

① a) Não. A Endogeneidade é causada por simultaneidade. A escolha do instrumento permite a ele identificar a demanda e não a oferta, que é o interesse dele.

b) como dito no item (a), tais instrumentos permitem ao pesquisador identificar a ~~demanda~~ demanda e por isso o sinal negativo no coeficiente estimado.

$$Sarg = (n - (k+1)) R^2 = (150 - (4+1)) \cdot 0,09 = 13,05$$

$$\chi^2_{crit(5\%)} = 5,9914 \quad RC = [5,99; \infty[\quad \text{rej } H_0$$

rejeitamos a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.

c) A ideia é que o custo de produção vem da preço dos insumos, e quanto o ofertante cobra estaria positivamente correlacionada com um custo de produção. Desta maneira, os custos de insumos seriam um instrumento para o preço.

~~Rejeitamos a hipótese nula de que os instrumentos são válidos.~~

$$(2) \quad a) \quad F = \frac{(R_{IR}^2 - R_R^2) / q}{(1 - R_{IR}^2) / (n - (k+1))}$$

note que o modelo 1 não contém a dummy (restrito) e o modelo 2 a contém (irrestrito)

$$F = \frac{(0,95 - 0,05) / 1}{(1 - 0,95) / (60 - (3+1))} = 336 \quad F_{crit}^{(10\%)}(1, 56) = 2,797$$

$H_0: \beta_2 = 0$ rejeitamos H_0 e escolhemos o modelo 2.

b) como fazer o teste de White (com todos os termos quadráticos e interações)

1ª Passo) Estime a regressão de interesse ~~estime~~

$$\ln(q_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(p_i) + \beta_2 d_i + \varepsilon_i$$

2ª Passo) compute os resíduos da equação acima, $\hat{\varepsilon}_i$.

3ª Passo) compute o quadrado de cada um dos resíduos, $\hat{\varepsilon}_i^2$.

4ª Passo) Faça a regressão de $\hat{\varepsilon}_i^2$ em todas as variáveis do modelo, nos quadrados e nas interações duas a duas. **ATENÇÃO:** o modelo 2 possui uma variável dummy. O quadrado desta variável é ela mesma, uma vez que $1^2 = 1$ e $0^2 = 0$; portanto, não há necessidade de colocar o quadrado desta na regressão auxiliar do teste de White, explicitado a seguir:

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \delta_0 + \delta_1 \ln(p_i) + \delta_2 d_i + \delta_3 \ln(p_i)^2 + \delta_4 d_i \cdot \ln(p_i) + \eta_i$$

5ª Passo) compute o R^2 da regressão do passo 4, $R_{\hat{\varepsilon}_i^2}$

6º Passo) Sabemos que o teste de White tem uma estatística LM, então, para testar $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ podemos usar a estatística $LM = n R_{\hat{\epsilon}_i^2}^2$, que já nos foi fornecida na Tabela 1. Então temos $LM = 16,89$

7º Passo) A estatística LM tem uma distribuição χ^2_q , em que q é número de restrições sobre H_0 , no nosso caso, $q = 4$.

Temos então que o nosso valor crítico é

$$\chi^2_{\text{crit}(5\%)}(4) = 9,48 \quad RC = [9,48 ; \infty[$$

8º Passo) concluo o teste!

$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$ (Erros Homocedásticos)

$H_1: \delta_i \neq 0$, para pelo menos um $i \in \{1, 2, 3, 4\}$ (Erros Heterocedásticos)

estatística do teste: $LM = 16,89$

Região crítica: $RC = [9,48 ; \infty[$

Como a estatística do teste de White pertence à Região crítica, temos evidências estatisticamente significantes para rejeitar a hipótese nula de que os erros do modelo 2 são Homocedásticos.

c) Sim. De acordo com o livro de Heij et al, na página 346, apesar destes testes serem não desenhados para detectar a presença de Heterocedasticidade eles podem ser vistos, de uma maneira genérica, como um teste de especificação. Citando o mesmo exemplo do livro, no caso do teste de White uma correlação significativa entre o quadrado dos resíduos de MQO e os quadrados e produtos cruzados de variáveis explicativas pode ser induzida por má especificação...

do modelo. A hipótese nula ainda pode ser rejeitada na presença de outliers. Ao interessado, mais detalhes na seção 5.6 do livro.

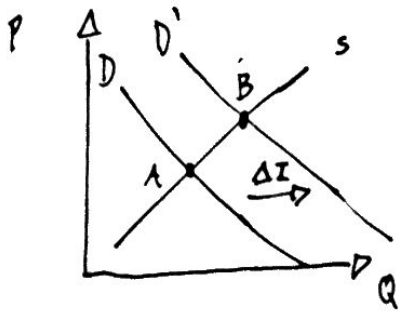
d) $\hat{\beta}_2 = \frac{1,6}{1,6}$: Um aumento de 1% no preço gera, em média, um aumento de 1,6% na quantidade

$\hat{\beta}_3 = 0,05$: as firmas que se encontram no centro da cidade tem, em média, uma quantidade vendida 5% maior que as firmas que não estão na região central.

Apesar do sinal de $\hat{\beta}_3$ parecer razoável, o sinal de $\hat{\beta}_2$ parece ser contraintuitivo. Isso pode vir de um possível viés de simultaneidade, e da possibilidade de endogeneidade no modelo.

e) Como aprendemos em microeconomia, uma das variáveis possivelmente relacionada com a curva de demanda é a renda.

É de se esperar que, para um dado preço, um aumento de renda desloque a demanda para a direita. Ou seja, os consumidores estariam dispostos a comprar uma quantidade maior para cada possível preço.



Note que no deslocamento do equilíbrio A para o equilíbrio B, mudamos a curva de demanda, mas ainda estamos sobre a mesma curva de oferta.

Isso nos mostra que, se tivermos variações exógenas de renda, as novas observações de p e q estariam todas sobre a curva de oferta, permitindo identificá-la. Portanto, o econometrista estaria identificando a curva de oferta, sendo que ele está interessado em estimar a demanda.

③ a) β_{24} é provavelmente negativo. Um país pequeno tem menor capacidade e recursos para produção e acaba dependendo mais de bens estrangeiros.

Um aumento de 1% na área do país tem, em média, um efeito negativo de $\frac{\beta_{24}}{100}$ sobre o nível de abertura

b) $K=3$ $k=2$ $m=2$

$$K - k \geq m - 1 \quad \Leftrightarrow \quad 3 - 2 \geq 2 - 1 \quad \Leftrightarrow \quad 1 \geq 1$$

Esta condição de ordem (1) é identificada.

Obs: K é o número de variáveis endógenas no modelo

k é o número de variáveis endógenas na equação de interesse
 m é o número de variáveis endógenas no equação de interesse

c) Ele está propondo que a taxa de crescimento da moeda, g_m , seja um instrumento. Para que isso valha, ela deve satisfazer duas condições:

- 1) $cov(g_m, \pi) \neq 0$
- 2) $cov(g_m, \varepsilon_2) = 0$

a condição (1) é um resultado clássico da macroeconomia e pode ser ilustrado pela teoria quantitativa da Moeda (TQM)

$$M \cdot V = P \cdot Y$$

assumindo que no curto prazo o produto real, Y , e a velocidade de circulação da moeda, V , são constantes, temos que o aumento do nível de preços (inflação) e o aumento da oferta de moeda (g_m) estão correlacionados. Como a variação da oferta de moeda não afeta o nível de oferta, a condição (2) estaria satisfeita.

d) Na ausência de endogeneidade as estimativas do MQO e IV seriam consistentes. Comparar as estimativas do MQO e IV é justamente a ideia do teste de Hausman. O procedimento deste é:

Passo 1) Faça a regressão da equação ~~altura~~
altura = $\alpha_0 + \alpha_1 \log(\text{rendape}) + \alpha_2 \log(\text{area}) + u$

Passo 2) compute os resíduos do modelo do passo 1, \hat{u}

Passo 3) Estime:

$$\pi = \beta_{11} + \beta_{12} \text{altura} + \beta_{13} \log(\text{rendape}) + \lambda \hat{u} + \eta$$

Passo 4) $H_0: \lambda = 0$ (altura é variável exógena)
 $H_1: \lambda \neq 0$ (altura é variável endógena)

e) O teste de Sargan, ou teste de validade ~~teste~~ de instrumentos, tem por objetivo testar se os instrumentos escolhidos são independentes do termo de erro. O procedimento do teste é:

1) Divida os regressores da equação de interesse entre endógenos e exógenos

2) Estime os parâmetros da equação estrutural por 2SLS ou IV, instrumentalizando devidamente as variáveis endógenas

3) gere os resíduos do passo 2 e regreda-os em uma constante, todas as exógenas da equação de interesse e todos os instrumentos.

4) Calcule o estatístico $SARG = (n - (k+1))R^2 \sim \chi^2(p-q)$; em que R^2 é o da regressão do passo (3), p é o número de instrumentos e q é o número de regressores endógenos.

5) Rejeite H_0 se $SARG > \chi^2_{\text{crit}}$.

no caso de equação (1) poderíamos conduzir a teste usando
o log(área) como instrumento para abertura e para a equação (2)
poderíamos usar a taxa de crescimento da moeda, g_m , para
instrumentalizar a inflação.

- ④ a) MLR.1 - modelo linear nos parâmetros
 MLR.2 - Amostragem aleatória
 MLR.3 - Ausência de colinearidade perfeita na população
 MLR.4 - Média condicional do erro é nula, $E(\varepsilon|X) = 0$

b) TSLS é usado quando a MLR.4 não é válida. Assim, além das MLR.1 - MLR.3, devemos ter instrumentos Z tais que:

$$\text{plim} \left(\frac{1}{n} Z'X \right) = Q_{ZX} \quad \text{e} \quad \text{plim} \left(\frac{1}{n} Z'\varepsilon \right) = 0$$

c) $\hat{\beta}_{TSLS} = \hat{\beta}_{IV}$ se cada variável endógena tiver exatamente 1 instrumento.

$\hat{\beta}_{IV} = \hat{\beta}_{OLS}$ se não houver variáveis endógenas; assim cada variável seria instrumento de si mesma.

5. A especificação não é procedente.

Como pode ser observado no gráfico, o custo da firma B é mais elevado que o da firma A em toda a série, acarretando a necessidade de inclusão de uma Dummy de intercepto.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \varepsilon_i$$

D_i : Assume valor 1 caso a empresa seja do setor B
< 0 caso contrário.

a) FALSO.

O estimador de intercepto também será inconsistente

b) FALSO.

Uma vez que haja erro de medição em y , mesmo os estimadores continuarem sendo não viesados, há perda de eficiência devido a um "erro" composto por mais um termo.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + U_i$$

$$U_i = \varepsilon_i + \eta_i$$

c) FALSO.

Caso o erro de medição for em algum regressor, os estimadores jamais convergirão para os parâmetros.

d) FALSO.

O estimador de X_3 não será viesado.

7. a) NORMALIDADE

$$H_0: JB = 0 \text{ (mas s\~{a}o normais)}$$

$$H_A: JB > 0 \text{ (mas n\~{a}o s\~{a}o normais)}$$

Sob H_0

$$JB = \frac{n}{6} \left[\hat{A}^2 + \frac{1}{4} (\hat{k} - 3)^2 \right] \sim \chi^2_{(2)}$$

$$JB_{obs} = 23,59$$

$$\chi^2_{(2)crit} = 5,99 \quad RC = [5,99; +\infty)$$

$JB_{obs} \in RC \rightarrow \text{rejeita } H_0.$

b) TESTE RESET

1º estimar o modelo de interesse oculto dos dados
estimados segundo o modelo proposto. (saída 3) 100 graus
100 variáveis

$H_0: C(7) = C(8) = 0$ (modelo está bem especificado)

H_A : Pelo menos 1 diferente de zero (modelo não está bem especificado).

Sob H_0

$$F = \frac{(R^2_{IR} - R^2_E) / 2}{(1 - R^2_{IR}) / (n - k - 3)} \sim F[2; n - k - 3]$$

Utilizando saídas 1 e 3

$$F_{obs} = 1,1$$

$$F_{critic} = 3,16$$

$$RC = [3,16; +\infty)$$

$F_{obs} \notin RC \rightarrow$ não rejeitar H_0

Há evidências, com 95% de confiança que a especificação está ok.

HETEROCEDASTICIDADE (Teste BP - 4ª saída)

$H_0: \epsilon(i) = 0 \quad i = 2, \dots, 6$ (erros são homocedásticos)

H_A : pelo menos 1 diferente de zero.

Sob H_0

$$LM = n \cdot R^2_{\hat{\epsilon}} \sim \chi^2_{k-1}$$

$$LM_{obs} = 64 \cdot 0,24 = 15,36$$

$$\chi^2_{(5) crítico} = 11,07 \quad RC = [11,07; \infty)$$

$LM_{obs} \in RC \rightarrow$ rejeitar H_0 .

Há evidências, a 95% de confiança que os erros não são homocedásticos.

b)

Assumindo que $c(3)$ é positivo, nosso interesse estará em verificar a relevância de $c(4) (= \beta_4)$.

$H_0: \beta_4 = 0$ (analista está certo)

$H_A: \beta_4 < 0$ (analista não está certo)

Sob H_0 .

$$t = \frac{\hat{\beta}_4 - \beta_4}{se(\hat{\beta}_4)} \underset{\text{sob } H_0}{\sim} t_{(n-k-1)}$$

utilizando saída 5, temos que:

$$t_{obs} = \frac{-0,07 - 0}{0,03} \approx -2,3$$

$$t_{critic} = -1,67 \quad RC = (-\infty; -1,67]$$

$t_{obs} \in RC \rightarrow$ aceita H_0 .

Há evidências, com 95% de confiança, que a partir de um ponto, a maior experiência de uma empresa com F&A não terá maior chance de valor após a negociação.

c) $H_0: \beta_2 = 4\beta_3 + 16\beta_4$ (impacto é o mesmo)

$H_A: \beta_2 \neq 4\beta_3 + 16\beta_4$ (impacto é diferente)

1º Estimar modelo restrito (sob H_0)

Substituindo β_2 por $4\beta_3 + 16\beta_4$ e obter o R^2

Modelo irrestrito (saída 5)

Sob H_0

$$F = \frac{(R^2_{ir} - R^2_r) / 1}{(1 - R^2_{ir}) / (n - k - 1)} \sim F[1; n - k - 1]_{\alpha = 5\%}$$

$$F_{crit} = 4,013$$

$$RC = [4,013; \infty)$$

Caso $F_{obs} > 4,013 \rightarrow$ impacto na criação de valor não tem o mesmo entre os duas empresas.

8. a) F.

b) V

c) F

d) F

e) F