

O PAPEL DOS SALÁRIOS NA COMPETITIVIDADE DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS, 1965-85*

*CARLOS HENRIQUE ROCHA ***

RESUMO

Este estudo investiga empiricamente o papel dos salários nas exportações brasileiras durante o período em que o governo mais se ocupou com o front externo, período que compreendeu o final dos anos 60 até meados da década de 80. Os resultados econométricos não deixam dúvidas: os salários, que quase sempre andaram abaixo da inflação nesse período, tiveram expressiva contribuição no processo de promoção das exportações brasileiras.

Palavras-chave: câmbio, concentração de renda, exportações brasileiras, salário.

* Uma versão deste trabalho será publicada na Revista de Economia Política, 1997, abril-junho.

** Ph.D. em Economia. Coordenador de Pesquisa e do Centro de Estudos de Empresas da Universidade Católica de Brasília, UCB. Professor do Departamento de Economia da FCS-UCB e do Programa de Pós-Graduação em Economia de Empresas da UCB.

1 INTRODUÇÃO

Do final da década de 60 até, pelo menos, 1985, as autoridades brasileiras se ocupavam quase que exclusivamente com o front externo. A estratégia era a de produzir crescentes superávits na balança comercial. Limitou-se as importações através da instituição de cotas, de controles cambiais, de leis de compra de produtos nacionais, entre outras medidas. As exportações, por outra parte, recebiam incentivos de toda sorte, inclusive, da política salarial praticada no período – o governo monitorava os salários para que crescessem menos que os preços (Lozardo, 1987:37).

Os findings de Braga *et al* (1985), por exemplo, não confirmam que os salários jogaram um papel chave na determinação das exportações brasileiras nesse período. Este estudo, por outro lado – a partir de uma equação obtida da solução do problema de maximização de lucros por empresas competitivas, com uma função de produção que exhibe rendimentos constantes de escala, para uma economia aberta –, mostra que não se pode rejeitar o fato de que os salários praticados nas últimas décadas favoreceram a competitividade do comércio no exterior, propiciando uma maior penetração das exportações brasileiras nos mercados internacionais, que, por sinal, no período 1965-1985, superaram a performance do comércio mundial, Tabela 1.

O estudo se divide em cinco seções. A seção que se segue apresenta o modelo teórico que respalda a análise. A terceira seção se encarrega de fazer algumas considerações econométricas. Na quarta seção, discute-se os resultados obtidos com a estimação desse modelo. E, finalmente, a última seção contém comentários finais.

Tabela 1

Taxa de Crescimento Real Médio das Exportações: Brasil e Mundo 1965-1985			
País/Mundo	1965-1969	1970-1979	1980-1985
Brasil (%)	7,78	12,17	4,93
Mundo (%)	7,12	11,13	1,8

Fonte: Zini Jr. (1993: 127)

2. SALÁRIO E CÂMBIO: RELAÇÃO TEÓRICA

Suponha uma economia que produza um único produto Y , empregando capital K , mão-de-obra N e insumos importados M de acordo com a função de produção de curto prazo:

$$[1] \quad Y = K^a M^a N^b;$$

onde a e b são, respectivamente, constantes que nos informam sobre a importância relativa da matéria-prima importada e do trabalho no processo produtivo. O fator K engloba os efeitos do estoque de capital e da tecnologia conhecidos.

Tomando o logaritmo de [1] obtemos:

$$[2] \quad y = k + a m + b n;$$

onde, por exemplo, $y = \log_e Y$.

Designemos por W o salário nominal, P^* o preço em moeda estrangeira do insumo importado, E a taxa de câmbio nominal e P o preço do produto doméstico.

O lucro da empresa é a diferença entre receita e custo. As condições de maximização de lucro num mercado competitivo exigem (em logaritmos):

$$[3] \quad e + p^* - p = \log a + y - m;$$

$$[4] \quad w - p = \log b + y - n.$$

Combinando as equações [3] e [4] com a função de produção [2] e arrumando os termos para conseguir:

$$[5] \quad (e + p^* - p) = c^{-1} a + b c^{-1} (p - w) - c^{-1} y; \text{ ou}$$

$$[5a] \quad e = c^{-1} a + b c^{-1} (p - w) - c^{-1} y;$$

onde $a = (k + a \log a + b \log b) \div \{1 - (a + b)\}$, $b = b \div \{1 - (a + b)\}$ e $c = a \div \{1 - (a + b)\}$.

Os determinantes da taxa de câmbio real e são real things. e aumenta, ou deprecia, quando os salários reais caem. As exportações, se respondem positivamente aos movimentos da taxa de câmbio real, beneficiam-se com a queda dos salários reais. Há inúmeras evidências que mostram que as exportações brasileiras respondem positivamente às variações em e (ver *e.g.* Garcia & Martner, 1989 e Zini Jr, 1993:capítulo 3).

3. ALGUMAS CONSIDERAÇÕES ECONOMÉTRICAS

Autores, como Granger & Newbold (1974) e Phillips (1987), alertam para o fato de que as suposições da análise de regressão clássica são violadas caso as variáveis do modelo sejam não-estacionárias. Variáveis não-estacionárias possuem variância infinita.

Considere-se que a variável y obdeça o seguinte processo autoregressivo:

$$[6] \quad y = f y_{-1} + e;$$

vamos examinar a variância desse processo:

$$[7] \quad E(y^2) = E[(f y_{-1} + e)^2] = f^2 E(y_{-1}^2) + s_e^2 ;$$

desde que $E(y_{-1}e) = 0$, $i = 1, 2, \dots, N$

ou

$$[7a] \quad E(y^2) = f^2 E[(f^2 E(y_{-2}^2) + s_e^2)] + s_e^2 = f^4 E(y_{-2}^2) + (1 + f^2) s_e^2$$

Observe que se f for 1, isto é, se y tem raiz unitária, a sua variância crescerá com o tempo, tornando-se infinita e, portanto, não definida. Diz-se que y é não-estacionária. Por outro lado, se $1 < f < 0$ a variância de y tenderá a s_e^2 com o tempo (para $f = 0$, a variância de $y = s_e^2$). Diz-se que y é estacionária.

Se y é não-estacionária, as estatísticas t , R^2 e F , por exemplo, não são válidas e, logo, interpretações padrões da análise de regressão seriam enganosas. (Ocorreria um viés para baixo no desvio-padrão dos parâmetros estimados da regressão, induzindo ao chamado erro do Tipo I e empurrando as estatísticas R^2 e F para cima.) Portanto, testar a estacionaridade das variáveis do modelo que se pretende estimar é fundamental para a teoria econométrica.

Para se testar a estacionaridade das variáveis do modelo estudado usualmente aplica-se o teste Dickey-Fuller de raiz unitária, baseado na seguinte equação:

$$[8] \quad D \ln X = a + b \ln X_{-1} + u;$$

onde u é um ruído branco e D é o operador de primeira diferença.

Se o estimador de mínimos quadrados de b for zero, então, é dito que a série X tem raiz unitária e, portanto, é não-estacionária. Os valores críticos para esse teste foram tabulados por David A. Dickey, usando o método Monte Carlo, e são apresentados na parte inferior da Tabela 8.5.2 do livro de Fuller (1976:373). Daí o teste ser conhecido como o teste de Dickey-Fuller (Harvey, 1990:81).

Felizmente, nem tudo está perdido se as variáveis do modelo que se pretende estimar são não-estacionárias. Se as variáveis são não-

-estacionárias, porém integradas de mesma ordem – cointegradas ⁻¹, então, Engle & Granger (1987) mostram que existe um modelo de correção-de-erros do tipo:

$$[9] D Y = f + g \hat{U}_{-1} + \text{defasagens } (D \text{ variáveis independentes, } D Y) + Z;$$

onde Y é a variável dependente, \hat{U}_{-1} é o resíduo defasado da regressão de Y nas variáveis independentes com um termo constante e Z é o termo-erro ($g < 0$).

Antes de estimar [9], deve-se verificar se as variáveis são cointegradas. Usualmente aplica-se o teste 2 apresentado por Engle & Granger (1987:268). Esse teste toma os resíduos da regressão da variável dependente nas variáveis independentes com um termo constante (modelo na forma convencional), para estimar:

$$[10] D \hat{U} = r \hat{U}_{-1} + m;$$

e testa se r é estatisticamente significativo (m é um ruído branco). Se r for significativo (aqui aplica-se o teste Dickey-Fuller) as variáveis envolvidas são ditas cointegradas.

4. SALÁRIO E CÂMBIO: RELAÇÃO EMPÍRICA

O modelo que estimamos é do tipo correção-de-erros, ECM:

$$[11] De = a_0 - a_1 \hat{U}_{-1} + \text{defasagens } [D(p - w), Dy] + Z;$$

onde D é o operador de primeira diferença, \hat{U}_{-1} é o resíduo defasado da regressão de e em $(p-w)$, y e um termo constante e Z é um ruído branco.

¹ Pereira (1988) apresenta uma bem estruturada resenha sobre esse intrigado tema da teoria econométrica.

Isso porque já se sabe, dos trabalhos de Pereira (1988) e de Rocha (1995), que as variáveis: taxa real de câmbio; salário real; e produto real, são não-estacionárias e, também, porque são cointegradas, como indicado abaixo.

As séries utilizadas foram anuais, período 1965-1985. A amostra abrange boa parte do período em que o governo brasileiro mais se ocupou com o front externo. A taxa de câmbio foi construída a partir das séries: taxa média de câmbio nominal cruzeiro-dólar; e índices de preços no atacado nos Estados Unidos e no Brasil. Foram empregadas duas séries de salários: índice do salário industrial (Equação I, Tabela 2); e índice do salário mínimo (Equação II, Tabela 2)².

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação da equação [11], por mínimos quadrados simples. Da estatística R^2 , constata-se que a aderência do ECM aos dados é relativamente melhor quando usado o índice do salário industrial. O sinal do coeficiente a_2 de $D(p-w)$ foi o esperado e revelou-se estatisticamente significativo a 5% e 10%. O coeficiente a_3 da variável Dy_2 apresentou sinal correto, porém é significativo apenas na equação I. A significância do coeficiente a_1 indica que as variáveis e , $(p-w)$ e y são cointegradas, validando a equação [11].

h_1 é a estatística de Godfrey para se testar correlação serial dos resíduos de primeira ordem, cuja distribuição é uma $F_{(1,13)}$. h_2 é a estatística de RESET de Ramsey para se testar a forma funcional, cuja distribuição é uma $F_{(1,16)}$. Pelos valores destas estatísticas não se pode rejeitar que os resíduos de ambas equações sejam independentes e que a forma funcional esteja correta³.

Enfim, os resultados econométricos demonstram que entre 1965 e 1985 os salários explicaram os movimentos da taxa cambial, contribuindo para o desempenho das exportações brasileiras nesse

² Todas as séries foram extraídas de Garcia & Martner (1989).

³ O valor crítico, a 5%, da distribuição F com 1 e 13 graus de liberdade é 4,67 e com 1 e 16 graus de liberdade é 4,49

período, dado que as exportações variam com a taxa real de câmbio. Ainda que o período amostral tomado aqui seja relativamente pequeno, os resultados não podem ser desprezados.

Tabela 2

$$De = a_0 - a_1 \hat{U}_{-1} + a_2 D(p - w) - a_3 Dy_{-2} + Z$$

Período Amostral: 1965-1985

Equação	a_0	a_1	a_2	a_3	R^2	h_1	h_2
I	0,064 (3,66)	-0,642 (3,65)	0,638 (3,76)	-0,713 (2,63)	0,68	0,50	3,48
II	0,031 (1,38)	-0,690 (2,34)	0,375 (2,41)	-0,424 (1,57)	0,49	1,80	1,52

t-Student entre parênteses.

Os resultados econométricos embasam o argumento: a política de arrocho salarial das décadas estudadas serviu para dar sustentação ao processo de transferência de renda para o setor externo. Em outras palavras, a política de crescer pelo setor externo em nada contribuiu para a distribuição da renda nacional. Bonelli & Ramos (1993) observam que o Brasil chegou a última década do século XX ostentando um dos piores índices de desigualdade na distribuição dos rendimentos do mundo. Para se ter um idéia, em 1990, de uma população economicamente ativa de 62,1 milhões de pessoas, 13,7 milhões recebiam mensalmente menos de um salário mínimo; 35,3 milhões, de 1 a 5 salários mínimos; 7,7 milhões, de 5 a 10; 3,5 milhões de 10 a 20; e 1,9 milhão de pessoas mais de 20 salários mínimos. Do total do rendimento pessoal do ano de 1990,

estimado em US\$ 294,6 bilhões, US\$ 191,4 bilhões, correspondentes a 65% foram apropriados pelos que receberam mensalmente mais de cinco salários mínimos.

5. COMENTÁRIOS FINAIS

O objetivo deste estudo foi o de analisar o papel dos salários na expansão das exportações brasileiras durante o período em que o governo mais se ocupou com a frente externa, que vai desde o final da década de 60 até meados dos anos 80. Conclui-se que os baixos salários tiveram expressiva contribuição no processo de promoção das exportações brasileiras.

Há que se lembrar que a elevação da competitividade nos mercados mundiais as custas do empobrecimento da classe assalariada é repudiada pelas organizações internacionais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BONELLI, R. & RAMOS, L. *Distribuição de renda no Brasil: avaliação das tendências de longo prazo e mudanças na desigualdade desde meados dos anos 70*. Brasília/Rio de Janeiro : IPEA, 1993.
- BRAGA, H. C., CASTELO BRANCO, F. & MALAN, P. Balança comercial, preços relativos e a relação câmbio/salário no Brasil: 1973/83. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 15, 73:106. 1995.
- ENGLE, R. F. & GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251:276. 1987.

- FULLER, W. A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York : John Wiley and Sons, 1976.
- GARCIA, E. & MARTNER, R. *Modelo MACROBRAS II*, Comissão Econômica para América Latina e Caribe, CEPAL. Mimeo, 1979.
- GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*. 26, 1045:1066.
- HARVEY, A. *The Econometric Analysis of Time Series*. London : Philip Allan, 1990.
- LOZARDO, E. Déficit público e política cambial. In: LOZARDO, E. (org.) *Déficit Público Brasileiro: política econômica e ajuste estrutural*. Rio de Janeiro : Paz e Terra, 1987.
- PEREIRA, P.L.V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*. 2, 7:29. 1968.
- PHILLIPS, P.C.B. Time series regressions with unit roots. *Econometrica*, 55, 277: 302. 1987.
- ROCHA, C.H. Sobre a função demanda por importações: o caso do Brasil. *Archétypon*. 10, 87:94. 1995.
- ZINI JR, A. *Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil*. São Paulo : Edusp, 1993.