

LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL, MUDANÇAS TECNOLÓGICAS E MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL*

Beatriz Muriel Hernández**

O artigo estuda o impacto da liberalização comercial sobre o mercado de trabalho na economia brasileira durante 1989-1998, com base no arcabouço teórico de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS). A contribuição mais importante à literatura é a inclusão dos significativos ganhos de produtividade que experimentou o país, junto com o processo de abertura comercial, como segundo fator explicativo dos salários e do emprego.

Estimam-se os testes *consistency check* e *mandated wages* derivados de HOS para as manufaturas brasileiras. Na tarefa de estudar o impacto da abertura sobre o emprego, isolando os choques tecnológicos, propõem-se dois testes adicionais. O primeiro é um teste de consistência que relaciona as mudanças do produto e o uso de trabalho por qualificação; e o segundo estima as mudanças médias da utilização dos fatores na produção derivadas da abertura comercial. Os resultados encontrados mostram que tanto a abertura comercial quanto as mudanças tecnológicas tiveram efeitos significativos sobre o mercado de trabalho brasileiro, sendo amplamente consistentes com HOS. A liberalização comercial diminuiu a desigualdade na distribuição da renda (mensurada pelo prêmio salarial por qualificação) e expandiu o emprego nas indústrias intensivas no trabalho menos qualificado; entretanto os choques tecnológicos tiveram efeitos contrários sobre o mercado de trabalho.

1 INTRODUÇÃO

O profundo e relativamente rápido processo de liberalização comercial que atravessou o Brasil no período 1989-1993 motivou a geração de vários estudos visando explicar o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro. As pesquisas foram usualmente desenvolvidas sob as previsões do modelo neoclássico de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS). Em particular, sob a premissa de que o país é rico em trabalho não-qualificado (em relação ao trabalho qualificado),¹ HOS prediz que o livre comércio muda os preços relativos dos bens, favorecendo as indústrias intensivas no fator abundante. Por um lado, as variações nos preços provocam uma queda na desigualdade salarial – efeito que é conhecido como Stolper-Samuelson; e por outro, conduzem a uma nova composição do emprego: apresenta-se uma realocação dos fatores de produção em direção às indústrias intensivas em trabalho não-qualificado; e um menor uso relativo desse fator (em relação ao trabalho qualificado) dentro das indústrias, como consequência da queda na desigualdade salarial.

* A autora agradece a Gustavo Gonzaga e Maria Cristina Terra pelos comentários, e à Capes e à Faperj pelo apoio financeiro concedido.

** Doutora em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) e professora da Universidade Católica Boliviana (Mpd-UCB).

1. Esta hipótese foi testada por Hernández e Terra (2004) com resultados favoráveis.

Os resultados encontrados na literatura empírica, entretanto, não apresentam nenhum consenso sobre os sinais e a relevância de tais distorções, provocadas pelo livre comércio no mercado de trabalho brasileiro. Essa controvérsia aparece ainda na simples análise das tendências dos salários e do emprego por categoria de qualificação (ou educação). Alguns estudos mostram uma queda no prêmio salarial por habilidades no período de abertura comercial (ver, por exemplo, MUENDLER, 2000; GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002); porém, essa tendência não é robusta à informação primária usada nem ao período de análise considerado (ver, por exemplo, GREEN; DICKERSON; ARBACHE, 2001a; BLOM; HOLM-NIELSEN; VERNER, 2001).

As previsões de HOS sobre as mudanças na composição do emprego também são apoiadas na literatura empírica (ver, por exemplo, GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002). Entretanto, os resultados não são conclusivos, pois dependem do período considerado e da metodologia usada (ver MUENDLER, 2000; MACHADO; MOREIRA, 2001; MENEZES-FILHO; RODRIGUES, 2001).

No que respeita à determinação do impacto da abertura comercial sobre o prêmio salarial, apresentam-se dois métodos de análise na literatura. O primeiro estuda esse efeito através de modelos de equilíbrio parcial e o segundo faz uso de modelos de equilíbrio geral.

Nos modelos de equilíbrio parcial encontram-se alguns resultados consistentes com Stolper-Samuelson, porém, outros são contrários (ver MUENDLER, 2000; GREEN; DICKERSON; ARBACHE, 2001b; PAVCNÍK *et al.*, 2002; FERREIRA; MACHADO, 2002; ARBACHE; CORSEUIL, 2004). Entretanto, o arcabouço teórico desses modelos se afasta de HOS,² pelo que os resultados não estariam sendo interpretados adequadamente através dos efeitos derivados de HOS. Em especial, as variações nos salários em cada indústria dependerão não somente das variáveis próprias da indústria, mas também das suas magnitudes relativas com respeito ao resto da economia – característica que não é contemplada no equilíbrio parcial; adicionalmente, não se apresenta uma relação exata entre as *proxies* de abertura comercial usadas – como variações nas tarifas³ e no volume de troca – com as mudanças relativas nos preços dos bens.⁴

Os estudos baseados nos modelos de equilíbrio geral, como de Barros, Corseuil e Cury (2000) e de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) apresentam uma modelagem que é mais consistente com HOS, e favorecem, em alguma medida, a premissa de que a abertura comercial provocou uma queda no prêmio salarial

2. Vale lembrar que HOS é um modelo de equilíbrio geral.

3. Dois fatores limitam o uso desta variável como *proxy* de comércio no Brasil. Primeiro, pela elevada redundância tarifária e, segundo, pelas fortes restrições não-tarifárias às importações (para uma informação mais precisa, ver, por exemplo, MOREIRA; CORREIA, 1997; HAY, 2001).

4. Para uma discussão sobre o tema, ver Lawrence e Slaughter (1993).

por habilidades. Barros *et al.* (2001) também estudam os efeitos da abertura sob um cenário de equilíbrio geral, entretanto não encontram um impacto significativo do livre comércio sobre a distribuição da renda. Porém, os resultados desses últimos autores derivam-se de rigidezes nas variações salariais, contrapondo-se às hipóteses de HOS.

Além das apreciações expostas acima, a observação mais importante à literatura empírica é que não se levam em conta as mudanças tecnológicas nas análises. De acordo com o modelo neoclássico, tanto as variações de preços – vindas da abertura comercial – quanto as inovações tecnológicas distorcem os salários e os usos relativos dos fatores de produção dentro e entre indústrias, podendo ter efeitos contrários. Assim, o estudo simultâneo desses dois choques seria o recomendável.

Essa questão tem especial relevância para o Brasil, pois, junto com o processo de abertura comercial, o país tem experimentado ganhos de produtividade significativos, como vários autores documentam, tanto na produtividade total de fatores (PTF) como, em alguns casos, no maior uso de trabalho qualificado (ver BONELLI; FONSECA, 1998; PAVCNİK *et al.*, 2002; LISBOA; MENEZES-FILHO; SEMOR, 2002; ROSSI; FERREIRA, 2003; MUENDLER; CORSEUIL, 2003; MUENDLER, 2004). Sob o modelo de HOS, entretanto, as mudanças tecnológicas são importantes sobre a desigualdade salarial na medida em que são viesadas não a algum fator de produção, mas sim àquelas indústrias intensivas num insumo específico (seja a inovação neutra ou favorável a algum fator de produção).

Assim, neste artigo discute-se novamente o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, mas levando em consideração também as mudanças tecnológicas. Três grupos de testes baseados no arcabouço teórico de HOS são desenvolvidos. O primeiro grupo é conhecido na literatura como testes de consistência e estuda as variações relativas dos preços e da tecnologia como função da intensidade de uso de um dado tipo de trabalho nas indústrias. O segundo estima as mudanças nos retornos dos fatores de produção, seguindo a metodologia conhecida como *mandated wages*, através da qual é possível derivar as variações salariais atribuídas a cada tipo de choque – preços e/ou produtividade.

Por fim, para estudar as previsões de HOS com respeito às mudanças na composição do emprego, propõe-se neste artigo uma estratégia de análise com base na intuição dos testes anteriores. Primeiro elabora-se um teste de consistência entre as mudanças do produto e a intensidade de uso de um dado tipo de trabalho, que permite deduzir as indústrias que teriam tido vantagens com o processo de abertura comercial e, com isto, a direção do movimento dos recursos. O segundo determina as variações no emprego como resposta do choque de preços, através do que se denomina aqui *mandated employment*.

Os testes foram aplicados para 63 indústrias de manufaturas no período delimitado entre antes e depois da abertura comercial no Brasil, 1989-1998. Os resultados da análise econométrica encontrados são consistentes com o modelo de HOS para os três grupos de testes e podem ser resumidos nos seguintes pontos. Primeiro, as indústrias com um maior aumento relativo nos preços foram as mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada. Já os maiores ganhos de produtividade, pelo contrário, estariam concentrados nas indústrias menos intensivas nesse fator de produção. Segundo, as mudanças relativas nos preços contribuíram para a queda no prêmio salarial por qualificação, porém os choques tecnológicos tiveram um efeito contrário. Por fim, as políticas de livre comércio teriam ocasionado efetivamente uma expansão relativa maior na produção das indústrias mais intensivas em trabalho não-qualificado (fator abundante no país), ocasionando uma queda relativa no uso desse fator como resultado do seu maior custo relativo.

A principal conclusão obtida no artigo é que tanto a abertura comercial quanto as mudanças tecnológicas tiveram efeitos significativos sobre o mercado de trabalho brasileiro da forma prevista no modelo neoclássico. Isto mostra que – com exceção de Barros, Corseuil e Cury (2000) e Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) na análise da desigualdade salarial⁵ – os resultados descritos nas pesquisas anteriores a esta encontram-se viesados. Primeiro, porque as trajetórias do emprego e dos salários são o resultado dos dois choques – preços e tecnológico – que tiveram efeitos contrapostos. Isto faz com que a simples observação das tendências tenha um aporte marginal à avaliação do impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho. Segundo, porque os modelos usados para relacionar os salários (ou emprego) com a abertura comercial não controlam para mudanças tecnológicas.

O artigo é dividido em três seções além desta introdução. A segunda seção discute inicialmente a lógica neoclássica dos efeitos da abertura comercial e dos ganhos de produtividade sobre o mercado de trabalho e descreve a estratégia da análise empírica. A terceira seção expõe brevemente os dados usados e apresenta os principais resultados econométricos. Por fim, explicitam-se as conclusões mais importantes do artigo.

2 O MODELO NEOCLÁSSICO E O MERCADO DE TRABALHO

2.1 Teoria

O modelo de HOS desenvolve-se a partir do comércio entre duas economias, *A* e *B*, ambas produzindo dois bens, por exemplo, máquinas (*M*) e rosas (*R*), e usando dois fatores de produção como trabalho qualificado (*S*) e não-qualificado

5. Dado que os preços tornam-se exógenos, é possível analisar no equilíbrio geral, *ceteris paribus*, o impacto direto das variações desta variável sobre os salários.

(*U*). Suponha que: *a*) as tecnologias de produção são idênticas nos países, com retornos constantes de escala; *b*) existe concorrência perfeita no mercado de bens; *c*) há mobilidade de fatores entre indústrias e flexibilidade nos salários; e *d*) as preferências são iguais para todos os indivíduos, descritas através de uma função de utilidade homotética (isto é, com elasticidade da renda igual a 1). Além disso, a produção de rosas usa sempre intensivamente trabalho não-qualificado, enquanto a produção de máquinas usa intensivamente trabalho qualificado.

A característica essencial para a existência de comércio encontra-se nas diferenças nas dotações relativas dos fatores de produção entre países, que conduzem a preços relativos de equilíbrio distintos sob autarquia. Se o país *A* for relativamente mais abundante em trabalho não-qualificado (com relação ao qualificado), então o prêmio salarial por habilidades será maior que no país *B*. Neste caso o preço relativo das rosas (com relação ao preço das máquinas) será menor em *A* do que em *B*, pois as rosas usam intensivamente o fator de produção mais abundante e barato.

Então, com a abertura comercial, o país *A* produzirá mais rosas – exportando parte desta produção – e menos máquinas, até que os preços internos atinjam o equilíbrio mundial. No processo, a demanda de insumos deve aumentar na indústria de rosas e cair na indústria de máquinas. Dadas as diferenças na intensidade relativa do uso de cada tipo de trabalho entre os dois setores, isso significa que a demanda de trabalho não-qualificado deve aumentar relativamente à demanda de trabalho qualificado. Para que o equilíbrio interno nos mercados de fatores seja restabelecido, o retorno do trabalho não-qualificado deverá, portanto, aumentar em relação ao salário do qualificado. Nesse novo equilíbrio, as duas indústrias no país *A* usarão relativamente mais trabalho qualificado, pois este será relativamente mais barato do que no caso da economia fechada.

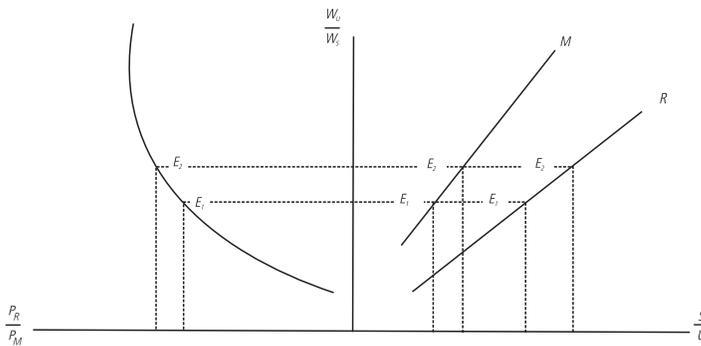
A figura a seguir (extraída de KRUGMAN; OBSTFELD, 2001) expõe as alterações descritas acima, mostrando a relação positiva entre os preços relativos dos bens $\left(\frac{P_R}{P_M}\right)$ e os salários $\left(\frac{W_U}{W_S}\right)$, assim como a relação destes com as demandas relativas dos fatores $\left(\frac{S}{U}\right)$, tanto para a produção de rosas (*R*) quanto a de máquinas (*M*). Ambas as relações são deduzidas sob as hipóteses do lado da oferta da economia do modelo. Os pontos E_1 representam o equilíbrio na economia fechada.

O livre comércio provoca um incremento nos preços relativos $\frac{P_R}{P_M}$, conduzindo tanto a um aumento em $\frac{W_U}{W_S}$ quanto em $\frac{S}{U}$ nas duas indústrias, atingindo o novo equilíbrio E_2 . Deriva-se então o Teorema de Stolper-Samuelson, o qual

afirma que: quando a abertura distorce os preços relativos dos bens, aumenta – para ambos os bens – o retorno do fator usado intensivamente na produção daquele bem cujo preço relativo aumentou, e reduz-se – para ambos os bens – o retorno do outro fator de produção (ver ETHIER, 1984).

FIGURA 1

Preços, salários e uso relativo dos fatores de produção no país A



O modelo de HOS pode ser ampliado para levar em consideração as mudanças tecnológicas (ver, por exemplo, JONES, 1965; LEAMER, 1998). Considere que o país A é pequeno; então, uma inovação na indústria de máquinas (intensiva em trabalho qualificado), qualquer que seja essa inovação – neutra ou favorável a algum fator de produção –, deve conduzir a um aumento na desigualdade salarial (queda em $\frac{W_U}{W_S}$). O progresso técnico faz (*ceteris paribus*) com que a indústria de máquinas seja mais lucrativa, incentivando a expansão da produção desse bem. Essa expansão provoca, por sua vez, uma demanda maior de fatores de produção, porém relativamente mais de trabalho qualificado, conduzindo a um ajustamento nos salários relativos até que as oportunidades de lucro sejam anuladas. Note-se que, no modelo, as distorções no mercado de trabalho são explicadas pelas diferenças tecnológicas entre indústrias, e não pelas mudanças tecnológicas viesadas para o uso de algum dado fator de produção (ver HASKEL; SLAUGHTER, 2002).

Uma vez considerados os efeitos das mudanças tecnológicas, fica claro que os dados podem não refletir necessariamente os efeitos previstos pelo Teorema de Stolper-Samuelson. De fato, uma política de abertura comercial no país rico em trabalho não-qualificado poderia ser acompanhada de inovações tecnológicas viesadas em favor das indústrias menos intensivas nesse fator. Nesse caso, as mudanças relativas nos preços tenderiam a provocar uma queda na desigualdade salarial, mas as inovações tecnológicas, pelo contrário, conduziriam a um aumento da desigualdade. As mudanças no mercado de trabalho estariam, então, sujeitas às magnitudes

“relativas” dos dois efeitos. Se as inovações tecnológicas fossem maiores nas indústrias intensivas em trabalho não-qualificado, então os dois efeitos se reforçariam, provocando uma expressiva queda tanto na desigualdade quanto no uso relativo de mão-de-obra não-qualificada nas indústrias, observando-se maior emprego e produção nas indústrias intensivas nesse fator.

2.2 Estratégia econométrica

Para estudar o impacto da abertura comercial sobre o mercado de trabalho brasileiro, levando em conta as mudanças tecnológicas, especificam-se vários testes, divididos em três grupos. O primeiro grupo de testes baseia-se na análise da relação entre as variações observadas nos preços e na produtividade setoriais e a intensidade do uso de um dado tipo de trabalho nas indústrias, através do que se conhece na literatura como “testes de consistência”. O segundo grupo de testes foca nas mudanças observadas nos salários, seguindo a metodologia chamada *mandated wages*. O último grupo de testes é uma proposta deste artigo e é derivado com base na intuição dos testes anteriores: primeiro, elabora-se um teste de consistência entre as mudanças do produto e a intensidade de uso de trabalho não-qualificado; segundo, determinam-se as variações no emprego como resposta aos choques de preços, através do que se chama aqui *mandated employment*. Cada um desses testes é explicado em detalhes a seguir.

2.2.1 Testes de consistência

Uma primeira abordagem usualmente encontrada na literatura internacional analisa a consistência dos dados em relação às previsões implícitas no modelo de HOS. Dois testes são estimados nessa linha. O primeiro, estudado primeiramente por Lawrence e Slaughter (1993) e Sachs e Shatz (1994) para a economia norte-americana, considera o impacto dos novos padrões de importação (ou do comércio em geral) sobre os preços relativos domésticos. Para o caso do Brasil, por exemplo, esperar-se-ia que, com o processo de abertura comercial, os preços das indústrias mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada aumentassem relativamente aos demais preços. Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) realizaram esse teste com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com resultados favoráveis às previsões do modelo. Neste artigo, o teste é replicado a partir de novos dados e algumas considerações adicionais.⁶

6. Um aporte importante de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002), entretanto, é a análise entre as mudanças nas tarifas e as mudanças nos preços. Os autores mostram que o *pass-through* das tarifas aos preços foi relativamente maior nos setores intensivos em trabalho qualificado sendo consistente com as previsões de HOS para o Brasil.

Em termos gerais, o teste baseia-se em uma equação de determinação dos preços dos bens como função de uma variável de intensidade de uso de um dado fator de produção, da seguinte maneira:

Teste 1a

$$\Delta \ln P_{jt} = \rho_0 + \rho_1 X_{ijt} + u_{1jt} \quad (1)$$

onde: P_{jt} é o preço do bem (ou indústria) j ($j = 1, \dots, J$), X_{ijt} representa a variável *proxy* de intensidade de uso do fator i ($i = 1, \dots, I$), na produção do bem j , u_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados e ρ_0 , ρ_1 são os coeficientes de regressão. O subíndice t nas variáveis diz respeito ao período. Um valor $\rho_1 > 0$ implica que as mudanças nos preços foram relativamente favoráveis aos bens intensivos no uso do fator i e sugerem que – como consequência de uma relativa maior procura pelo fator – o retorno relativo de i aumenta e o seu uso relativo diminui.

O segundo teste de consistência foi aplicado por Haskel e Slaughter (2002) para estudar as mudanças tecnológicas relativas entre indústrias nos Estados Unidos, de acordo com o uso intensivo do trabalho não-qualificado.⁷ Essas mudanças são mensuradas através da PTF, que é usualmente determinada como (ver, por exemplo, BARLTESMAN; GRAY, 1996; FEENSTRA; HANSON, 1997, 2000):

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \Delta \ln Q_{jt} - \sum_{i=1}^I \tilde{\theta}_{ijt} \Delta \ln F_{ijt} \quad (2)$$

onde Q_{jt} é o valor bruto de produção do bem j , $\tilde{\theta}_{ijt} = (\theta_{ijt} + \theta_{ijt-1})/2$, θ_{ijt} representa o gasto do insumo i na produção de j como proporção do custo total e F_{ijt} é a quantidade do fator i usado na produção de j . Uma vez especificadas as mudanças tecnológicas, o teste é explicitado de forma semelhante ao caso dos preços:

Teste 1b

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \tau_0 + \tau_1 X_{ijt} + u_{2jt} \quad (3)$$

onde u_{2jt} é o erro de especificação ou nos dados e τ_0 , τ_1 são os coeficientes de regressão. Neste caso um coeficiente $\tau_1 > 0$ sugere que as inovações tecnológicas foram concentradas nos bens intensivos no fator i . Se i for o trabalho não-qualificado, este resultado reforçaria o efeito da abertura comercial sobre o mercado de trabalho no Brasil. Um $\tau_1 < 0$, por outro lado, teria um impacto contrário sobre os retornos e o emprego relativos desse fator de produção.

7. Os efeitos das mudanças tecnológicas – sob as previsões do modelo de equilíbrio geral de HOS – não foram analisados para o caso do Brasil.

É importante assinalar que a vantagem desses testes é que eles permitem apreciar as mudanças nos padrões relativos tanto dos preços quanto da produtividade como função do uso de um dado fator i , sendo o primeiro passo para avaliar os posteriores efeitos de HOS. Sua limitação, entretanto, é que eles devem ser entendidos simplesmente como uma forma de correlacionar os dados, já que derivam da intuição do modelo e não da matemática.

2.2.2 Metodologia de *mandated wages*

Uma vez que a análise de consistência feita no subitem anterior descreve as mudanças nos preços relativos dos bens de acordo com a intensidade de uso de algum fator i , o passo seguinte é estudar se efetivamente essas mudanças provocaram variações nos salários relativos da maneira predita pelo teorema de Stolper-Samuelson, ou não.⁸ A literatura responde a essa pergunta através do teste conhecido como *mandated wages*, que decorre diretamente do modelo de HOS. O teste foi amplamente analisado e discutido para a economia norte-americana (ver, por exemplo, LEAMER, 1998; KRUEGER, 1997; SLAUGHTER, 1998; HASKEL; SLAUGHTER, 2003). Para o caso do Brasil, somente Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002) fazem uma análise das regressões *mandated wages*, considerando simplesmente o trabalho qualificado e não-qualificado como fatores de produção.⁹

Parte-se do equilíbrio ótimo do lado da oferta da economia que, sob os pressupostos do modelo, se apresenta quando o preço é igual ao seu custo marginal, $P_j = c_j$. O custo marginal c_j encontra-se como função dos retornos dos fatores de produção, assim como de variáveis relativas ao uso desses fatores (por unidade de produto). A partir de $P_j = c_j$ pode-se derivar a seguinte expressão:

$$\Delta \ln P_{jt} + \Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln W_{it} + \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln P_{kt} \tag{4}$$

onde W_{it} representa o retorno do fator i , θ_{kjt} é o gasto no bem k ($k = 1, \dots, J$) usado como consumo intermediário na produção de j como proporção do custo total, e P_{kt} é o preço do bem k . Alternativamente, a literatura postula que os preços podem ser especificados sobre a base do valor adicionado. Nesse caso:

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} + \Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln W_{it} \tag{5}$$

8. Ou seja, trata-se de verificar se o modelo de HOS, com suas hipóteses, descreve adequadamente os dados brasileiros. Com salários rígidos, por exemplo, o teorema de Stolper-Samuelson pode ser rejeitado empiricamente (ver GONZAGA; HERNÁNDEZ; TERRA, 2006).

9. Adicionalmente, os autores analisam a variação nos preços explicada pelas mudanças tarifárias. Esta abordagem não será aqui considerada, pois acredita-se que a redundância tarifária e as fortes restrições não-tarifárias que caracterizaram a política comercial até 1989 dificultariam a interpretação dos resultados.

onde:

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} + \Delta \ln P_{jt} = \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln P_{kt}$$

Sob a hipótese de que o país é pequeno em relação ao resto do mundo, os preços dos bens são exógenos e não dependem das mudanças tecnológicas, sendo possível especificá-los diretamente com relação aos retornos dos insumos como:

Teste 2a

$$\Delta \ln P_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \beta_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \beta + v_{1jt} \quad (6)$$

onde os β_i e β são os coeficientes de regressão e v_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados. No caso das mudanças dos preços do valor adicionado, tem-se:

Teste 2b

$$\Delta \ln P_{jt}^{VA} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \beta_i + v_{2jt} \quad (7)$$

onde v_{2jt} é o erro. O coeficiente β_i é interpretado como a variação do retorno médio do fator i provocada (*mandated*) pelas mudanças relativas nos preços dos bens. Sob a hipótese de que o Brasil é mais rico em mão-de-obra não-qualificada (U) com relação ao trabalho qualificado (S), esperar-se-ia nas estimações que $\beta_U^* > \beta_S^*$, de forma que o teorema de Stolper-Samuelson seja cumprido.

Uma vantagem do teste anterior é que este pode ser utilizado também para estudar os efeitos das mudanças tecnológicas sobre os retornos relativos. Note-se que em (5) fica explícito que tanto os preços quanto a PTF se relacionam com as mudanças nos retornos dos insumos. Dado que choques nessas variáveis podem ser estudados de forma independente sob a hipótese de um país pequeno, podem-se analisar os efeitos das mudanças tecnológicas de forma análoga ao caso anterior (ver, por exemplo, LEAMER, 1998; HASKEL; SLAUGHTER, 2001):

Teste 2c

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \delta_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \delta + v_{3jt} \quad (8)$$

ou no caso de estudar os dados a partir do valor adicionado:

Teste 2d

$$\Delta \ln PTF_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \delta_i + v_{4jt} \tag{9}$$

onde os δ_i e δ são os coeficientes de regressão e v_{3jt} , v_{4jt} são os erros de especificação ou nos dados.

Desta forma é possível inferir as parcelas das mudanças nos retornos atribuídas às variações relativas tanto nos preços ou na PTF. Essas mudanças serão determinadas como a somatória dos dois efeitos estimados: $\Delta \ln W_{it}^* \approx \beta_i^* + \delta_i^*$, notando-se que os sinais de cada efeito podem ser iguais ou contrários.

2.2.3 Mudanças na composição do emprego

Nesta subseção, desenvolvem-se duas formas simples de estudar as mudanças no emprego. A primeira representa uma versão alternativa dos testes de consistência. De acordo com a teoria de HOS, a abertura comercial deve fazer com que a produção das indústrias intensivas no uso do fator abundante no país aumente mais do que proporcionalmente em relação às restantes – de modo que o uso dos fatores nessas indústrias também deve aumentar. Para estudar esse efeito, pode-se analisar a relação entre as variações nas produções setoriais e a variável de intensidade de uso dos fatores (X_{ijt}). Nesse caso, entretanto, essas mudanças não são exógenas em relação aos choques tecnológicos, de modo que estes devem ser levados explicitamente em consideração na análise.¹⁰ Assim, o teste pode ser definido da seguinte forma:

Teste 3a

$$\Delta \ln Q_{jt} = q_0 + q_1 X_{ijt} + q_2 \Delta \ln PTF_{jt} + \varepsilon_{1jt} \tag{10}$$

onde Q_{jt} é o valor bruto de produção do bem j e ε_{1jt} é o erro de especificação ou nos dados. Um valor $q_1 > 0$ mostraria que as indústrias mais intensivas no uso do fator i têm expansões relativamente maiores, e um valor $q_1 < 0$ expressaria o oposto. Para o caso do Brasil, por exemplo, se o X_{ijt} representa o uso de trabalho não-qualificado, espera-se então um coeficiente positivo.

A segunda forma de analisar as mudanças no emprego baseia-se na lógica de Jones (1965). O lado da oferta do modelo de HOS permite que as mudanças nos

10. Sob o modelo de HOS, as mudanças na produção serão o resultado dos choques de preços e de produtividade. Logo, o teste 3a controla para as mudanças tecnológicas com o objetivo de observar os efeitos dos preços sobre as quantidades.

fatores de produção, vindas das variações relativas nos preços, possam ser especificadas de forma independente dos choques de produtividade como:¹¹

$$\left(\sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln \frac{F_{ijt}^{preços}}{Q_{jt}} - \sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln \frac{Q_{kjt}^{preços}}{Q_{jt}} \right) \Big|_{\Delta \ln PTF_{jt}=0} = 0 \quad (11)$$

onde o superíndice “preços” diz respeito às mudanças nos insumos atribuídas somente a esse choque (mantendo o choque de produtividade nulo). A expressão acima pode ser redefinida como:¹²

$$\Delta \ln Q_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \Delta \ln F_{ijt}^{preços} + \sum_{j'=1}^J \theta_{kjt} \Delta \ln Q_{kjt}^{preços} \quad (12)$$

Note-se que, com exceção do produto, as mudanças nas demais variáveis não são observadas na prática. Tais mudanças podem, entretanto, ser estimadas a partir da seguinte regressão econométrica:

Teste 3b

$$\Delta \ln Q_{jt} = \sum_{i=1}^I \theta_{ijt} \lambda_i + \left(\sum_{k=1}^J \theta_{kjt} \right) \lambda + \varepsilon_{2jt} \quad (13)$$

onde os λ_i e λ são os respectivos coeficientes de regressão e ε_{2jt} é o erro. O coeficiente λ_i prediz, na média, a direção e magnitude da variação do uso do fator de produção i como resultado das variações relativas nos preços. Para que os resultados sejam consistentes com as previsões de HOS para a economia brasileira esperava-se que os coeficientes estimados satisfizessem a condição $\lambda_U^* < \lambda_S^*$, já que o uso relativo do trabalho não-qualificado deveria diminuir, em consequência do aumento relativo no seu retorno.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

3.1 Descrição dos dados

As fontes primárias de informação utilizadas neste artigo foram a Pesquisa Industrial Anual (PIA), a Pnad, a matriz insumo-produto, os índices de preços da Fundação Getúlio Vargas (FGV) e o índice de preços do consumo intermediário

11. De acordo com Jones (1965), as variações dos fatores de produção por unidade de produto $\Delta \ln (F_{ijt}/Q_{jt})$ — assim como as variações do consumo intermediário $\Delta \ln (Q_{kjt}/Q_{jt})$ — podem ser desagregadas linearmente como resultado dos dois choques: preços e produtividade. Pela linearidade, o choque de preços pode ser estudado isoladamente (mantendo o efeito do choque de produtividade nulo), chegando, através de uma função de produção com retornos constantes de escala, à expressão (11).

12. Isto, lembre-se, sob concorrência perfeita e retornos constantes de escala $\sum_i \theta_{ij} = 1$.

construído por Muendler (2001). As bases de dados permitiram mensurar as variáveis em níveis para o período 1988-1998 e em taxas para 1989-1998, sendo que, em alguns casos, o ano de 1991 foi excluído por falta de informação. Os dados permitiram trabalhar com 63 indústrias de manufaturas desagregadas a nível 100. A compatibilização da informação primária e a construção de cada variável demandaram diversas tarefas prévias, que são explicadas com detalhe no apêndice – onde também são apresentadas as principais estatísticas e as correlações das variáveis sob análise. Esta subseção discute apenas as considerações mais relevantes para o cálculo das variáveis utilizadas no estudo.

Inicialmente foram construídos os dados referentes aos fatores de produção: categorias de trabalho por qualificação, com base no nível de educação, e estoque de capital. O pessoal ocupado foi dividido em não-qualificados – aqueles com até 10 anos de estudo – e qualificados – com 11 ou mais anos de educação (com ao menos o segundo grau completo). Para a primeira categoria fizeram-se desagregações mais finas, classificando-se os trabalhadores nas categorias 0 a 3 anos e 0 a 7 anos de estudo. Essas divisões foram mensuradas com os dados de pessoal ocupado total da PIA e de suas respectivas participações no emprego total em cada indústria, calculadas a partir dos dados da Pnad. O estrato populacional considerado vai dos 25 aos 65 anos de idade.

O capital foi construído a partir da informação do ativo imobilizado das PIAs de 1988-1990 e de 1992-1995 e dos dados de investimento da PIA de 1996-1998. Foram considerados como estoque de capital as máquinas e equipamentos, os meios de transporte, os móveis e utensílios e os equipamentos de processamento de dados. A determinação desse fator de produção em valores reais demandou o uso de fatores de correção da inflação e índices de preços específicos para cada tipo de capital (ver MUENDLER, 2001).

Calculados os usos de fatores, o passo seguinte foi determinar os custos. A massa salarial por qualificação foi obtida de forma semelhante ao emprego, calculando-se as participações de cada categoria de trabalho com respeito à massa salarial total por indústria, com as informações da Pnad, e aplicando-se essas proporções aos dados da PIA. Os dados encontrados foram deflacionados pelo Índice de Preços por Atacado (IPA)/média geral. O custo do capital foi determinado em 15% (a partir de informação secundária) e multiplicado pelo estoque de capital real para se encontrar o custo do fator em valores reais. Por fim, o consumo intermediário foi construído com base nos dados da PIA, aplicando-se alguns critérios de consistência entre períodos, já que a mensuração da variável muda no tempo. Esse custo foi também deflacionado pelo IPA/média geral. Os custos proporcionais ao custo total foram deduzidos, considerando que, somados, devem ser iguais a um, a fim de serem consistentes com a hipótese de retornos constantes de escala.

O passo seguinte foi determinar o valor bruto de produção. Este foi especificado a partir da informação das vendas líquidas da PIA: as receitas brutas menos as vendas

canceladas e os descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e Programa de Integração Social (PIS)/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (Pasep) e Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins), excluindo-se também a revenda de mercadorias. Essas vendas foram deflacionadas pelo índice de preços respectivo de cada indústria, com base na informação da FGV.¹³

Para a construção da taxa de crescimento da PTF consideraram-se as duas categorias de trabalho e o estoque de capital, e estimou-se a variável da forma estipulada na equação (2). Para determinar a variação dos preços adicionados utilizou-se o índice de preços do consumo intermediário por indústria, construído por Muendler (2001), cuja variação foi multiplicada pela parcela do custo desse insumo. Todas as variações das variáveis foram determinadas como o diferencial em logaritmos da forma descrita nas equações.

3.2 Resultados econométricos

3.2.1 Análise de consistência nos dados

A tabela 1 apresenta os testes de consistência tanto para a taxa de crescimento dos preços quanto para a taxa de crescimento da PTF, determinadas a partir das equações (1) e (3). Em todos os casos, a variável de intensidade de trabalho por qualificação é representada como a proporção desse trabalho sobre o emprego total. A regressão (a) mostra uma relação positiva entre as mudanças nos preços e a variável de uso de trabalho não-qualificado (0 a 10 anos de estudo), e significativa a 1%. As duas regressões seguintes – (b) e (c) – usam a mão-de-obra das categorias de educação mais baixas – com até 3 e 7 anos de estudo, respectivamente – com o propósito de analisar possíveis diferenças qualitativas. As estimações, porém, são semelhantes a (a): os coeficientes da variável de uso dessas categorias de trabalho são positivos – com valores estatisticamente parecidos¹⁴ – e significativos ao nível de 1%. Assim, esses primeiros resultados sugerem que as indústrias que experimentaram maiores aumentos relativos em seus preços foram as mais intensivas no trabalho não-qualificado, e são consistentes com o relativamente maior *pass-through* das tarifas aos preços observado nos setores intensivos em trabalho qualificado (ver GONZAGA; MENEZES-FILHO; TERRA, 2002).

Uma contribuição importante de Gonzaga, Menezes-Filho e Terra, entretanto, é a análise entre as mudanças nas tarifas e as mudanças nos preços. Os autores mostram que o *pass-through* das tarifas aos preços foi relativamente maior nos setores intensivos em trabalho qualificado, sendo consistente com as previsões de HOS para o Brasil.

13. Para que a série de produção fosse consistente no tempo fizeram-se alguns ajustes que demandaram, entre outros, os dados de produção por indústria da matriz insumo-produto de 1995 e 1996.

14. Esse resultado é avaliado através do teste de Wald sob a hipótese de que o coeficiente estimado é igual ao da regressão (a).

TABELA 1
Testes de consistência – 1989-1998

Variável de intensidade do uso do fator	Taxa de crescimento dos preços			Taxa de crescimento da PTF		
	Teste 1a			Teste 1b		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Constante	-0,034 (0,020)***	0,000 (0,010)	-0,022	0,139 (0,043)*	0,096 (0,024)*	0,138 (0,033)*
Não-qualificados/emprego total	0,086 (0,026)*			-0,129 (0,055)**		
0 a 3 anos de estudo/emprego total		0,127 (0,029)*			-0,262 (0,065)*	
0 a 7 anos de estudo/emprego total			0,092 (0,022)*			-0,175 (0,050)*
Variáveis <i>dummies</i>	89 até 97	89 até 97	89 até 97		89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	627	627	627	564	564	564

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da Pnad e dos índices de preços da FGV.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e *** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

As regressões (d), (e) e (f) da tabela apresentam os resultados considerando a taxa de crescimento da PTF como variável dependente. Nessas estimações foi excluído o ano de 1991 pelo fato de que a PIA não conta com informação nesse período para construir a PTF. Em termos gerais, observa-se que em todos os casos as relações encontradas entre as mudanças da PTF e as variáveis de intensidade de uso de trabalho não-qualificado apresentam sinais contrários aos encontrados para os preços. Neste caso, entretanto, usando o teste de Wald para delimitar as diferenças entre os coeficientes estimados, encontra-se uma relação negativa maior (significativa a 5%) no uso relativo do trabalho menos qualificado – com até 3 anos de estudo – comparado com o pessoal com até 10 anos de estudo. Assim, os resultados sugerem que as indústrias mais intensivas no trabalho menos qualificado experimentaram as menores inovações tecnológicas.

Através dos resultados econométricos expostos na tabela 1 é possível contar com uma primeira conclusão onde os choques de preços se comportaram de maneira oposta aos tecnológicos. Sob a base do modelo de HOS, isto significaria que, enquanto os primeiros teriam provocado uma queda na desigualdade salarial, os segundos teriam aumentado a desigualdade. Nesse caso, também o movimento do emprego entre e dentro das indústrias derivado desses choques seria contraposto. Em alguma medida, esses resultados explicam as discrepâncias encontradas na literatura no que diz respeito às tendências de emprego e salários relativos.

3.2.2 Metodologia de *mandated wages*

A tabela 2 apresenta as regressões *mandated wages* para as taxas de crescimento dos preços, incluindo aquelas deduzidas para o valor adicionado. A primeira regressão – (g) – mostra que as mudanças nos preços das indústrias estão associadas a aumentos nos retornos dos trabalhadores não-qualificados (com até 10 anos de educação) e quedas nos salários daqueles qualificados. Esse resultado é amplamente consistente com o efeito de Stolper-Samuelson previsto para o Brasil.

TABELA 2
Regressões *mandated wages* para os preços – 1989-1998

Custos proporcionais ao custo total	Taxas de crescimento dos preços			Taxa de crescimento dos preços do valor adicionado		
	Teste 2a			Teste 2b		
	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	0,182 (0,062)*			0,935 (0,154)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		0,618 (0,167)*			2,092 (0,494)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			0,243 (0,077)*			1,277 (0,197)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	-0,153 (0,057)*	-0,085 (0,047)***	-0,130 (0,052)**	0,420 (0,143)*	0,745 (0,132)*	0,518 (0,138)*
Custo do capital (θ_K)	-0,001 (0,042)	-0,004 (0,041)	0,002 (0,042)	2,089 (0,121)*	2,048 (0,124)*	2,106 (0,124)*
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,031 (0,012)*	0,029 (0,012)**	0,030 (0,012)*			
Variáveis <i>dummies</i>	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97	89 até 97
Número de observações	627	627	627	627	627	627

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e *** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

Tal resultado se verifica também nas regressões (h) e (i), que usam definições alternativas de mão-de-obra não-qualificada – mensurada como a massa de trabalhadores com até 3 e 7 anos de estudo, respectivamente. Em (h) é interessante notar que a taxa de aumento do retorno estimado do pessoal com até 3 anos de estudo é significativamente maior (de acordo com o teste de Wald) do que aquela encontrada na regressão anterior para o trabalho com até 10 anos de educação. Isto sugere que o processo de abertura comercial – refletido nas mudanças relativas nos preços – foi mais favorável aos trabalhadores com os menores níveis de qualificação. Já em (i), a taxa estimada é menor do que para o pessoal com até 3 anos de estudo, mas estatisticamente semelhante à taxa em (g).

As regressões seguintes – (j), (k) e (l) – apresentam os resultados para os casos em que a variável dependente é a taxa de crescimento dos preços do valor adicionado. Em termos gerais, os resultados são qualitativamente semelhantes aos encontrados nas regressões anteriores, ainda que os valores estimados sejam, em todos os casos, mais altos. As estimações sugerem que o aumento do retorno foi maior para o pessoal menos qualificado do que para os trabalhadores mais qualificados: $\beta_U^* > \beta_S^*$. Aqui também os resultados mostram que a mão-de-obra com até 3 anos de estudo teria sido a mais favorecida.

A tabela 3 expõe a análise de regressões *mandated wages* considerando como variável dependente a PTF. As primeiras três colunas de resultados derivam da equação (8) descrita acima, ao passo que as três últimas colunas são consistentes com a análise da taxa de crescimento dos preços do valor adicionado, dado que excluem o consumo intermediário – equação (9). Nos dois casos, entretanto, os resultados são qualitativamente semelhantes. As estimações nas colunas (m) e (p) predizem um crescimento negativo no retorno dos trabalhadores não-qualificados e positivo no retorno dos qualificados. Esses resultados sugerem que os choques tecnológicos agravaram o problema de desigualdade salarial no Brasil no período em análise, tendo um efeito contrário a Stolper-Samuelson.

TABELA 3

Regressões *mandated wages* para a tecnologia – 1989-1998

Custos proporcionais ao custo total	Taxa de crescimento da PTF					
	Inclui o custo do consumo intermediário			Exclui o custo do consumo intermediário		
	Teste 2b			Teste 2d		
	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	-0,599 (0,139)*			-0,532 (0,139)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		-2,185 (0,416)*			-1,930 (0,412)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			-0,847 (0,175)*			-0,774 (0,175)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	0,457 (0,129)*	0,261 (0,103)**	0,411 (0,119)*	0,497 (0,128)*	0,321 (0,103)*	0,467 (0,117)*
Custo do capital (θ_K)	-0,195 (0,105)***	-0,161 (0,097)***	-0,210 (0,105)**	-0,211 (0,107)**	-0,178 (0,099)***	-0,229 (0,106)**
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,081 (0,025)*	0,082 (0,025)*	0,080 (0,025)*			
Variáveis <i>dummies</i>	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	564	564	564	564	564	564

Fonte: Cálculo da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e*** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

A regressões (n) e (q) consideram o pessoal entre 0 e 3 anos de estudo na categoria de trabalho não-qualificado. Nesses casos encontram-se estimações qualitativamente semelhantes às anteriores. Entretanto, a queda no salário médio do emprego menos qualificado – até 3 anos de estudo – é aqui significativamente maior, mostrando que esse segmento de trabalho foi mais prejudicado pelas inovações tecnológicas. Já para o pessoal com até 7 anos de educação – regressões (o) e (r) – o coeficiente estimado é significativamente menor do que para o pessoal com até 3 anos de estudo, e semelhante às regressões para o trabalho com até 10 anos de estudo.

3.2.3 Mudanças na composição do emprego

Para estudar as mudanças no emprego, dois testes foram adicionalmente estudados, da forma detalhada anteriormente. Em todos os casos, excluiu-se o ano de 1991 da análise devido à falta de dados para a variável dependente nesse período. O primeiro teste é o de consistência (Teste 3a), cujos resultados encontram-se na tabela 4. Cada coluna da tabela apresenta os resultados para uma diferente definição de trabalho não-qualificado.

TABELA 4
Testes de consistência: teste 3a – 1989-1998
 (Variável dependente: taxa de crescimento do valor bruto de produção)

	(s)	(t)	(u)
Constante	-0,019 (0,010)***	-0,008 (0,004)**	-0,016 (0,007)**
Taxa de crescimento da PTF	0,701 (0,005)*	0,701 (0,005)	0,702 (0,005)*
Não-qualificados/emprego total	0,023 (0,013)***		
0 a 3 anos de estudo/emprego total		0,031 (0,018)***	
0 a 7 anos de estudo/emprego total			0,024 (0,012)**
Número de observações	564	564	564

Fonte: Cálculos da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses.

2) *, ** e *** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

4) Excluiu-se o ano de 1991 por não contar com informação da variável dependente.

Controlando-se pelo crescimento da produtividade, os dados mostram que em todos os casos as indústrias com maior crescimento foram aquelas intensivas no trabalho menos qualificado, pois os coeficientes estimados são positivos e estatisticamente significativos. Esses resultados são amplamente consistentes com as estimações anteriores, e apóiam as previsões do modelo de HOS para o Brasil,

segundo as quais o país deveria apresentar vantagens comparativas na produção dos bens que usam mais intensivamente o trabalho não-qualificado (fator relativamente abundante).

Por fim, a tabela 5 apresenta as regressões *mandated employment*, em que os coeficientes estimados representam as taxas médias de variação percentual do emprego como resposta às mudanças relativas nos preços dos bens. Nesse caso, para que os resultados sejam compatíveis com o modelo de HOS na economia brasileira, espera-se que os coeficientes estimados cumpram a seguinte desigualdade: $\lambda_U^* < \lambda_S^*$. Nas três regressões apresentam-se estimações consistentes com essa premissa: o aumento do trabalho não-qualificado é negativo e o do trabalho mais qualificado, positivo.

TABELA 5
Regressões *mandated employment*: teste 3b – 1988-1998

Custos proporcionais ao custo total	(v)	(w)	(x)
Custo, trabalho não-qualificado (θ_U)	-0,408 (0,000)*		
Custo, trabalho com até 3 anos de estudo		-1,427 (0,000)*	
Custo, trabalho com até 7 anos de estudo			-0,575 (0,000)*
Custo, trabalho qualificado (θ_S)	0,252 (0,002)*	0,128 (0,058)***	0,221 (0,003)*
Custo do capital (θ_K)	-0,220 (0,000)*	-0,222 (0,000)*	-0,228 (0,000)*
Custo, bens intermediários (θ_{BI})	0,026 (0,139)	0,026 (0,127)	0,026 (0,131)
Variáveis <i>dummies</i>	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97	89, 90 e 92 até 97
Número de observações	564	564	564

Fonte: Cálculo da autora a partir dos dados da PIA e da Pnad.

Notas: 1) Os desvios-padrão encontram-se entre parênteses .

2) *, ** e*** correspondem aos níveis de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

3) Todas as regressões foram estimadas usando mínimos quadrados generalizados; sob a estrutura de heteroscedasticidade e autocorrelação serial nos erros.

É interessante notar que, de acordo com os resultados anteriores, os trabalhadores com até 3 anos de educação foram os mais favorecidos com o processo de abertura comercial, já que o aumento no seu retorno foi (significativamente) mais alto. Logo, seria razoável esperar que o emprego relativo desses trabalhadores tivesse diminuído proporcionalmente mais do que as demais categorias de trabalhadores, devido ao aumento em seu custo relativo. Os resultados da tabela 5 mostram que, efetivamente, esses trabalhadores foram os mais desfavorecidos no que se refere à evolução do emprego, já que a taxa de variação estimada é a mais baixa – ver regressão (w).

4 CONCLUSÕES

Ao longo do estudo discutiram-se as previsões para o mercado de trabalho brasileiro advindas do modelo neoclássico de comércio, HOS. De acordo com tal modelo, as fortes mudanças na política comercial brasileira que, entre 1989 e 1993, abriram o país ao comércio internacional deveriam ter conduzido à realocação dos fatores de produção em direção às indústrias intensivas em trabalho não-qualificado, ao aumento relativo do retorno desse fator e a seu menor uso relativo (em relação ao trabalho qualificado) dentro das indústrias, como consequência do aumento do custo relativo. Entretanto, na literatura empírica não há consenso sobre a validade (ou não) dessas predições para o Brasil. Uma possível razão para as divergências encontradas na literatura deriva do fato de que, no mesmo período analisado, ocorreram importantes inovações tecnológicas que podem ter impactado as variáveis do mercado de trabalho no sentido oposto ao previsto por HOS.

Três grupos de testes baseados no modelo neoclássico foram aplicados ao caso brasileiro. Os dois primeiros, os testes de consistência e as regressões *mandated wages*, são usuais na literatura. O último grupo de testes baseou-se na intuição dos testes anteriores, focando nas mudanças na produção e emprego como consequência das variações relativas nos preços dos bens. Os testes foram aplicados para 63 indústrias de manufaturas no período delimitado entre antes e depois da abertura comercial no Brasil, 1989-1998. Os resultados da análise econométrica encontrados são consistentes com o modelo de HOS para os três grupos de testes e podem ser resumidos nos seguintes pontos:

a) as indústrias com um maior aumento relativo nos preços teriam sido as mais intensivas em mão-de-obra não-qualificada; já os maiores ganhos de produtividade estariam concentrados nas indústrias menos intensivas nesse fator de produção; *b)* as mudanças relativas nos preços provocaram uma queda no prêmio salarial por qualificação, porém os choques tecnológicos tiveram um efeito contrário – sendo que essas relações apresentam-se com maior relevância para os trabalhadores com até 3 anos de estudo; e *c)* a liberalização comercial provocou uma expansão relativa maior na produção das indústrias mais intensivas em trabalho não-qualificado (fator abundante no país), ocasionando uma queda relativa no uso desse fator como resultado do seu maior custo relativo.

Conclui-se que os testes baseados em HOS são amplamente consistentes com os efeitos do modelo de HOS para o caso do Brasil. Por outro lado, os choques tecnológicos parecem ter tido efeitos contrários aos derivados do processo de abertura comercial – o que explica, em alguma medida, as divergências encontradas na literatura.

ABSTRACT

This paper analyses the impact of trade liberalization on the labor market in Brazil during 1989-1998, based on the Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) model. The main contribution to the literature is the inclusion of the high productivity gains experimented in the country as an additional determinant of wages and employment, along with the trade openness process.

We apply the HOS consistency check and mandated wages estimation on data for the Brazilian manufacturing sector. In order to analyze the openness impact on employment, isolating technological shocks, we propose two additional tests. The first one is a consistency check test that relates production changes to the use of workers by skill; and the second one estimates the average changes in the use of production factors in production coming from the trade liberalization. The results obtained show that both openness and technological changes had significant effects on the Brazilian labor market, being broadly consistent with HOS. Trade liberalization decreased income inequality (as measured by the skilled wage premium) and increased the employment of the less skill-intensive industries; however the technological changes had the opposite impact on the labor market.

REFERÊNCIAS

- ARBACHE, S. J. *Liberalização comercial e mercado de trabalho em países em desenvolvimento: teoria e evidência*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- _____. Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil. In: BARROS, R. P.; LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N. A. (Eds.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas/ EPGE, 2001.
- ARBACHE, S. J.; CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 4, p. 485-505, 2004.
- BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e desigualdade. In: HENRIQUES, R. (Ed.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- BARROS, R. P. de; CORSEUIL, C. H.; CURY, S.; LEITE, P. G. *Abertura econômica e distribuição da renda no Brasil*. Seminário Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil, Brasília, DF, 2001.
- BARTELSMAN, E. J.; GRAY, W. B. *The NBER manufacturing productivity database*. NBER, 1996 (Working Paper, n. T025).
- BERMAN, E.; BOUND, J.; GRILICHES, Z. Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing industries: evidence from the Annual Survey of Manufacturing. *Quarterly Journal of Economics*, n.1.092, p. 367-398, 1994.
- BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, earnings and inequality in Brazil 1982-1998: implication for education policy. *Peabody Journal of Education*, v. 76, n. 3&4, p. 180-221, 2001.
- BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, 1998.
- COELHO, M. A.; CORSEUIL, C. H. Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama. In: CORSEUIL, C. H. (Ed.). *Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil*. Rio de Janeiro: MTE/Ipea, 2002.

ETHIER, W. J. Higher dimensional issues in trade theory. In: JONES, W. R.; KENEN, P. B. (Eds.). *Handbook of International Economics*. Elsevier Science Publisher B. V. The Netherlands, 1984. v. 1.

FEENSTRA, C. R.; HANSON, H. G. *Productivity measurement and the impact of trade and technology on wages: estimates for the U.S., 1972-1990*. NBER, 1997 (Working Paper, n. 6.052).

———. Aggregation bias in the factor content of trade: evidence from U.S. manufacturing. *American Economic Review*, v. 90, n. 2, p. 155-160, 2000.

FERREIRA, B. A.; MACHADO A. F. *Trade, wage and employment*. Universidade Federal de Minas Gerais, Departamento de Economia, Minas Gerais, Brasil, 2002.

GONZAGA, G.; HERNÁNDEZ, B. M.; TERRA, C. Wage differentials: trade openness and wage bargaining. In: ENCONTRO DE LATIN AMERICAN AND THE CARIBBEAN ECONOMIC ASSOCIATION, X., 2006, Cidade do Mexico, *Anais...* Cidade do México, 2006.

GONZAGA, G.; MENEZES-FILHO, N.; TERRA, C. *Trade liberalization and evolution of skill earnings differentials in Brazil*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2002.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, S. J. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v. 29, n. 11, p. 1.923-1.939, 2001a.

———. *Trade liberalization and the returns to education: a pseudo-panel approach*. University of Kent-UK/Universidade de Brasília-Brasil, 2001b.

HASKEL, E. J.; SLAUGHTER, M. J. Trade, technology and U.K. wage inequality. *Economic Journal*, v. 111, p. 163-187, Jan. 2001.

———. Does the sector bias of skill-biased technical change explain changing skill premia? *European Economic Review*, v. 46, n. 10, p. 1.757-1.783, 2002.

———. Have falling tariffs and transportation costs raised U.S. wage inequality? *Review of International Economics*, v. 11, n. 4, p. 630-650, 2003.

HAY, D. A. The post 1990 Brazilian trade liberalization and the performance of large manufacturing: productivity, market share and profits. *Economic Journal*, v. 111, p. 620-641, 2001.

HERNÁNDEZ, B. M.; TERRA, M. C. *Fontes de vantagens comparativas reveladas pelo comércio no Brasil*. Rio de Janeiro: PUC, 2004. Mimeografado.

JONES, W. R. The structure of simple general equilibrium models. *Journal of Political Economy*, v. 73, n. 6, p. 557-572, 1965.

KATZ, L. F.; MURPHY, M. K. Changes in relative wages, 1963 – 1987: supply and demand factors. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, p. 35-78, 1992.

KRUEGER, B. A. *Labor market shifts and the price puzzle*. NBER, 1997 (Working Paper, n. 5.924).

KRUGMAN, P.; LAWRENCE, Z. R. *Trade, jobs and wages*. NBER, 1993 (Working Paper, n. 4.478, 1993).

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. *Economía internacional: teoría y política*. 5ª ed. Madrid: Pearson Educación S.A., 2001.

KUMÉ, H. *A política brasileira de importação no período 1987-99: descrição e avaliação*. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.

LAWRENCE, R. Z.; SLAUGHTER, M. J. International trade and American wages in the 1980s: giant sucking sound or small hiccup? *Brookings Paper of Economic Activity: Microeconomics*, v. 2, p. 161-226, 1993.

LEAMER, E. E. Wage inequality from international competition and technological change: theory and country experience. *American Economic Review*, v. 6, n. 2, p. 309-314, 1996.

_____. In search of Stolper-Samuelson effects on U.S. wages. In: COLLINS, S. M. (Ed.). *Imports, exports and the American worker*. Washington, D.C.: Brookings Institution Press, 1998.

LISBOA, M.; MENEZES-FILHO, N.; SEMOR, A. *Os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade: competição ou tecnologia?* Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas/EPGE, 2002.

MACHADO, A. F.; JAYME, G. F. *Trade liberalization and labor market in Brazil: impacts on employment and wages in tradeables and nontradeables sectors*. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, 2002.

MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. *Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil*. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, 2001.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES JÚNIOR, R. M. *Abertura, tecnologia e educação: evidências para a manufatura brasileira*. Artigo apresentado no seminário Liberalização comercial e mercado de trabalho no Brasil, Brasília, DF, 2001.

MORANDI, L. *Estoque de riqueza e a poupança do setor privado no Brasil – 1970/95*. Ipea, 1998 (Texto para Discussão, n. 572).

MOREIRA, M. M.; CORREA, P. A first look at the impacts of trade liberalization on Brazilian manufacturing industry. *World Development*, v. 26, n. 10, p. 1.859-1.874, 1998.

MOREIRA, M. M.; NAJBERG, S. Trade liberalization in Brazil: creating or exporting job? *The Journal of Development Studies*, v. 36, n. 3, p. 78-99, 2000.

MUENDLER, M. A. *Trade liberalization and the wage gap in Brazil*. Estados Unidos: University of California Berkeley, 2000. Mimeografado.

_____. *The Pesquisa Industrial Anual 1986-1998: a detective's report*. Rio de Janeiro: IBGE, 2001.

_____. *Trade, technology and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998*. Estados Unidos: University of California San Diego e CESifo, 2004.

MUENDLER, M. A.; CORSEUIL, C. H. *Wage, gaps, capital and skills*. San Diego: University of California, and London: University College, 2003.

PAVCHNIK, N. *et al. Trade liberalization and labor market adjustment in Brazil*. Dartmouth College-NBER-Yale University and World Bank, 2002.

REIS DA SILVA, V. M. A. *Alguns problemas para a estimação do custo de capital próprio no mercado acionário brasileiro*. São Paulo: PUC, s/d.

ROSSI, J. L.; FERREIRA, C. P. New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, v. 44, n. 4, p. 1.383-1.405, 2003.

SACHS, J. D.; SHATZ, J. H. Trade and jobs in U.S. manufacturing. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-84, 1994.

SLAUGHER, J. M. *What are the results of product/price studies and what can we learn from their differences?* NBER, 1998 (Working Paper, n. w6591).

SOARES, S.; SANTOS, M. L.; ARBACHE, S. J. *O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil*. Ipea, 2001 (Texto para Discussão, n. 651).

(Originais submetidos em junho de 2006. Última versão recebida em junho de 2008. Aprovado em agosto de 2008.)

APÊNDICE

A.1 INFORMAÇÃO PRIMÁRIA

As fontes primárias de informação utilizadas neste artigo foram a PIA, a Pnad, a matriz insumo-produto de 1995 e de 1996, os índices de preços da FGV e o índice de preços do consumo intermediário construído por Muendler (2001).

No período em análise, 1988-1998, a PIA sofreu três modificações, que devem ser levadas em consideração para a construção dos dados. A primeira se relaciona com os questionários aplicados. O questionário de 1992-1995 – para o modelo PIA-0.01-Empresa – simplifica-se em comparação com aquele implementado em 1988-1990. Em particular, o ativo imobilizado não é mais mensurado de forma desagregada. Já para 1991 a pesquisa não foi aplicada. Durante 1996-1998 o questionário foi modificado mudando-se o cálculo de algumas variáveis e excluindo outras de relevância neste artigo, como o ativo imobilizado. Essas diferenças demandaram a implementação de algumas estratégias na construção dos dados, as que são detalhadas para cada variável.

A segunda maior diferença diz respeito aos informantes da amostra. Durante 1988-1995, a PIA, conhecida como PIA velha, baseou-se em dois tipos de amostras que foram fixas no tempo.¹⁵ A primeira, a coleta especial, pesquisa censitariamente as empresas industriais de grande porte, definidas como aquelas com pessoal ocupado acima de mil e/ou receitas brutas maiores do que quinhentos bilhões de cruzeiros. A segunda, coleta complementar, inclui empresas medianas, escolhidas de acordo com uma amostra probabilística. Para 1996-1998, a PIA, conhecida como PIA nova, apresenta uma abrangência maior, incluindo também empresas pequenas, porém a amostra não é fixa no tempo. Por um lado, são escolhidas de maneira não-aleatória as empresas de tamanho mediano e grande, definidas como aquelas com pessoal ocupado acima de 30 empregados. Para estas aplica-se o “questionário completo”. Por outro lado, as firmas de menor porte, entre 5 e 19 empregados, são escolhidas de forma probabilística. Para estas aplica-se o “questionário simplificado”.

15. A pesquisa, entretanto, incorporou novas empresas ao longo do tempo.

Para tornar compatíveis as amostras nas duas PIAs, utilizou-se o critério de Muendler (2001): selecionaram-se no período 1996-1998 aquelas firmas da PIA nova que se encontram ao menos há um ano na PIA velha ou são longitudinalmente referenciadas pela PIA velha. Desta forma a análise concentra-se nas empresas grandes e medianas para o período 1988-1998.¹⁶

A última diferença diz respeito à agregação das empresas por atividade. Nas duas PIAs, as amostras são delimitadas de forma a serem representativas em nível setorial, entretanto, as classificações são divergentes. Na PIA velha a classificação está dada ao nível 100 (65 indústrias de manufaturas), já na PIA nova utiliza-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (Cnae), com categorias mais detalhadas. Fizeram-se então compatibilizações entre as duas classificações, mensurando-se os dados ao nível 100, com base na informação proporcionada por Muendler (2001). Das 65 indústrias classificadas ao nível 100, foram excluídas duas da análise (a extração de petróleo e gás natural e a produção de carvão vegetal) por não contarem com informação.

A.1.1 Construção das variáveis

Corrigidos os problemas iniciais assinalados acima, o seguinte passo foi construir as variáveis com base na informação primária. Esse trabalho é detalhado a seguir.

Preços das indústrias. Os índices de preços desagregados ao nível 100 foram obtidos por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002),¹⁷ que, por sua vez, foram baseados na informação primária da FGV. Eles mensuram os IPAs, tomando como mês-base agosto de 1994. Essa informação foi utilizada tanto para mensurar a variação dos preços quanto para deflacionar as variáveis nominais.

Pessoal ocupado por nível de qualificação. Para determinar o pessoal ocupado por qualificação, duas questões tiveram que ser resolvidas previamente. A primeira é que a variável de pessoal total na PIA não é compatível no tempo. A diferença se encontra em que para 1992-1995 não se incluem os membros da família sem remuneração, porém para os outros anos sim. Adicionalmente, na PIA nova essa categoria encontra-se agregada junto com os presidentes, diretores, proprietários ou sócios. Para que a variável seja consistente no tempo excluíram-se os membros da família em todos os casos, supondo-se que em 1996-1998 a proporção desse trabalho (quanto ao agregado: presidentes, diretores, proprietários ou sócios, mais os membros da família) é igual à média do período 1988-1990. Esta compatibilização foi possível porque a proporção de empregados nessa categoria é baixa.

O segundo problema diz respeito à desagregação do trabalho por qualificação. Na PIA é possível dividir os trabalhadores como aqueles ligados e não-ligados à produção. Entretanto, na primeira categoria consideram-se também trabalhadores com níveis de

16. A autora agradece a Marc Muendler por facilitar a lista das empresas.

17. A autora agradece a informação proporcionada por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002).

instrução superior. Por este motivo, determinou-se a divisão por qualificação a partir da informação do pessoal ocupado por nível de educação da Pnad.¹⁸ Definiram-se as categorias de qualificação de acordo com dois conceitos: não-qualificados – aqueles com até 10 anos de estudo – e qualificados – com 11 ou mais anos de educação (com ao menos o segundo grau completo). Para a primeira categoria fizeram-se desagregações mais finas, classificando os trabalhadores com 0 a 3 anos e 0 a 7 anos de estudo. O estrato populacional considerado compreende desde os 25 aos 65 anos de idade.

A Pnad foi implementada no período 1988-1998 com exceção dos anos 1991 e 1994. Os dados para 1991 e 1994 foram então determinados a partir das taxas de crescimento médias anuais de 1990-1992 e 1993-1994, respectivamente. A Pnad utiliza a mesma classificação de atividades que a PIA, porém encontra-se mais agregada. Foi necessário então fazer uma nova classificação da Pnad, de forma que seja compatível ao nível 100. Feita esta compatibilização, estimaram-se as proporções das categorias de trabalho por qualificação (sobre o emprego total) e aplicaram-se essas proporções sobre o pessoal ocupado total para cada indústria na PIA.

Estoque de capital. O estoque de capital físico foi mensurado como o ativo imobilizado em máquinas e equipamentos, meios de transporte, móveis e utensílios e equipamentos de processamento de dados. Para a construção da variável resolveram-se duas questões importantes. O primeiro problema é que a revalorização dos ativos para cada ano foi feita com base no índice de preços oficial de acordo com a Legislação Societária. Esse índice teve uma tendência semelhante ao índice de preços da economia até começos de 1970, mas posteriormente sua evolução foi menor. Como resultado, as declarações do ativo imobilizado foram subvalorizadas. No ano de 1991, entretanto, uma mudança na normativa permitiu revalorizar os ativos de forma a corrigir o viés vindo do uso do preço oficial. Entretanto, nos posteriores anos os ativos foram novamente calculados com base nesse índice (ver MUENDLER, 2001).

O segundo problema diz respeito à informação na PIA que é relativamente diferente entre períodos. Para os anos 1986-1990 a pesquisa conta com informação do ativo de forma desagregada; já no período 1992-1995 encontram-se somente os dados de ativo imobilizado total. A PIA nova, por outro lado, contém simplesmente informação das aquisições e baixas nas categorias de terrenos e edificações, máquinas e equipamentos, meios de transporte e outros.¹⁹

Para corrigir o problema de subvalorização do ativo seguiu-se a metodologia de Muendler (2001), que permite calcular fatores de correção para as quatro categorias de capitais. Esse fator corrige o viés entre o índice de preços oficial e aquele relativo ao capital em análise. Seguindo as recomendações do autor, para 1988-1990 utilizaram-se

18. A autora agradece pela informação processada proporcionada por Maurício Cortez Reis.

19. Essa desagregação encontra-se para o questionário aplicado às empresas medianas e grandes (modelo completo). Existe na amostra um número mínimo de empresas incluídas no modelo simplificado; para estas supôs-se que as proporções (sobre o total) das diferentes categorias de aquisições e baixas são iguais que as empresas que contam com essa informação.

para as máquinas e equipamentos o IPA-máquinas e equipamentos; para os móveis e utensílios, o IPA-média geral; para os meios de transporte, a média não-ponderada entre o IPA-bens de consumo duráveis e o IPA-veículos pesados para transporte; e, por fim, para equipamentos de processamento de dados, o IPA-utilidades domésticas. Para 1992-1995 usou-se a média não-ponderada dos quatro índices descritos anteriormente. Uma vez obtidos os valores nominais revalorizados, estes foram deflacionados pelos respectivos índices de preços anuais de final de período, para finalmente serem agregados (ver HERNÁNDEZ; TERRA, 2004).

Quanto ao segundo problema, as diferenças na determinação do estoque de capital entre 1988-1990 e 1992 foram corrigidas, supondo-se que o requerimento médio do capital de análise por unidade de produto (em termos reais) de 1988-1990 é igual para 1992. Encontrado esse dado, supôs-se que a taxa de crescimento desse capital é igual à do ativo imobilizado total para 1992-1995.

Para 1996-1998 estimou-se o investimento líquido como as aquisições menos as baixas, excluindo-se de ambas a categoria de terrenos e edificações. Nesse cálculo, entretanto, deve-se considerar que as baixas também foram revalorizadas de acordo com o índice de preços oficial pelo que se usou novamente o fator de correção da inflação, considerando o índice de preços médio dos quatro tipos de capital, supondo ser de 14 anos o período de vida médio e aplicando-se o fator desde 1991. Obtido esse investimento, calculou-se o estoque de capital de acordo com a fórmula: $K_{t+1} = K_t + (1 - \bar{\delta})I_{t+1}$, onde $\bar{\delta}$ é a taxa de depreciação. Esta taxa foi calculada em 0,1925, de acordo com o período de vida médio, deixando um resíduo de aproximadamente 5% no estoque de capital.

Custos de fatores. Construíram-se quatro categorias de custos. As duas primeiras correspondem ao pessoal ocupado, a terceira, ao custo do capital e a última, ao consumo intermediário. O custo do trabalho menos qualificado pôde ser ainda desagregado em dois: com até 3 anos e com até 7 anos de educação. Para determinar o custo de trabalho por qualificação utilizaram-se os dados da Pnad para calcular a proporção da massa salarial para cada categoria com respeito ao custo de trabalho total. Feitas essas estimações o seguinte passo foi compatibilizar os dados ao nível 100, para finalmente multiplicar essas proporções pela massa salarial total da PIA, de forma a serem consistentes com a informação da pesquisa. Para o cálculo do aluguel do capital determinou-se uma média entre as várias estimações encontradas na literatura brasileira (ver REIS DA SILVA, s.d.), ficando em 15% para todos os períodos. Esse valor foi multiplicado pelo estoque de capital real para determinar o custo do capital.

Por fim, para o cálculo do consumo intermediário foram feitas compatibilizações entre as duas PIAs. A melhor variável *proxy* na PIA velha é “outros custos”, já na PIA nova considerou-se o consumo intermediário como as “compras de matérias-primas, materiais auxiliares e componentes” e os “custos das operações industriais”.

Valor bruto de produção. O seguinte passo foi determinar o valor bruto de produção. Este foi especificado a partir da informação das vendas líquidas da PIA, isto é: as receitas brutas menos as vendas canceladas e descontos adicionais, impostos incidentes sobre vendas e PIS/Pasep e Cofins, excluindo-se também a revenda de mercadorias. Essas vendas foram deflacionadas pelo índice de preços respectivo de cada indústria com base na informação da FGV.

Consistência dos dados no tempo. Para que as variáveis sejam consistentes no tempo dois ajustamentos foram feitos na série de produção. No primeiro, os dados foram agregados considerando-se um mesmo tamanho de amostra por indústria durante 1988-1995. Assim, as pequenas discrepâncias encontradas entre esses anos foram anuladas tomando como base o número de empresas por indústria em 1988 e usando a produção média por empresa em cada indústria para incluí-las ou diminuí-las de acordo com 1988. Uma estratégia semelhante foi usada para 1996-1998 com base em 1996. No segundo ajustamento, conciliaram-se os dados das duas PIAs (velha e nova) utilizando-se as taxas de crescimento do produto da matriz insumo-produto de 1995 e de 1996. Devido a que os dados da matriz encontram-se ao nível 80, tiveram que se fazer compatibilizações prévias para serem determinados ao nível 100. Obtida a série de produção consistente no tempo, as demais variáveis foram ajustadas a partir dos requerimentos de usos de fatores e dos custos proporcionais ao custo total.

A.2 PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS

As tabelas A.1 e A.2 apresentam as principais estatísticas e correlações das variáveis em análise.

TABELA A.1

Principais estatísticas

Variáveis		Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
TCP	Taxa de crescimento dos preços	1,703	1,346	-0,063	3,995
$TCPci$	Taxa de crescimento dos preços do consumo intermediário	1,691	1,328	0,002	3,517
$TCPTF$	Taxa de crescimento da produtividade total de fatores	0,004	0,398	-1,303	1,398
TCQ	Taxa de crescimento do produto	-0,004	0,285	-0,953	0,888
$U_1/(U+S)$	Trabalho com até 3 anos de estudo/emprego total	0,022	0,016	0,001	0,094
$U_2/(U+S)$	Trabalho com até 7 anos de estudo/emprego total	0,545	0,145	0,099	0,807
$U/(U+S)$	Trabalho entre 0 e 10 anos de estudo/emprego total	0,709	0,133	0,186	0,910
$S/(U+S)$	Trabalho com 11 ou mais anos de estudo/emprego total	0,290	0,133	0,090	0,814
θ_{U_1}	Custo do trabalho com até 3 anos de estudo/custo total	0,032	0,017	0,003	0,119
θ_{U_2}	Custo do trabalho com até 7 anos de estudo/custo total	0,074	0,042	0,008	0,231
θ_U	Custo do trabalho entre 0 e 10 anos de estudo/custo total	0,106	0,055	0,012	0,302
θ_S	Custo do trabalho com 11 ou mais anos de estudo/custo total	0,112	0,058	0,018	0,323
θ_K	Custo do capital/custo total	0,064	0,071	0,001	0,489
θ_{Cl}	Custo do consumo intermediário/custo total	0,717	0,115	0,277	0,954

TABELA A.2
Correlações de Pearson

	TCP	TCPci	TCPTF	TCQ	$\frac{U_1}{(U+S)}$	$\frac{U_2}{(U+S)}$	$\frac{U}{(U+S)}$	θ_{U1}	θ_{U2}	θ_U	θ_S	θ_K
TCP	1,00											
TCPci	0,99	1,00										
TCPTF	-0,25	-0,16	1,00									
TCQ	-0,23	-0,13	0,97	1,00								
$U_1/(U+S)$	0,17	0,17	-0,05	-0,04	1,00							
$U_2/(U+S)$	0,19	0,19	-0,06	-0,05	0,87	1,00						
$U/(U+S)$	0,12	0,12	-0,03	-0,02	0,75	0,96	1,00					
θ_{U1}	0,17	0,18	-0,01	0,01	0,74	0,66	0,60	1,00				
θ_{U2}	0,20	0,20	0,00	0,01	0,47	0,58	0,59	0,88	1,00			
θ_U	0,15	0,15	0,02	0,03	0,31	0,45	0,50	0,80	0,97	1,00		
θ_S	0,04	0,05	0,07	0,07	-0,47	-0,53	-0,50	0,03	0,22	0,35	1,00	
θ_K	0,29	0,29	-0,08	-0,07	-0,03	-0,13	-0,20	-0,03	-0,08	-0,10	0,06	1,00
θ_{Cl}	-0,27	-0,28	0,01	0,00	0,11	0,13	0,14	-0,38	-0,52	-0,59	-0,71	-0,59

