

IMPACTOS DA LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL SOBRE PREÇOS INDUSTRIAIS

Marcelo Resende Allain

Mestre em Economia pelo IPE/USP e Coordenador-Geral de
Política Monetária e Financeira da Secretaria de Política
Econômica do Ministério da Fazenda

RESUMO

O objetivo deste artigo é avaliar os impactos da liberalização comercial brasileira sobre a oferta industrial. Considerando a significativa mudança na política comercial no início dos anos noventa, examina-se a hipótese de a função de produção de alguns setores industriais paulistas ter sofrido uma mudança estrutural, no sentido de uma nova composição dos insumos importados, domésticos e de mão-de-obra..

PALAVRAS-CHAVE

abertura comercial, estabilização econômica, preços industriais, custos de insumos, mudanças estruturais, oferta industrial

ABSTRACT

This paper analyses the impacts of the Brazilian trade liberalization on industrial production. It discusses the hypothesis that a structural change - in the sense of a new combination of imported, domestic and labor inputs - has occurred on the production function of some São Paulo industries due to the important changes trade policy has gone through since the early nineties.

KEY WORDS

trade liberalization, economic stabilization, industrial prices, costs of inputs, structural changes, industrial output

I. INTRODUÇÃO

Um programa de liberalização comercial atende a objetivos de longa maturação. Espera-se que a redução da proteção, por meio da virtual eliminação de restrições quantitativas e rebaixamento das tarifas, aproxime o conjunto de preços relativos domésticos àquele prevalecente em nível internacional. Desta forma, a abertura teria o efeito de modificar a alocação de recursos na economia a longo prazo, em direção àqueles bens comerciáveis cuja produção doméstica se mostre mais eficiente. A própria realocação de fatores produtivos proporcionaria maiores fluxos comerciais entre o país e o exterior, tanto para aquisição de insumos, bens de capital e bens de consumo importados, quanto para exportação da produção doméstica.

O processo de abertura comercial recente constitui uma das reformas estruturais da economia que melhores resultados tem apresentado. Após uma etapa inicial na qual se procurou depurar o sistema tarifário e eliminar algumas barreiras não-tarifárias em 1988 e 1989, uma profunda e abrangente reforma no regime comercial brasileiro foi implementada a partir de março de 1990. Com efeito, as restrições não-tarifárias às importações (Anexo C, regimes especiais de importação, sobretaxas, entre outras) foram praticamente eliminadas, as tarifas foram enquadradas num cronograma de quatro anos que visava à redução gradual de seus níveis e de sua dispersão (ver Quadro 1), e introduziu-se um regime (impropriamente chamado de câmbio flutuante) em que a taxa de câmbio era formada em mercado com forte intervenção do Banco Central.¹

QUADRO 1
CRONOGRAMA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA

| ANO | 1990 | 1991 | 1992 | 1993(*) | 1994(*) |
|---------------|-------|-------|-------|---------|---------|
| Tarifa Modal | 40.0% | 20.0% | 20.0% | 20.0% | 20.0% |
| Tarifa Média | 32.2% | 25.3% | 21.2% | 17.1% | 14.2% |
| Desvio-padrão | 19.6% | 17.4% | 14.2% | 10.7% | 7.9% |

Nota: (*) a implementação foi antecipada para, respectivamente, 01/Out/92 e 01/Jul/93.

Fonte: Ministério da Fazenda (cronograma oficial divulgado em 1990)

A reforma iniciada em 1990 transformou radicalmente as feições da economia brasileira, no tocante às políticas comercial e industrial. De maneira estilizada,

1. Uma retrospectiva detalhada da política comercial brasileira no pós-guerra pode ser vista em BRAGA & TYLER (1990) e OLIVEIRA & ALLAIN (1992). As medidas adotadas pela política de abertura do comércio exterior e suas implicações são analisadas, entre outros, por CEBRAP (1992) e FRITSCH & FRANCO (1991).

pode-se caracterizar os anos oitenta pela orientação de introversão comercial, elevado protecionismo para a indústria doméstica, baixa produtividade e qualidade da produção local. Os anos noventa, por sua vez, emergem revitalizando a indústria doméstica por meio de maior competitividade, busca de qualidade (com certificação internacional ISO 9000) e inserção do país numa estratégia de globalização produtiva.² A mudança de orientação da política comercial para a abertura dos mercados esteve na raiz dessas transformações, assim como proporcionou modificações na estrutura de preços da economia brasileira, auxiliando o combate inflacionário.

Pode-se organizar as distintas implicações da política de liberalização comercial em níveis macro e microeconômico. Em nível macroeconômico, a abertura do comércio exterior tende a gerar um aumento das exportações e, principalmente, das importações - resultando em um menor saldo comercial e, em geral, uma depreciação da taxa de câmbio.³ Note-se, entretanto, que a experiência brasileira nos três primeiros anos do processo de liberalização comercial não mostrou queda do saldo comercial, e a taxa cambial real chegou a apresentar apreciação. Este comportamento, porém, decorreu da forte queda do nível de atividade e do emprego da política cambial com objetivo de auxiliar a estabilização de preços em 1990-91.

Em nível microeconômico, pode-se ordenar os impactos da abertura do mercado doméstico às importações em:

- a) um aumento do grau de concorrência no mercado do bem final, cujas implicações manifestam-se na **demanda pelo bem doméstico**. Ainda que não ocorra a importação efetiva de um produto, seu mercado tornou-se contestado.⁴
- b) um aumento do grau de concorrência no mercado de insumos, reduzindo seus preços, o que gera impactos na **oferta do bem final**. A liberalização comercial provoca um barateamento dos insumos, tanto os provenientes do exterior como os do mercado interno. Isto porque a redução do grau de

-
2. BONELLI (1991) discute teoricamente estas mudanças na produtividade da indústria em virtude da nova orientação comercial. Sondagens da indústria brasileira que detalham as evidências destas transformações foram realizadas pela CNI em 1991 e 1992. Ver CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (1991) e (1992).
 3. Em realidade, a redução das tarifas e barreiras não-tarifárias ocasiona uma maior demanda por divisas, ao passo que os ganhos de eficiência produtiva e a redução do viés anti-exportações incrementam a oferta de divisas. A nova taxa de câmbio de equilíbrio pós-abertura, portanto, dependerá do resultado líquido destes movimentos, mas certamente cresce o volume de comércio.
 4. Este argumento certamente não é válido para bens não-comerciáveis, limitando-se aos bens que potencialmente podem ser importados (importáveis).

proteção na economia tende a aproximar os preços domésticos ao vetor de preços prevalecente na economia mundial.⁵

- c) uma melhoria da qualidade dos insumos, aumentando a eficiência da oferta doméstica. Isto porque as importações possibilitam, em certos casos, a aquisição de insumos e bens de capital importados de melhor qualidade e, em outras situações, permitem ao produtor nacional o acesso a insumos não produzidos internamente.
- d) estímulo à produtividade e à qualidade do produto doméstico.

A relação entre abertura comercial e preços industriais, como pode ser depreendida dos itens acima, existe tanto pelo lado da demanda (item a) como pelo lado da oferta (itens b,c,d). No período Collor, enfatizou-se os impactos da abertura sobre a demanda doméstica, especialmente durante a tentativa de estabilização econômica do Plano Collor I. Naquele contexto, utilizou-se amplamente o discurso de que a abertura conteria os preços domésticos via concorrência dos produtos finais importados, sendo este o grande receio quanto à sobrevivência de alguns ramos da indústria brasileira. Argumentava-se que os setores que não possuíam competitividade internacional seriam eliminados com a abertura do mercado.

A experiência de três anos de abertura nos mostrou que nenhum setor da indústria foi eliminado, mesmo sob a pressão da forte recessão doméstica e das elevadas taxas de juros. Em muitos setores, empresas alcançaram vantagens de custos com a liberalização das importações que lhes permitiram competir numa economia mais aberta à concorrência externa.⁶ Os aumentos de qualidade e produtividade dos produtos domésticos neste período possibilitaram maiores exportações brasileiras. Esses fatos indicam a importância dos impactos da abertura nos custos de produção, sendo tais relações mais enfatizadas no período do plano Real.

O objetivo deste artigo é avaliar os impactos da liberalização comercial brasileira sobre a oferta industrial. Considerando a significativa mudança na política comercial no início dos anos 90, examina-se a hipótese de a função de produção de alguns setores industriais paulistas ter sofrido uma mudança estrutural, no sentido de uma nova composição dos insumos importados, domésticos e de mão-de-obra.

5. Ver o clássico artigo de STOLPER & SAMUELSON (1969).

6. Este é o caso, por exemplo, dos setores que utilizam insumos de informática, onde a melhoria dos componentes viabilizou exportações. O mesmo se aplica às indústrias química (última geração), auto-peças e alguns ramos de bens de capital.

A Seção II inicia esta discussão desenvolvendo um modelo de preços setoriais a partir dos custos de produção. Na Seção III este modelo é estimado para 11 setores da indústria paulista. Na Seção IV discute-se como o novo relacionamento de preços e custos de produção após a abertura pode contribuir para uma contenção da evolução da inflação. A Seção V contém as principais conclusões do artigo.

II. MODELO DE PREÇOS INDUSTRIAIS A PARTIR DOS CUSTOS DE PRODUÇÃO

No intuito de se avaliar a relação existente entre a liberalização comercial e os preços domésticos, tentou-se inicialmente reproduzir para o caso brasileiro o estudo de COHEN(1989) sobre a recente liberalização mexicana de 1987-88. Como o México simultaneamente implementou um programa de abertura comercial e estabilizou-se macroeconomicamente, e dadas as semelhanças entre as duas economias no contexto dos países em desenvolvimento, o modelo empregado por Cohen serviu como referência inicial para a estimação empírica deste capítulo.

O trabalho de COHEN (1989, cap.4) consistiu em estimar equações setoriais de preços (P) em função dos custos de produção (C), grau de restrições tarifárias (T) e não-tarifárias (L), da taxa de câmbio (E) e de variações da demanda doméstica de curto prazo (DD) para setores da indústria:

$$P_t/E_t = (a + bL_t + cT_t).C_t/E_t + DD_t$$

A aplicação deste modelo no caso brasileiro encontrou dificuldades de duas ordens. Primeiramente, as variáveis no trabalho de COHEN (1989) manifestam algumas particularidades do caso mexicano, que lhe permitiram, por exemplo, obter um índice quantitativo para as restrições não-tarifárias (índice de cobertura das licenças de importação). No Brasil não há índice similar, o que dificulta a mensuração das restrições quantitativas. Em segundo lugar, a mistura de variáveis de demanda com variáveis de oferta na equação de Cohen não possibilitou uma interpretação clara dos resultados econométricos obtidos com os dados disponíveis para o Brasil.

Visando superar essas ambiguidades na especificação da equação de preços e adequá-la aos dados disponíveis, adotou-se um modelo com maior fundamentação microeconômica e que apresenta somente variáveis de oferta como argumento. Relaciona-se preços aos custos de produção a partir de uma função de produção Cobb-Douglas, como se segue. A variável de custo dos

insumos importados incorpora os efeitos da taxa de câmbio, das tarifas, barreiras não-tarifárias e preços externos.

Desenvolvimento do Modelo

Admite-se que a produção (y) de um setor genérico i da indústria de transformação ocorre em função de quatro fatores produtivos trabalho (L), insumos domésticos (D), insumos importados (M) e capital (K), num determinado período t , segundo a relação:

$$y = X_l^\alpha X_d^\beta X_m^\eta X_k^\epsilon \quad (1)$$

onde: y = quantidade produzida no setor;
 X_l = quantidade de trabalho;
 X_d = quantidade de insumos domésticos;
 X_m = quantidade de insumos importados;
 X_k = quantidade de capital;
 $\alpha, \beta, \eta, \epsilon$ representam as elasticidades do produto em relação a cada fator de produção, sendo sua soma igual à unidade, sob a hipótese de retornos constantes de escala.

Quanto ao comportamento das firmas, admite-se que os produtores do setor i objetivam minimizar os custos de produção, tendo como restrição a quantidade produzida. Resulta desta minimização condicionada (ver equações 2, 3 e 4 no Apêndice) a equação de custos em função dos preços e quantidades dos fatores de produção:⁸

$$C = A \cdot (W_l \cdot X_l)^\alpha \cdot (W_d \cdot X_d)^\beta \cdot (W_m \cdot X_m)^\eta \cdot (W_k \cdot X_k)^\epsilon \quad (5)$$

onde W_j representa o preço do fator de produção j .

A equação (5) apresenta o custo total como função dos preços e quantidades dos fatores de produção. Pode-se obter uma especificação loglinear entre o índice de custo unitário de produção e os índices de custos unitários dos fatores. Para isto, aplica-se logaritmo natural em (5), considerando um período t qualquer - que resulta na equação 5-a (não apresentada) e o período-base - resulta na equação 5-b (não apresentada); a subtração (5-a) - (5-b) fornece a

-
7. A função Cobb-Douglas possui a vantagem de ser bem comportada e diferenciável, o que permite uma interpretação direta de seus coeficientes e facilidade de operacionalização matemática.
 8. VARIAN (1984), cap 1, discute a minimização de custos para um modelo com dois fatores de produção, e ALLAIN (1993) apresenta os resultados para este modelo com quatro fatores.

equação loglinear de custos totais sob **número-índice** 5-c (não apresentada). Ao se subtrair o logaritmo da quantidade produzida de ambos os membros de (5-c), considerando-se os retornos constantes à escala,⁹ obtém-se (6):

$$LCU = \alpha.LCL + \beta.LCD + \eta.LCM + \varepsilon.LCK \quad (6)$$

onde: LCU = logaritmo do índice de custo unitário de produção,
 LCL = logaritmo do índice de custo unitário do fator trabalho,
 LCD = logaritmo do índice de custo unitário dos insumos domésticos,
 LCM = logaritmo do índice de custo unitário dos insumos importados,
 LCK = logaritmo do índice de custo unitário do fator capital.

O estabelecimento, em determinado setor industrial, de uma relação entre preços e custos unitários de produção requer considerações sobre sua estrutura de mercado. Num primeiro caso, na hipótese da **firma ser tomadora de preços** (mercado sob concorrência perfeita), os lucros seriam nulos no longo prazo, resultando na igualdade de preços e custos. Para um setor genérico *i*, tem-se:

$$LP_i = \alpha.LCL_i + \beta.LCD_i + \eta.LCM_i + \varepsilon.LCK_i \quad (7)$$

Salienta-se que (7) relaciona o logaritmo do **índice de preços** do setor *i* com os logaritmos dos **índices de custo unitário** do trabalho, dos insumos domésticos, dos insumos importados e do capital no setor *i* em termos nominais.

Num segundo caso, na hipótese da **firma ter alguma capacidade de estabelecer seus preços** e supondo que ela o faz adicionando uma margem fixa (*mark-up*)¹⁰ sobre os custos unitários de produção, tem-se:

$$p = (1+m).C_{unit} \quad (8)$$

Aplicando-se logaritmo natural à equação (8) num período *t* resulta na equação 8-a (não apresentada) e no período-base resulta em 8-b (não apresentada), subtraindo a segunda da primeira (8-a) (8-b), obtém-se para um setor genérico *i*:

$$LP_i = LCU_i \quad (9)$$

9. Implica $\alpha + \beta + \eta + \varepsilon = 1$.

10. Esta margem é ligeiramente diferente do *mark-up* convencional, que relaciona preços e custos variáveis de produção. Ver, a este respeito, LERDA (1990).

que corresponde exatamente à equação (7). Este resultado mostra que a equação de índices de preços em função dos índices de custos unitários dos insumos, no modelo aqui desenvolvido, é válida tanto em mercados concorrenciais quanto em mercados onde os preços são estabelecidos a partir de um *mark-up* fixo.

A economia brasileira no período em análise (1987-92) mostrou elevadas e contínuas taxas de inflação, as quais impuseram um comportamento exponencial aos dados nominais. A dificuldade que isto acarreta para a análise econométrica foi superada pela utilização das taxas de variação das variáveis, obtidas pela aplicação da 1ª derivada à equação (7):

$$RP_i = \alpha.RCL_i + \beta.RCD_i + \eta.RCM_i + \varepsilon.RCK_i \quad (10)$$

onde: RP_i = taxa de variação do preço do setor i ,
 RCL_i = taxa de variação do custo unitário nominal do trabalho no setor i ,
 RCD_i = taxa de variação do custo unitário nominal de insumos domésticos no setor i ,
 RCM_i = taxa de variação do custo unitário nominal de insumos importados no setor i ,
 RCK_i = taxa de variação do custo unitário nominal do capital no setor i .

A partir da relação entre preços setoriais e os custos unitários, estimou-se a equação (11). A escassez de estimativas confiáveis para a variável custo unitário do capital inviabilizou sua inclusão em (11). Desta forma, a equação relaciona preços aos custos variáveis de produção.

$$RP_i = \kappa + \alpha.RCL_i + \beta.RCD_i + \eta.RCM_i + \text{termo aleatório} \quad (11)$$

Em (11), representa um termo constante, que visa captar a possível influência de variáveis não especificadas sobre o preço setorial, entre as quais uma eventual variação do custo do capital e uma variação do *mark-up*. Assume-se que o termo aleatório tem média zero e variância constante.

Quanto ao significado dos coeficientes da função Cobb-Douglas descrita na equação (1), cabem ao menos três interpretações. Primeiramente, , , representam, respectivamente, as elasticidades da produção em relação ao trabalho, aos insumos domésticos e aos insumos importados. Quanto maior o valor do coeficiente, maior a influência de uma variação relativa da quantidade do fator sobre a quantidade produzida. Em segundo lugar, a taxa de remuneração do fator equivale ao valor de seu produto marginal se houver

concorrência perfeita no mercado de insumos; neste caso, os coeficientes também correspondem à participação da remuneração total do fator na renda gerada pelo setor. Finalmente, os coeficientes representam o grau em que variações do custo unitário do insumo influenciam as variações de preços. Note-se que, devido à curva de demanda decrescente,¹¹ uma redução do preço do insumo tende a elevar seu *quantum* empregado, podendo resultar num mesmo patamar de custo unitário do insumo.

Na próxima seção estima-se esta equação de custos, com o objetivo de avaliar a magnitude da influência da liberalização comercial, manifesta na redução do custo dos insumos produtivos para alguns setores, sobre os preços de produção.¹¹ Dado o grau de substituição entre insumos domésticos e importados, e entre estes e o fator trabalho, uma modificação nos preços dos fatores de produção (insumos), introduzida pela abertura comercial, resulta em alteração de sua utilização relativa.

III. ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO DE CUSTOS

A equação (11) foi estimada segundo o método de mínimos quadrados ordinários (OLS), usando dados de periodicidade mensal uma vez que a abertura comercial é um fenômeno recente - para o período de janeiro de 1987 a dezembro de 1992.¹² A base dos dados foi março de 1990 = 100 para todas as variáveis, utilizando-se esta base por tratar-se do início do programa de abertura comercial, quando torna-se nítida a reorientação comercial do país.

Os coeficientes k , a , b , h são estimativas, respectivamente, dos coeficientes teóricos α , β , η , da equação (11). Para avaliar as alterações nos coeficientes estimados em virtude da mudança do período de fechamento para abertura, dividiu-se o período 1987-92 em dois sub-períodos: **Fechamento** (02/1987 a 02/1990) e **Abertura** (03/1990 a 12/1992). O subperíodo de fechamento foi representado pelo índice 1 e contou com 37 observações, enquanto o subperíodo de abertura comercial foi representado pelo índice 2, apresentando 34 observações. Estimou-se a equação (11) em duas versões:

11. Alterações nos preços dos fatores e insumos produtivos podem decorrer de mudanças nas suas condições de demanda e oferta que não sejam induzidas pela abertura. Neste caso, seria necessária uma análise setorial mais rigorosa e uma mudança na especificação do modelo. Tal investigação do comportamento dos fatores em cada setor, contudo, foge aos objetivos deste artigo.
12. Obteve-se, assim, 71 observações, uma vez que se perderam os dados para janeiro de 1987 ao se trabalhar com taxas de variação das variáveis.

- + modelo I, onde não se impõe qualquer restrição às variáveis nos dois sub-períodos. Portanto, estima-se dois conjuntos de coeficientes para a equação (10), um antes e outro após a abertura de março de 1990;
- + modelo II, onde se impõe a restrição de igualdade nos coeficientes das variáveis nos dois subperíodos¹³ ($1 = 2, 1 = 2, 1 = 2, 1 = 2$). Tem-se, portanto, apenas um conjunto de coeficientes estimados para todo o período 1987-1992;

III.1. Fontes de Dados

As fontes de dados originais para os onze setores analisados a seguir (ver Quadro 2), obtidos sob a forma de números-índice, foram:

p_i = índice de preços por atacado para a indústria i , oferta global, Brasil. Fonte: Conjuntura Econômica (FGV), índices econômicos, Atacado, colunas 30 a 83;

P = índice de preços por atacado na indústria de transformação, oferta global, Brasil. Fonte: Conjuntura Econômica (FGV), índices econômicos, Atacado, coluna 29;

$W_{li} \cdot X_{li}$ = índice da massa de salários nominais na indústria i paulista. Fonte: FIESP;

$W_{di} \cdot X_{di}$ = índice de compras de materiais da indústria i paulista no mercado doméstico. Fonte: Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo;

$W_{mi} \cdot X_{mi}$ = índice de compras de materiais da indústria i paulista no mercado externo (em cruzeiros). Fonte: Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo;

p_{iyi} = índice de vendas nominais totais da indústria i paulista. Fonte: Secretaria da Fazenda do Estado de São Paulo.

13. O índice 1 nos coeficientes indica o período de fechamento da política comercial (fevereiro de 1987 a fevereiro de 1990) e o índice 2 remete-se ao período de abertura comercial (março de 1990 a dezembro de 1992).

QUADRO 2 SETORES DA INDÚSTRIA E SUAS ABREVIACÕES

| | |
|-------------------------------------|-------|
| Minerais Não-Metálicos | MNMET |
| Metalurgia | METAL |
| Mecânica | MECAN |
| Material Elétrico e de Comunicações | MELCO |
| Material de Transporte | MATRA |
| Mobiliário | MOBIL |
| Papel e Papelão | PAPEL |
| Química | QUIMI |
| Produtos de Matéria Plástica | PMPLA |
| Têxtil | TEXTI |
| Produtos Alimentares | ALIME |

Os dados das três fontes - FGV, FIESP e Secretaria da Fazenda/ SP - são suficientemente compatíveis entre si, e para tal salientam-se duas razões:

- i) os dados apresentam um substrato comum, por ter a indústria do Estado de São Paulo elevada participação no valor da transformação industrial do Brasil em quase todos os setores analisados, fato este que é captado na composição dos índices de preços por atacado da FGV;
- ii) os dados foram obtidos sob a forma de números-índice, de modo que o relevante é a evolução das variáveis em relação ao período-base, e não seu valor absoluto. Assim, assume-se que a evolução dos preços no Estado de São Paulo apresenta-se bem próxima a do restante do país.

III.2. Resultados da Regressão de Custos

Os resultados obtidos (ver Quadros 3 e 4) evidenciam que, segundo as especificações dos modelos I e II, os custos de produção proporcionam um razoável grau de explicação dos preços setoriais, pois o coeficiente de determinação ajustado pelos graus de liberdade (R^2 ajustado) varia de 0,53 a 0,84, e o teste F mostra para cada regressão que o conjunto dos coeficientes é significativo (estatística F sempre superior a 20,0). Os coeficientes estimados (k , a , b , h) são positivos e menores que a unidade, como esperado. A única exceção ocorreu no setor MOBIL, onde o coeficiente do custo de insumos importados foi negativo e estatisticamente significativo, o que torna sua interpretação econômica confusa.

**QUADRO 3
RESULTADOS DO MODELO I**

| SETOR | Const | RCL | RCD | RCM | R2 adj | DW | RSS | est F |
|--------------|--------|--------|--------|---------|--------|------|--------|-------|
| Coeficientes | K | a | b | h | | | | |
| MNMET | 0.057 | 0.235 | 0.448 | 0.052 | 0.67 | 1.46 | 0.3112 | 20.87 |
| Fechamento | (2.79) | (2.40) | (4.78) | (1.93) | | | | |
| Abertura | 0.111 | 0.157 | 0.153 | 0.028 | | | | |
| | (6.51) | (2.52) | (2.10) | (0.90) | | | | |
| METAL | 0.068 | 0.194 | 0.502 | -0.006 | 0.78 | 1.7 | 0.2113 | 36.57 |
| Fechamento | (4.35) | (2.28) | (6.23) | (-0.30) | | | | |
| Abertura | 0.066 | 0.238 | 0.327 | 0.028 | | | | |
| | (4.47) | (4.80) | (5.71) | (1.30) | | | | |
| MECAN | 0.068 | 0.297 | 0.409 | -0.04 | 0.81 | 1.97 | 0.2026 | 43.00 |
| Fechamento | (4.42) | (4.44) | (5.96) | (-1.14) | | | | |
| Abertura | 0.08 | 0.223 | 0.231 | 0.068 | | | | |
| | (6.25) | (4.06) | (4.49) | (1.85) | | | | |
| MELCO | 0.06 | 0.19 | 0.531 | -0.023 | 0.71 | 1.87 | 0.3144 | 25.07 |
| Fechamento | (3.19) | (2.24) | (4.89) | (-0.30) | | | | |
| Abertura | 0.065 | 0.27 | 0.156 | 0.194 | | | | |
| | (3.11) | (3.62) | (1.47) | (3.36) | | | | |
| MATRA | 0.078 | 0.172 | 0.523 | -0.066 | 0.69 | 1.75 | 0.3639 | 23.12 |
| Fechamento | (4.13) | (2.00) | (6.78) | (-1.37) | | | | |
| Abertura | 0.105 | 0.197 | 0.05 | 0.101 | | | | |
| | (6.37) | (2.79) | (1.67) | (1.96) | | | | |
| MOBIL | 0.062 | 0.366 | 0.35 | -0.007 | 0.83 | 1.72 | 0.1925 | 50.48 |
| Fechamento | (4.23) | (5.61) | (5.88) | (-1.04) | | | | |
| Abertura | 0.068 | 0.421 | 0.204 | -0.04 | | | | |
| | (4.87) | (9.02) | (4.01) | (-3.60) | | | | |
| PAPEL | 0.045 | 0.286 | 0.503 | 0.007 | 0.82 | 1.74 | 0.1917 | 46.02 |
| Fechamento | (3.01) | (3.80) | (7.37) | (0.43) | | | | |
| Abertura | 0.075 | 0.125 | 0.402 | 0.02 | | | | |
| | (4.81) | (2.61) | (4.52) | (0.70) | | | | |
| QUIMI | 0.073 | 0.474 | 0.152 | 0.032 | 0.69 | 1.61 | 0.3222 | 23.20 |
| Fechamento | (3.84) | (4.80) | (1.89) | (0.44) | | | | |
| Abertura | 0.07 | 0.151 | 0.314 | 0.117 | | | | |
| | (3.70) | (2.12) | (3.33) | (1.85) | | | | |
| PMPLA | 0.05 | 0.153 | 0.58 | 0.024 | 0.84 | 1.69 | 0.1773 | 53.82 |
| Fechamento | (3.50) | (2.59) | (8.47) | (0.87) | | | | |
| Abertura | 0.058 | 0.247 | 0.333 | 0.07 | | | | |
| | (3.95) | (6.03) | (5.50) | (2.71) | | | | |
| TEXTI | 0.053 | 0.186 | 0.585 | 0.009 | 0.81 | 1.72 | 0.2108 | 41.82 |
| Fechamento | (3.30) | (4.15) | (8.87) | (0.32) | | | | |
| Abertura | 0.06 | 0.126 | 0.433 | 0.085 | | | | |
| | (3.87) | (3.30) | (7.58) | (2.44) | | | | |
| ALIME | 0.073 | 0.452 | 0.229 | 0.009 | 0.66 | 1.65 | 0.3083 | 20.00 |
| Fechamento | (3.92) | (4.88) | (2.71) | (0.33) | | | | |
| Abertura | 0.076 | 0.466 | 0.043 | 0.035 | | | | |
| | (3.72) | (4.68) | (0.52) | (0.79) | | | | |

Obs:1) valores entre parênteses abaixo dos coeficientes estimados representam estatística "t".

2) Os valores tabelados do teste Durbin-Watson (DW) para (7,71) graus de liberdade a 1% são d inferior = 1,253 e d superior = 1,680.

Fonte: resultados das regressões do modelo I.

QUADRO 4
RESULTADOS DO MODELO II

| SETOR | Const | RCL | RCD | RCM | R2 adj | DW | RSS | est F |
|---------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------|------|--------|--------|
| Coefficientes | K | a | b | h | | | | |
| MNMET | 0.09 <i>(6.30)</i> | 0.160 <i>(2.83)</i> | 0.320 <i>(5.27)</i> | 0.053 <i>(2.40)</i> | 0.59 | 1.42 | 0.4066 | 34.38 |
| METAL | 0.065 <i>(5.94)</i> | 0.254 <i>(6.11)</i> | 0.406 <i>(9.36)</i> | 0.004 <i>(0.31)</i> | 0.77 | 1.54 | 0.2323 | 80.55 |
| MECAN | 0.078 <i>(7.50)</i> | 0.272 <i>(6.17)</i> | 0.308 <i>(7.27)</i> | 0.016 <i>(0.62)</i> | 0.79 | 1.87 | 0.2395 | 86.80 |
| MELCO | 0.065 <i>(4.81)</i> | 0.240 <i>(4.29)</i> | 0.320 <i>(4.50)</i> | 0.114 <i>(2.47)</i> | 0.69 | 1.99 | 0.3564 | 52.34 |
| MATRA | 0.103 <i>(6.86)</i> | 0.275 <i>(4.35)</i> | 0.156 <i>(3.95)</i> | 0.044 <i>(1.05)</i> | 0.53 | 1.52 | 0.5793 | 27.74 |
| MOBIL | 0.063 <i>(5.88)</i> | 0.406 <i>(10.41)</i> | 0.278 <i>(7.20)</i> | -0.018 <i>(-2.97)</i> | 0.81 | 1.89 | 0.2298 | 101.28 |
| PAPEL | 0.057 <i>(5.28)</i> | 0.164 <i>(3.89)</i> | 0.537 <i>(10.47)</i> | 0.003 <i>(0.22)</i> | 0.80 | 1.68 | 0.2238 | 94.61 |
| QUIMI | 0.080 <i>(6.05)</i> | 0.265 <i>(4.56)</i> | 0.247 <i>(4.13)</i> | 0.076 <i>(1.56)</i> | 0.67 | 1.66 | 0.3666 | 47.90 |
| PMPLA | 0.051 <i>(4.95)</i> | 0.246 <i>(7.49)</i> | 0.431 <i>(10.79)</i> | 0.059 <i>(3.13)</i> | 0.83 | 1.79 | 0.2028 | 114.01 |
| TEXTI | 0.055 <i>(4.93)</i> | 0.177 <i>(6.42)</i> | 0.523 <i>(13.26)</i> | 0.038 <i>(1.77)</i> | 0.80 | 1.75 | 0.2331 | 91.82 |
| ALIME | 0.073 <i>(5.35)</i> | 0.488 <i>(7.30)</i> | 0.141 <i>(2.45)</i> | 0.008 <i>(0.36)</i> | 0.65 | 1.60 | 0.3333 | 44.24 |

Obs: 1) valores em itálico abaixo dos coeficientes estimados representam estatística "t"

2) os valores tabelados do teste Durbin-Watson (DW) para (3,71) graus de liberdade a 1% são d inferior = 1,372 e d superior = 1,546.

Fonte: resultados das regressões do modelo II.

III.3 - Teste de Mudança Estrutural

Visando analisar a ocorrência de uma mudança no conjunto de coeficientes do modelo I após março de 1990, empreendeu-se um teste de mudança estrutural. Este teste consiste em comparar a soma dos quadrados dos resíduos (RSS) do modelo restrito (modelo II) com a soma dos quadrados dos resíduos do modelo não-restrito (modelo I), segundo uma distribuição "F"¹⁴

Pode-se constatar que, ao nível de significância de 5%, cinco dos onze setores da indústria apresentaram mudança estrutural dos coeficientes no período, segundo se argumenta, em decorrência da abertura comercial: MNMET, MECAN, MATRA, MOBIL, PAPEL. Os setores METAL, MELCO, QUIMI, PMPLA, TEXTI e ALIME não apresentaram mudanças no conjunto dos coeficientes das variáveis de custos que fossem estatisticamente significativas (ver Quadro 5).

14. Também conhecido como teste de Chow. Ver JOHNSTON (1984), cap. 6.2.

QUADRO 5
RESULTADOS DO TESTE "F" DE MUDANÇA ESTRUTURAL

| SETOR | MUDANÇA ESTRUTURAL | | |
|-------|--------------------|-----|-----|
| | estatística F (1) | Sim | Não |
| MNMET | 4.830 | X | |
| METAL | 1.562 | | X |
| MECAN | 2.873 | X | |
| MELCO | 2.102 | | X |
| MATRA | 9.323 | X | |
| MOBIL | 3.054 | X | |
| PAPEL | 2.638 | X | |
| QUIMI | 2.169 | | X |
| PMPLA | 2.257 | | X |
| TEXTI | 1.667 | | X |
| ALIME | 1.274 | | X |

Obs:1) o teste F de mudança estrutural aceita (não houve mudança) ou rejeita (houve mudança) a Hipótese nula de igualdade dos coeficientes em ambos os períodos. Para este fim, comparou-se os modelos restrito (II) e sem restrição (I).

2) Marcou-se a coluna Sim se H0 for rejeitada, e a coluna Não se H0 for aceita, considerando um nível de significância de 5%.

Fonte: resultados das regressões

Qual seria a explicação para a mudança dos parâmetros entre os dois períodos da estimação, antes e após março de 1990? Pode-se associar estas mudanças dos coeficientes às modificações na estrutura produtiva induzidas pela abertura comercial?

A liberalização comercial modifica o vetor de preços relativos domésticos, aproximando-o do referencial internacional. Esta alteração de preços - tanto de produtos como de insumos - afeta o padrão de produção e de consumo da sociedade. Esta modificação no equilíbrio geral do sistema tende a direcionar a utilização de recursos para aqueles insumos e fatores que se tornaram mais baratos.¹⁵ Em outras palavras, à medida que os insumos importados tornaram-se amplamente disponíveis, inclusive os de melhor qualidade, e mais baratos, o produtor doméstico passou a utilizá-los em maior escala. Considerando-se o grau de substituição com os insumos domésticos, o preço destes tende a acompanhar os movimentos de preços dos importados. Aumenta, então, o coeficiente do custo de insumos importados. Ademais, a mudança qualitativa na utilização dos insumos provoca alterações na utilização relativa do fator trabalho.¹⁶

15. Estes efeitos são discutidos, entre outros, por STOLPER & SAMUELSON (1969) e WILLIAMSON (1989).

16. Os fatores de produção, capital e trabalho desempenham no processo produtivo um papel distinto

O Quadro 6 apresenta a evolução dos coeficientes da equação de custos (segundo o modelo I) na passagem do período de fechamento da política comercial para o período de abertura. O comportamento esperado dos coeficientes seria:

- i) um aumento do coeficiente h (custo dos insumos importados);
- ii) uma redução do coeficiente b (custo dos insumos domésticos) se a relação predominante for de substituição entre insumos domésticos e importados, ou aumento do coeficiente b se a relação predominante for de complementaridade;
- iii) uma redução do coeficiente a (custo do trabalho) se a importação de insumos qualitativamente distintos após a abertura resultar na eliminação/simplificação de algumas tarefas do fator trabalho. Por outro lado, espera-se um aumento do coeficiente a caso a aquisição de insumos importados qualitativamente distintos requeira maior especialização da força de trabalho, implicando um maior coeficiente de custo unitário deste fator na produção.

QUADRO 6
COMPORTAMENTO DOS COEFICIENTES APÓS ABERTURA

| Coefficiente de | MNMET | METAL | MECAN | MELCO | MATRA | MOBIL | PAPEL | QUIMI | PMPLA | TEXTI | ALIME |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | ** | * | ** | * | ** | ** | ** | * | * | * | * |
| TRABALHO (a) | Dim | Aum | | Aum | Aum | Aum | Dim | Dim | Aum | | Aum |
| INSUMO DOM. (b) | Dim | Aum | Dim | Dim | Dim |
| INSUMO IMP. (h) | Nsig | Nsig | Nsig | Aum | Aum | | Nsig | Nsig | Aum | Aum | Nsig |

Obs: ** = setores que apresentam mudança estrutural,
 * = setores que apresentam estabilidade nos parâmetros,
 Aum = aumento do coeficiente após abertura,
 Dim = diminuição do coeficiente após abertura,
 N sig = coeficiente não significativo a 5%

Fonte: estimativa apresentada no Quadro 3 e dados do Quadro 5.

dos insumos e bens intermediários. Entretanto, a mudança qualitativa dos insumos importados após a abertura pode resultar na eliminação ou simplificação de algumas tarefas do fator trabalho. Este é o caso, por exemplo, da importação de componentes eletrônicos computadorizados, permitida após o fim da lei da informática, que elimina a etapa de montagem de instrumentos computadorizados nos componentes eletrônicos anteriormente adquiridos domesticamente. Reduziu-se assim a utilização relativa do fator trabalho naquela indústria, o que não significa necessariamente que o sistema econômico ficou mais produtivo.

Como pode ser visto no Quadro 6, com a abertura da economia houve uma diminuição generalizada do coeficiente estimado b , enquanto que, entre as mudanças estatisticamente significativas, predominou um aumento do coeficiente h . Isto indica que, após a liberalização comercial, teria ocorrido uma diminuição da elasticidade da produção em relação aos insumos domésticos, *vis-à-vis* aos insumos importados. No coeficiente a não se constatou uma tendência predominante com a liberalização comercial.

Em suma, as variações do custo unitário dos insumos importados passaram a explicar em maior grau as variações dos preços setoriais após a abertura comercial, o oposto ocorrendo com o custo unitário real dos insumos domésticos. Pode-se supor que, após a liberalização, a redução tarifária e a eliminação de barreiras não-tarifárias tenham induzido a uma substituição de insumos domésticos por importados, pois a maior utilização de um insumo deve fazer com que as variações de preços do produto sigam mais de perto as variações de custo deste insumo.

Destaque-se dois setores que tiveram resultados contrários às expectativas. O setor MOBIL apresentou mudança estrutural nos parâmetros, mas teve diminuição do coeficiente de insumos importados com a abertura. Este setor, que abrange móveis de madeira e aço, apresentou o menor grau de abertura - exportações sobre vendas totais de 1,0% em 1990 e de 2,3% em 1991, e importações sobre compras totais de 0,8% em 1990 e de 1,6% em 1991 - entre os onze setores analisados. Grandes variações no volume de comércio externo ocasionam, portanto, pequenas variações nos coeficientes de abertura, podendo este fato ter contribuído para o resultado do Quadro 6. Por sua vez, o setor QUIMI, que não apresentou mudança estrutural dos parâmetros, surpreendeu com o aumento do coeficiente de insumos domésticos após a abertura, não se encontrando uma explicação direta para este resultado.

Salienta-se que sempre existe a possibilidade dos resultados econométricos obtidos neste trabalho serem decorrência de variáveis não especificadas no modelo. Fenômenos como congelamento de preços, planos de estabilização, alterações nos encargos sociais de empregados, modificações tributárias, comportamento dos preços externos, entre outros, podem ter afetado os resultados econométricos e sua interpretação. No período em análise, contudo, não se constatou modificações substanciais na estrutura de custos (e preços) da indústria, a exceção dos congelamentos de preços.¹⁷

17. Estes ocorreram em ambos os subperíodos analisados. Tentou-se a introdução de uma variável *dummy* de intercepto na estimação, mas tal procedimento não apresentou bons resultados.

IV EVOLUÇÃO DOS PREÇOS INDUSTRIAIS

A contribuição da abertura comercial para uma evolução mais moderada dos preços nominais pode ser avaliada, à luz dos resultados das regressões, comparando-se (i) as séries de preços compostas a partir dos coeficientes estimados especificamente durante o período de abertura (modelo I) com (ii) as séries de preços provenientes dos coeficientes estimados para todo o período 1987-1992 (modelo II), *vis-à-vis* (iii) os preços observados (IPAs setoriais da FGV). Os índices de preços compostos para cada setor foram obtidos a partir do acúmulo das taxas de variação estimadas para o período abril de 1990 a dezembro de 1992. Estimou-se as taxas de variação do índice de preços para cada setor, segundo o Modelo I (equação 12) e o Modelo II (equação 13):

Com parâmetros da economia aberta:

$$\widehat{RP}_t = k_2 + a_2 \cdot ARCL_t + b_2 \cdot ARCD_t + h_2 \cdot ARCM_t \quad (12)$$

Com parâmetros do período 87-92:

$$\widehat{RPI}_t = k + a \cdot ARCL_t + b \cdot ARCD_t + h \cdot ARCM_t \quad (13)$$

Em seguida, estas taxas de variação foram acumuladas, dando origem ao índice de preços estimado para o setor segundo o Modelo I (PeI) e ao índice de preços estimado segundo o Modelo II (PeII) :

$$PeI_t = (1 + RPI_t) \cdot PeI_{t-1} \quad (14)$$

$$PeII_t = (1 + RPII_t) \cdot PeII_{t-1} \quad (15)$$

Agregou-se os resultados setoriais dos preços estimados e observados, visando discutir sua evolução em nível da indústria de transformação. Faz-se a seguir uma comparação entre os índices de preços industriais estimados, PeI e PeII, e observado (IPA-ind) para o conjunto dos onze setores. Ressalta-se que cada um destes três índices foi obtido pela média ponderada segundo o peso relativo de cada setor no IPA- Brasil da FGV em março de 1993.

7

QUADRO 7
ÍNDICE DE PREÇOS INDUSTRIAIS ESTIMADOS
(MOD. I e II) E OBSERVADO

| MÊS | Modelo I | Modelo II | P observado |
|------------|----------|-----------|-------------|
| | Pe I | Pe II | IPA-ind |
| 1990 - mar | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| abr | 103.18 | 99.92 | 108.23 |
| mai | 104.68 | 100.65 | 109.80 |
| jun | 120.85 | 118.85 | 115.42 |
| jul | 139.46 | 138.94 | 125.79 |
| ago | 155.70 | 153.25 | 139.05 |
| set | 179.10 | 178.73 | 155.14 |
| out | 204.22 | 204.10 | 176.77 |
| nov | 249.19 | 249.39 | 211.07 |
| dez | 290.14 | 292.92 | 250.91 |
| 1991 - jan | 334.13 | 338.36 | 303.49 |
| fev | 391.14 | 401.44 | 357.42 |
| mar | 398.57 | 405.10 | 366.08 |
| abr | 442.71 | 452.34 | 375.75 |
| mai | 497.43 | 511.49 | 397.92 |
| jun | 563.21 | 583.92 | 441.46 |
| jul | 639.89 | 670.04 | 501.99 |
| ago | 739.25 | 778.98 | 585.46 |
| set | 874.92 | 932.39 | 685.50 |
| out | 1037.07 | 1110.84 | 882.47 |
| nov | 1332.42 | 1453.64 | 1152.97 |
| dez | 1645.85 | 1831.23 | 1449.13 |
| 1992 - jan | 1917.99 | 2144.56 | 1851.62 |
| fev | 2287.09 | 2594.05 | 2347.49 |
| mar | 2705.63 | 3128.47 | 2858.37 |
| abr | 3225.98 | 3756.15 | 3399.61 |
| mai | 3822.60 | 4486.21 | 4148.51 |
| jun | 4475.61 | 5327.74 | 4991.28 |
| jul | 5281.92 | 6327.51 | 6004.00 |
| ago | 6281.65 | 7610.04 | 7573.82 |
| set | 7271.75 | 8944.06 | 9423.63 |
| out | 8924.82 | 11018.86 | 11750.08 |
| nov | 10799.59 | 13623.66 | 14662.20 |
| dez | 12980.50 | 16519.78 | 18209.09 |

Obs: Os preços acima representam a média dos preços setoriais estimados e observados, ponderados pelos pesos da FGV-RJ para cálculo do IPA-Brasil em mar/93.

O Quadro 7 mostra que ao final de 1992 os índices de preços estimados a partir do Modelo I foram significativamente menores que aqueles estimados a partir do Modelo II e que os valores do IPA industrial observados para o conjunto dos setores analisados. Isto significa que a evolução da inflação estimada a partir das pressões de custos de produção é menor com os parâmetros da economia aberta (Modelo I) que com os parâmetros estimados para todo o período 1987-92 (Modelo II). Neste sentido, a abertura da economia teria

permitido que as pressões de custos observadas afetassem de maneira mais branda a inflação.

Ressalte-se que a inflação brasileira apresenta um caráter crônico, com causas de variadas origens, de forma que a abertura comercial seria apenas um fator que contribuiu para sua redução. Neste sentido, a correção de distorções de custos de produção - que em boa parte originaram-se da proteção - não elimina outros focos inflacionários, especialmente os de natureza macroeconômica. Em particular, a indexação (formal ou informal) de preços, câmbio, salários e contratos, numa economia de moeda endógena, implica aumento dos preços nominais para um realinhamento dos preços relativos.

É interessante constatar que os índices de preços estimados apresentam uma variação acumulada superior à do índice de preços observado até o início de 1992, ocorrendo, no início de 1991, a inflexão nas taxas de variação mensais. Tal comportamento pode ser explicado pela conjuntura econômica do período. Logo após o Plano Collor, em março de 1990, o cenário de liquidez extremamente restrita e elevadas taxas reais de juros estimulou as empresas em setores oligopolizados a reajustar seus preços num ritmo inferior ao aumento dos custos de produção, reduzindo suas elevadas margens anteriormente acumuladas. Após os desdobramentos iniciais do programa de estabilização de 1990, observou-se movimento oposto nas margens de lucro no início de 1991, visando sua recomposição, o que os números do Quadro 7 indicam ter ocorrido no início de 1992.

V CONCLUSÕES

Os efeitos da abertura comercial sobre os preços domésticos ocorrem tanto pelo lado da demanda como pelo da oferta. O discurso do período Collor, de que a liberalização conteria a inflação por quebrar o poder dos oligopólios, baseava-se apenas nos efeitos da demanda. A política econômica recente, diferentemente, baseou o esforço de estabilização de preços tanto nos impactos sobre a demanda como sobre a oferta. Assim, a experiência brasileira mostrou que os efeitos da abertura sobre custos de produção são muito mais relevantes do que se imaginava em 1990, sendo estes possivelmente responsáveis por parcela significativa das reduções de preços industriais. Tal resultado é, em parte, fruto do caráter oligopolizado da oferta dos principais insumos industriais no país, decorrente do modelo de industrialização nas décadas passadas e da elevada proteção assegurada ao produtor doméstico.

A estimação do modelo econométrico na seção III mostrou que as variáveis de custos diretos de produção explicam, em boa medida, o comportamento

dos preços industriais para onze setores no período 1987-92, em que pesem as hipóteses do modelo ao relacionar preços e custos de produção, e a exclusão da variável custo unitário de capital. Ao se contemplar diferentes parâmetros para os períodos anterior e posterior ao início do programa de abertura comercial, verificou-se que ocorreram alterações no sentido da diminuição da elasticidade dos insumos domésticos na produção, mas este comportamento não pode ser categoricamente generalizado para todos os setores da indústria. Adicionalmente, quase metade dos setores analisados apresentou mudança estrutural dos parâmetros do modelo na passagem do período de fechamento para abertura.

Os resultados estimados permitiram, na seção IV, uma comparação em nível agregado da inflação acumulada observada com as estimadas em duas versões do modelo (I e II) a partir dos dados de custos observados. Esta comparação sugere que, *coeteris paribus*, ao se tomar os parâmetros da economia aberta, o índice de preços industriais (para os onze setores) seria menor que o índice obtido a partir dos parâmetros estimados para o período completo sem distinção de mudanças na política comercial. Mais ainda, mostrou-se que, a partir dos dados observados de custos de produção, a evolução da inflação estimada pelos parâmetros da abertura teria sido mais moderada que a efetivamente observada de março de 1990 a dezembro de 1992.

Argumentou-se que as pressões inflacionárias são minimizadas pela concorrência externa (efeito sobre a demanda) e pela manutenção de custos estáveis de insumos (efeito sobre a oferta). Assim, a abertura comercial reduz a capacidade das empresas repassarem choques de custos e amplia a oferta interna quando ocorrem fortes aumentos da demanda, contribuindo para minimizar as pressões inflacionárias daí advindas.

Em outras palavras, a abertura comercial requer tempo para maturar, mas pode contribuir para a estabilização da economia. Isto ocorre não apenas pelos impactos da concorrência de produtos importados no mercado do produto final, mas porque a liberalização traz mudanças na estrutura produtiva (oferta doméstica) que aperfeiçoam a utilização de insumos e incrementam a qualidade do produto. Tais mudanças na oferta representam um barateamento do custo de produção, com conseqüências benéficas ao processo de estabilização dos preços.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLAIN, M. *Abertura comercial e estabilização econômica: uma discussão do caso brasileiro*. Dissertação de mestrado, IPE/USP, 1993.

- BONELLI, R. *Growth and productivity in Brazilian industries: impacts of trade orientation*. Texto para Discussão n. 258, PUC-RJ, junho 1991.
- BRAGA, H.C. & TYLER, W.G. *Trade policies in Brazil*. Texto para Discussão Interna n.185, IPEA/INPES, 1990.
- CEBRAP. *Condicionantes e diretrizes de política para a abertura comercial brasileira*. Relatório de Pesquisa, 1992. (mimeo)
- COHEN, A. *Trade policy in Mexico: an analysis of structural change*. Ph.D. Dissertation, U.C. Berkeley, unpublished, 1989
- CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. *Abertura comercial e estratégia tecnológica: a visão dos líderes industriais brasileiros*. Rio de Janeiro, 1991.
- _____. _____. 1992.
- FRITSCH, W. e FRANCO, G. *Trade policy issues in Brazil in the 1990's*. Texto para Discussão n. 268, PUC-RJ, outubro 1991.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. McGraw Hill, 3rd ed., 1984.
- LERDA, J.C. *Ensaio sobre o mark-up (com especial referência ao caso brasileiro)*. PNPE/IPEA, série PNPE 21, 1990.
- OLIVEIRA, G. & ALLAIN, M. *The recent Brazilian trade liberalization in historical perspective*. Texto Para Discussão n. 15, EAESP/FGV-SP, 1992.
- STOLPER, W. & SAMUELSON, P. Protection and real wages. In: BHAGWATI, J. (ed) *International trade*. Penguin Readings in Economics, 1969.
- VARIAN, H. *Microeconomic analysis*. Norton, 1984.
- WILLIAMSON, J. - *A economia aberta e a economia mundial*. Campus, 1989.

Este artigo baseia-se no capítulo III da dissertação de mestrado do autor, "Abertura Comercial e Estabilização Econômica: uma discussão do caso brasileiro", de junho/1993. Agradeço os comentários de Maurício Barata P. Pinto (orientador), Gesner Oliveira e José Carlos Santos.

APÊNDICE

Tem-se:

$$C(W,y) = \min W.X \quad (2)$$

s.a X está em V(y)

onde: V(y) = conjunto de possibilidades de uso dos fatores

W = vetor de preços dos fatores L, D, M e K (1x4)

X = vetor de quantidades dos fatores L, D, M e K (4x1)

A equação (2) equivale a:

$$\min C = W_l \cdot X_l + W_d \cdot X_d + W_m \cdot X_m + W_k \cdot X_k \quad (3)$$

$$\text{s.a } y = X_l^\alpha \cdot X_d^\beta \cdot X_m^\eta \cdot X_k^\epsilon$$

O resultado desta minimização condicionada é:

$$C(W_l, W_d, W_m, W_k, y) = A \cdot W_l^\alpha \cdot W_d^\beta \cdot W_m^\eta \cdot W_k^\epsilon \cdot y \quad (4)$$

onde: $A = \alpha^{-\alpha} \beta^{-\beta} \eta^{-\eta} \epsilon^{-\epsilon}$ = constante

Aplica-se (1) em (4) para se obter a equação (5).

Recebido em fevereiro de 1994. Aceito para publicação em outubro de 1995.