

Comentários sobre o artigo “A taxa de câmbio como instrumento do desenvolvimento econômico”

Comments on the paper “The exchange rate as an instrument of economic development”

RODOLFO HOFFMANN*

Estes comentários se restringem à análise econométrica apresentada no artigo de Lauro Mattei e Thaís Scaramuzzi publicado na *Revista de Economia Política*, vol. 36, n. 4 (145), de outubro-dezembro de 2016.

Considera-se um modelo em que a variável dependente (Y_i) é a participação de um segmento na pauta de exportações ou de importações, distinguindo três segmentos: alta tecnologia, baixa tecnologia e não industriais. A Tabela 1 do artigo apresenta os valores das 6 participações, de 1996 a 2013, em porcentagem. Verifica-se que ao estimar as seis regressões foram utilizadas as respectivas proporções, de maneira que a soma dos três valores de Y_i referentes às exportações em cada ano é sempre igual a 1, o mesmo valendo para os três valores de X referentes às importações. O modelo de regressão inclui duas variáveis explanatórias: uma variável binária (X) que assume valor 1 nos anos de regime de bandas cambiais e assume valor 0 nos anos de câmbio flutuante (desde 1999) e o logaritmo da taxa de câmbio em US\$/R\$, que é indicado por VI_i . Dessa maneira, o modelo de regressão, com parâmetros β_1 , β_2 e β_3 , é

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \beta_3 VI_i + u_i$$

com u_i representando o erro aleatório.

Na Tabela 2 do artigo verifica-se que para o caso em que Y_i é a participação dos produtos de alta tecnologia nas exportações foi estimado um modelo sem intercepto, isto é, um modelo no qual se pressupõe que $\beta_1 = 0$. Isso nem é comentado no texto, mas altera radicalmente a interpretação do teste da hipótese $H_0: \beta_3 = 0$. No modelo com intercepto, essa hipótese significa que Y_i não varia em função de VI_i e, se o valor esperado de u_i é nulo, o valor esperado de Y_i será $\beta_1 + \beta_2 X_i$ (igual a $\beta_1 + \beta_2$ quando $X_i = 1$ e igual a β_1 quando $X_i = 0$). Entretanto, se pressupomos que $\beta_1 = 0$, a hipótese $H_0: \beta_3 = 0$ significa que o valor esperado de Y_i é nulo quando $X_i = 0$, isto é, que as exportações de alta tecnologia tendem a variar

* Prof. Sênior da ESALQ-USP. E-mail: hoffmannr@usp.br.

em torno de zero no período de câmbio flutuante. Por ser absurda, uma hipótese desse tipo é fortemente rejeitada pelos dados. Por se tratar de um modelo diferente (sem intercepto), os resultados referentes às exportações de alta tecnologia na Tabela 2 do artigo não são comparáveis aos resultados dos demais casos, tanto no que se refere às estimativas dos parâmetros como no que se refere ao valor p (a probabilidade caudal do teste da hipótese de que $\beta_3 = 0$). Isso invalida todo o primeiro parágrafo abaixo dessa tabela.

Com os dados apresentados no próprio artigo (no Gráfico 1 e na Tabela 1) pude estimar o modelo original (com intercepto) para os seis casos. Em todos os casos a estimativa do intercepto se mostra estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 0,1%. Isso mostra que é totalmente inapropriado estimar um modelo sem intercepto.

Em análise de regressão, é interessante distinguir o modelo e o método de estimação. Como indica o próprio nome, Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é o método de estimação mais comum. Há várias alternativas: mínimos quadrados ponderados, mínimos quadrados generalizados, máxima verossimilhança, uso de variáveis instrumentais etc. O modelo pode incluir ou não variável explanatória binária (que alguns denominam variável *dummy* – VD. Mas isso é uma característica do modelo, e não do método de estimação. É inapropriado misturar os dois conceitos na denominação MQODV, como é feito no artigo.

Na p. 743, no final do item (a), lê-se que “a taxa de câmbio foi transformada em termos logarítmicos com o objetivo de captar os efeitos, não de seu nível, mas de sua variação”. Usar o logaritmo muda a escala da variável, mas continua se avaliando o nível da variável, e não sua variação de um ano para outro.

Na mesma página 743, na última sentença do primeiro parágrafo do item (b), afirma-se que “Em função da baixa quantidade de dados disponíveis, o MQODV simples apresentou heterocedasticidade, que foi corrigida usando a correção de White”. O fato de a amostra ser pequena não causa heterocedasticidade. Escassez de dados torna mais difícil captar qualquer fenômeno, inclusive a heterocedasticidade. Estimei o modelo original para os seis casos e fiz os testes de White e Breusch-Pagan para heterocedasticidade¹. Em nenhum dos seis casos o teste de White é significativo ao nível de 10%. O teste de Breusch-Pagan só se mostra significativo ao nível de 10% em dois casos: exportações de baixa tecnologia e exportações não industriais, com probabilidades caudais de 6,7% e 4,9%, respectivamente. Não há indicação de que seja necessário mudar o método de estimação. Por segurança, caberia, talvez, usar estimativas robustas das variâncias das estimativas dos parâmetros.

No último parágrafo da p. 743 do artigo afirma-se que “[...] para as importações apenas foi possível obter uma estimação do segmento de baixa tecnologia [...]”. Não se deve confundir resultado não significativo com impossibilidade de estimar o modelo. A sentença anterior se refere a um nível de significância, mas não especifica a correspondente hipótese. Como na Tabela 2 apresenta-se o valor p apenas para a hipótese de nulidade de β_3 , o leitor deve inferir que se trata dessa hipótese.

¹ No SAS, usando o PROC MODEL, comando FIT com opções WHITE e BREUSCH.

Ajustando o modelo original, por MQO, aos dados de importação de alta tecnologia e de não industriais, verifiquei que a estimativa de β_3 realmente não é estatisticamente diferente de zero ao nível de significância de 5%. Mas o mesmo acontece com a estimativa de β_3 para exportações de alta tecnologia.

Não consegui reproduzir os resultados apresentados na Tabela 2 do artigo. Para vários parâmetros obtive estimativas semelhantes. Para exportações de baixa tecnologia obtive estimativas dos três parâmetros com valor absoluto semelhante, mas estimativa de β_3 negativa ($\hat{\beta}_3 = -0,103$, obtido por MQO). Para o coeficiente de determinação múltipla (R^2) obtive, em geral, valores muito diferentes dos apresentados na Tabela 2, exceto no caso de exportações não industriais, em que obtive o mesmo valor ($R^2 = 0,3378$).

Interessante notar que, como as três participações nas exportações somam sempre 1, há certa redundância em ajustar as três regressões. Como as variáveis explanatórias são as mesmas, a soma das três estimativas dos coeficientes de regressão de determinada variável explanatória, obtidas por MQO, é necessariamente igual a zero. Se o modelo ajustado for o mesmo, a estimativa de β_b em qualquer uma das três equações é igual à soma das estimativas de β_b nas duas outras equações, com o sinal trocado.

Verifiquei que o uso do logaritmo da participação ($\ln Y_i$), em lugar da própria participação (Y_i), como variável dependente, ocasiona mudanças irrelevantes (para mais ou para menos) na qualidade do ajuste, com a vantagem de que o coeficiente β_3 passaria a ser a elasticidade da participação em relação à taxa de câmbio. Mas não seria melhor considerar o valor exportado ou importado, em lugar de sua participação no total? E não seria importante incluir outras variáveis explanatórias?