Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Introdução à Econometria - ECO0128
Prof. Moisés A. Resende Filho
Lista de Exercícios 03, 1/2022

Questão 1. Considere o modelo econométrico $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u$ e, com base nele, mostre como proceder para executar os seguintes testes:

(a) $H_0 : \beta_2 = 0$ contra $H_1 : \beta_2 \neq 0$

(b) $H_0 : \beta_4 = 5$ contra $H_1 : \beta_4 \neq 5$

(c) $H_0 : \beta_1 = 3\beta_4$ contra $H_1 : \beta_1 < 3\beta_4$

(d) $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ contra H_1 : pelo menos um dos coeficientes de inclinação difere de zero.

(e) $H_0 : \beta_1 = 7\beta_3$ e $\beta_2 = \beta_4 = 0$ contra $H_1 : H_0$ é falsa, ou seja, pelo menos uma das hipóteses em H_0 é falsa.

Questão 2. Considere a função de produção Cobb-Douglas na forma estocástica:

$$y_i = \alpha x_{i1}^{\beta_1} x_{i2}^{\beta_2} e^{u_i}, i = 1, ..., n \tag{1}$$

em que, em um dado ano, y_i é a receita total, x_{i1} é o gasto total com mão de obra, x_{i2} é o montante de capital empatado e u_i é o erro aleatório no setor da economia $i = 1, ..., n$. Utilizando dados de seção cruzada e de modo a atender a hipótese RLM.1, o modelo de regressão linear múltipla (RLM) estimado está na forma log-log ou duplo log:

$$\log y_i = \beta_0 + \beta_1 \log x_{i1} + \beta_2 \log x_{i2} + u_i, i = 1, ..., n \tag{2}$$

em que $\beta_0 \equiv \log \alpha$.

(a) Mostre como operacionalizar um teste t da hipótese de que **a produção se dá sob rendimentos constantes de escala**, ou seja, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$. Qual seria a estatística e o número de graus de liberdade do teste?

(b) Mostre como operacionalizar um teste t da hipótese de que **a produção se dá sob rendimentos constantes de escala**, ou seja, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$, sem que seja necessário conhecer $\widehat{cov}(\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2)$. Qual seria a estatística e o número de graus de liberdade do teste? **Dica**: defina $\theta = \beta_1 + \beta_2 - 1$ e, em seguida, por exemplo, substitua $\beta_2 = \theta - \beta_1 + 1$ no modelo inicial.

(c) Mostre como operacionalizar um teste F da hipótese de que **a produção se dá sob rendimentos constantes de escala**, ou seja, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$. Qual seria a estatística e o número de graus de liberdade do teste?

Questão 3. Suponha que estivesse interessado em estimar o efeito *ceteris paribus* de x_1 em y. Sabe-se que o modelo populacional é $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + u_i$. Contudo, o modelo estimado foi equivocadamente superdimensionado como $\widetilde{y}_i = \widetilde{\beta}_0 + \widetilde{\beta}_1 x_{i1} + \widetilde{\beta}_2 x_{i2}$.

(a) Encontre o potencial viés de MQO de $\widetilde{\beta}_1$.

(b) A variância de $\widetilde{\beta}_1$ será maior, menor ou igual a variância de $\widehat{\beta}_1$? Justifique.

Questão 4. (Wooldridge, exercício 4.1.) Considere o seguinte modelo econométrico para explicar os salários de diretores executivos (CEOs), *salary*, em termos das **vendas anuais** das empresas, *sales*, dos **retornos sobre o patrimônio líquido**, *roe*, em percentagem e do **retorno sobre o capital das empresas**, *ros*, em percentagem:

$$\log(salary) = \beta_0 + \beta_1 \log(sales) + \beta_2 roe + \beta_3 ros + u$$

(a) Em termos dos parâmetros do modelo, formule a hipótese nula de que, controlando para $\log(sales)$ e roe, a variável ros não tem efeito sobre o salário dos CEOs e a hipótese alternativa de que um melhor desempenho de mercado das ações aumenta o salário dos diretores executivos.

(b) Use os comando Stata: *bcuse ceosal1, clear*; *reg lsalary lsales roe ros, cformat(%9.4f) pformat(%5.4f) sformat(%8.4f)* para replicar a seguinte estimativa MQO do modelo (erros-padrão entre parênteses):

$$\begin{aligned} \widehat{\log(salary)} &= \underset{(0,3154)}{4,3117} + \underset{(0,03532)}{0,2803}\log(sales) + \underset{(0,0041)}{0,0174}roe + \underset{(0,00054)}{0,00024}ros \\ n &= 209,\ R^2 = 0,2827 \end{aligned}$$

tal que, se ros aumenta em 50 pontos, qual a variação percentual prevista em $salary$? Na prática, ros tem um efeito grande sobre $salary$?

(c) Teste a hipótese nula de que, controlando para $\log(sales)$ e roe, ros não tem efeito sobre o salário dos CEOs contra a hipótese alternativa de que o melhor desempenho de mercado das ações aumenta o salário dos diretores executivos. Efetue o teste ao nível de significância de 10%.

(d) Você manteria a variável ros no modelo final que explica a remuneração dos CEOs em termos do desempenho das empresas? Justifique.

Questão 5. (Wooldridge, exercício 4.2). Quais dos seguintes fatos a seguir podem tornar as estatísticas t de MQO inválidas para inferência, isto é, que estas deixem de seguir uma distribuição t sob H_0?

(a) Heterocedasticidade do erro.

(b) Um coeficiente de correlação amostral de $0,95$ entre duas variáveis explicativas do modelo.

(c) Omissão de uma variável explicativa importante.

Questão 6. (Wooldridge, exercício 4.6). A hipótese de mercados eficientes diz que os retornos das ações das empresas não são sistematicamente relacionados às informações previamente conhecidas.Por exemplo, se características conhecidas de uma empresa no início do período ajudassem a prever os retornos das ações dela, poderíamos usar estas informações para escolher ações. Seja a variável *return* o retorno total das ações de uma empresa ao longo de um período de quatro anos, do final de 1990 ao final de 1994. As variáveis *dkr*, *eps*, *netinc* e *salary* são, respectivamente, a relação dívida-capital, os dividendos ou ganhos por ação, a renda líquida e a remuneração total dos diretores executivos (CEOs) das empresas, no ano de 1990. Estimou-se a seguinte regressão com dados de 142 empresas com os comandos Stata: *bcuse return, clear*; *reg return dkr eps salary netinc, cformat(%9.3f) pformat(%5.3f) sformat(%8.3f)*, obtendo:

Source	SS	df	MS
Model	8649.25416	4	2162.31354
Residual	210446.92	137	1536.10891
Total	219096.175	141	1553.87358

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	1.41
Prob > F	=	0.2347
R-squared	=	0.0395
Adj R-squared	=	0.0114
Root MSE	=	39.193

return	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
dkr	0.321	0.201	1.595	0.113	-0.077	0.718
eps	0.043	0.078	0.546	0.586	-0.112	0.197
salary	0.003	0.002	1.595	0.113	-0.001	0.008
netinc	-0.005	0.005	-1.093	0.276	-0.014	0.004
_cons	-14.370	6.894	-2.085	0.039	-28.002	-0.739

(a) Qual o resultado do teste de que as variáveis explicativas são conjuntamente significantes ao nível de 5%? Alguma variável é individualmente estatisticamente significante?

(b) Agora, uma nova estimação do modelo usando a forma log para *netinc* e *salary* com o comando Stata: *gen lnetinc=ln(netinc)* e *reg return dkr eps lsalary lnetinc, cformat(%9.3f) pformat(%5.3f) sformat(%8.3f)*, obtemos:

Source	SS	df	MS
Model	7239.836	4	1809.959
Residual	211856.339	137	1546.39663
Total	219096.175	141	1553.87358

Number of obs	=	142
F(4, 137)	=	1.17
Prob > F	=	0.3266
R-squared	=	0.0330
Adj R-squared	=	0.0048
Root MSE	=	39.324

return	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
dkr	0.327	0.203	1.612	0.109	-0.074	0.727
eps	0.069	0.080	0.853	0.395	-0.090	0.227
lsalary	7.242	6.313	1.147	0.253	-5.241	19.724
lnetinc	-4.745	3.386	-1.402	0.163	-11.440	1.950
_cons	-36.299	39.374	-0.922	0.358	-114.158	41.560

Alguma conclusão obtida em (a) se altera?

(c) Por que não usar também os logs de *dkr* e *eps* na reestimação do modelo em (b)?

(d) Em geral, a evidência da previsibilidade dos retornos é forte ou fraca? Justifique.

Questão 7. Para testar q restrições em um modelo de regressão linear, utilizamos a estatística F, $F = \frac{(SQR_r - SQR_{ir})/q}{SQR_{ir}/(n-k-1)}$. Mostre que, se os modelos irrestrito e restrito buscam explicar a variabilidade da mesma variável dependente, então, esta estatística pode, equivalentemente, ser calculada como $F = \frac{(R^2_{ir} - R^2_r)/q}{(1-R^2_{ir})/(n-k-1)}$, em que os subscritos r e ir denotam respectivamente, modelo restrito e irrestrito.