $k$ ), estimamos a estatística  $F$ :

$$F = \frac{R_{\hat{u}^2}^2 / k}{(1 - R_{\hat{u}^2}^2) / (n - k - 1)}$$

- A estatística  $F$  tem uma distribuição  $F_{k, n-k-1}$  sob a hipótese nula de homoscedasticidade, permitindo o cálculo de sua significância.
- A não rejeição de  $H_0: \text{Var}(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma$  leva à conclusão de que a heteroscedasticidade não é um problema em nossas estimações.

## CONSIDERAÇÃO IMPORTANTE

- Se omitirmos um ou mais termos quadráticos em um modelo de regressão ou usarmos o modelo em nível ao invés de usar o log, um teste de heteroscedasticidade pode vir a ser significativo, rejeitando a hipótese de homoscedasticidade.
- Isso tem levado alguns pesquisadores a verem estes testes como testes de má especificação do modelo:
  - Porém, há outros testes que podem testar melhor a má especificação de formas funcionais das variáveis.
- Ou seja, é mais apropriado:
  - Primeiro, realizar testes específicos de formas funcionais, já que a má especificação da forma funcional é mais importante que a heteroscedasticidade.
  - Depois de satisfeitos com as formas funcionais das variáveis, estimar o teste para verificar a existência de heteroscedasticidade.

# ESTIMAÇÃO DE MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS

- Se for detectada heteroscedasticidade com o uso de testes estatísticos, é possível estimar erros padrão robustos em relação à heteroscedasticidade após a estimação MQO.
- Porém, antes das estatísticas robustas, é possível modelar e estimar a forma específica da heteroscedasticidade, calculando um estimador mais eficiente que o MQO, além de estatísticas  $t$  e  $F$  não enviesadas.
- Isso requer mais trabalho, pois é preciso ser específico sobre a natureza de qualquer heteroscedasticidade.

## CONSTANTE MULTIPLICATIVA

- Considere que  $\mathbf{x}$  representa todas as variáveis explicativas em:

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

- Assuma que  $h(\mathbf{x})$  é alguma função das variáveis explicativas que determina a heteroscedasticidade:

$$Var(u|\mathbf{x}) = \sigma^2 h(\mathbf{x})$$

- Como variâncias devem ser positivas,  $h(\mathbf{x}) > 0$  para todos valores possíveis das variáveis independentes.
- Supomos que a função  $h(\mathbf{x})$  é conhecida. Assim, mesmo que o parâmetro populacional  $\sigma^2$  seja desconhecido, teremos condições de estimá-lo a partir de uma amostra de dados.

## EQUAÇÃO TRANSFORMADA

- Com o objetivo de obter estimadores de  $\beta_j$  que tenham propriedades de eficiência melhores que MQO, estimamos esta equação:

$$y_i/\sqrt{h_i} = \beta_0/\sqrt{h_i} + \beta_1(x_{i1}/\sqrt{h_i}) + \dots + \beta_k(x_{ik}/\sqrt{h_i}) + u_i/\sqrt{h_i}$$

- Esta equação é linear em seus parâmetros (RLM.1), a hipótese de amostragem aleatória não se alterou (RLM.2), o termo de erro tem média condicional zero (RLM.3) e não há colinearidade perfeita entre variáveis independentes (RLM.4).
- A equação transformada satisfará as hipóteses do modelo linear clássico, se o modelo original também o fizer, com exceção da hipótese de homoscedasticidade (RLM.5).



# MÍNIMOS QUADRADOS GENERALIZADOS (MQG)

- É necessário estimar os parâmetros da nova equação por mínimos quadrados ordinários.
- Os novos betas são estimadores de mínimos quadrados generalizados (MQG).
- Estes estimadores MQG são usados para explicar a heteroscedasticidade nos erros.
- Os erros-padrão, estatísticas  $t$  e estatísticas  $F$  podem ser obtidas de regressões que usem as variáveis transformadas.
- Por serem os melhores estimadores lineares não-viesados de beta, os estimadores MQG são mais eficientes que os estimadores MQO.
- A interpretação dos resultados deve ser feita com base na equação original.
- O  $R^2$  indica o quanto da variação do novo  $y$  é explicado pelo novo  $x$ , o que não é informativo como grau de ajuste.

# MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS (MQP)

- Os estimadores de mínimos quadrados generalizados (MQG) para correção da heteroscedasticidade são chamados de estimadores de mínimos quadrados ponderados (MQP).
- Os novos betas minimizam a soma ponderada dos quadrados dos resíduos.
- A idéia é colocar menos peso nas observações com uma variância de erro mais alta.
- O método MQO atribui pesos iguais a todas as observações, pois isso é melhor quando a variância do erro é idêntica para todas as partições da população.

# MÍNIMOS QUADRADOS PONDERADOS (MQP)

- A maioria dos programas econométricos tem um recurso para computar mínimos quadrados ponderados.
- Juntamente com as variáveis dependentes e independentes originais, especificamos a função de ponderação ( $1/h_i$ ).
- Especificamos pesos proporcionais ao inverso da variância.
- Isso nos permite interpretar as estimativas de mínimos quadrados ponderados no modelo original.
- Podemos escrever a equação estimada da maneira habitual.
- As estimativas e os erros-padrão serão diferentes do MQO, mas a maneira como interpretamos essas estimativas, erros-padrão e estatísticas de testes é a mesma.
- Esse procedimento corrige estimativas dos betas (aweight).
- Se considerarmos que a heteroscedasticidade seria um problema para os erros-padrão, deveríamos computar também os erros-padrão robustos (pweight).

## MAS NA PRÁTICA...

- Na prática, raramente sabemos como a variância do erro se comporta em relação a uma variável independente.
- Em equações de regressão múltipla, é complicado saber com qual variável independente há heteroscedasticidade nos erros e qual a forma deste problema.
- Existe um caso no qual os pesos necessários para o MQP surgem naturalmente de um modelo econométrico subjacente.
- Isso acontece quando os dados estão em médias de algum grupo ou região, e não em nível individual.

## DADOS EM MÉDIAS POR GRUPOS

– Se a equação no nível individual satisfizer a hipótese de homoscedasticidade, então a equação do nível agrupado deverá ter heteroscedasticidade.

– Assim, se para todo grupo  $i$  e indivíduo  $j$ :

$$\text{Var}(u_{i,j}) = \sigma^2$$

– Então, a variância do termo de erro médio diminui com o tamanho do grupo:

$$\text{Var}(\bar{u}_i) = \sigma^2/m_i$$

– Neste caso,  $h_i = 1/m_i$ .

– Portanto, o procedimento mais eficiente será o dos mínimos quadrados ponderados, com pesos correspondentes ao número de indivíduos nos grupos ( $1/h_i = m_i$ ).

– Isso garante que grupos maiores recebam peso maior, o que oferece método eficiente de estimação dos parâmetros no modelo em nível individual quando temos médias.

## HETEROSCEDASTICIDADE NO NÍVEL INDIVIDUAL

- Se no caso anterior existisse heteroscedasticidade no nível individual, então a ponderação adequada dependerá da forma da heteroscedasticidade.
- Por isso, vários pesquisadores simplesmente computam erros-padrão e estatísticas de teste robustos na estimação de modelos que usam dados agrupados.
- Uma alternativa é realizar a ponderação pelo tamanho do grupo (*aweight*), além de estimar as estatísticas robustas em relação à heteroscedasticidade na estimação MQP (*pweight*).
- Isso assegura que qualquer heteroscedasticidade no nível individual seja representada pela inferência robusta.

## MQG FACTÍVEL

- Ao contrário dos exemplos anteriores, a forma exata de heteroscedasticidade não é óbvia na maioria dos casos.
- Em muitos casos podemos modelar a função  $h$  e utilizar os dados para estimar os parâmetros desconhecidos.
- O uso de  $h_i$ -chapéu em lugar de  $h_i$  na transformação MQG produz o estimador de mínimos quadrados generalizados factível (MQGF), também chamado de MQG estimado (MQGE).
- Existem várias maneiras de modelar a heteroscedasticidade, mas iremos utilizar um método razoavelmente flexível:

$$Var(u|\mathbf{x}) = \sigma^2 \exp(\delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k)$$

- É utilizada função exponencial porque modelos lineares não asseguram que os valores previstos sejam positivos, e as variâncias estimadas devem ser positivas para usar o MQP.

## ESTIMAÇÃO DO MQG FACTÍVEL

- Para estimar os parâmetros  $\delta_i$  é preciso transformar a equação anterior em uma forma linear para ser estimada por MQO:

$$\log(u^2) = \alpha_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + e$$

- Na prática (pág. 263):

1. Execute a regressão de  $y$  sobre  $x_1, x_2, \dots, x_k$  e obtenha os resíduos de  $\hat{u}$ .
2. Crie  $\log(\hat{u}^2)$  elevando ao quadrado os resíduos MQO e depois calculando seu log natural.
3. Execute a regressão na equação acima dos parâmetros  $\delta_i$  [ou  $\log(u^2)$  sobre  $y, y^2$ ] e obtenha os valores estimados.
4. Calcule o exponencial dos valores estimados, resultando em:  $\hat{h}$ .
5. Estime a equação  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u$ , pelo método MQP, usando pesos (aweight)  $1/\hat{h}$ .



## ESTATÍSTICAS $F$

- Ao calcular estatísticas  $F$ , é importante que os mesmos pesos sejam usados para estimar os modelos com e sem restrições.
- Devemos estimar o modelo sem restrições por MQO com os pesos.
- Usamos os mesmos pesos para estimar o modelo restrito.
- Posteriormente, a estatística  $F$  pode ser calculada.
- Lembrem-se que o Stata permite utilizar o comando “test” para testar restrições conjuntas após a estimação de um modelo, não sendo necessário calcular manualmente a regressão restrita.

## MODELO DE PROBABILIDADE LINEAR REVISITADO

- Quando a variável dependente é binária, o modelo deve conter heteroscedasticidade, a menos que todos parâmetros de inclinação sejam nulos.
- A maneira mais simples de tratar a heteroscedasticidade neste caso é usar a estimação MQO, e calcular os erros-padrão robustos nas estatísticas de testes.
- As estimativas MQO do MPL são simples e geralmente produzem resultados satisfatórios, mas são ineficientes.
- É possível utilizar o MQP para estimar o MPL. No entanto, o método falhará se  $\hat{h}$  for negativo (ou zero) em qualquer observação.

## ESTIMAÇÃO DO MPL POR MQP

- Estime o modelo por MQO e obtenha os valores estimados de  $y$ .
- Verifique se todos os valores estimados estão dentro do intervalo unitário:
  - Se assim for, prossiga para o passo seguinte.
  - Caso contrário, alguns ajustes serão necessários para trazer todos os valores estimados para dentro do intervalo unitário:
    - $y_i = 0,01$  se  $y_i < 0$
    - $y_i = 0,99$  se  $y_i > 1$
- Construa as variâncias estimadas com esta equação:

$$\hat{h}_i = \hat{y}_i(1 - \hat{y}_i)$$

- Estime a equação  $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u$ , pelo método MQP, usando pesos (aweight)  $1/\hat{h}$ .