

Comércio Intra-Indústria e Desigualdade de Rendimentos nas Firms da Indústria Brasileira

Maria de Fátima Sales de Souza Campos

Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina (UEL), Brasil

Álvaro Barrantes Hidalgo

Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco (UFPE), Brasil

Daniel da Mata

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasil

Resumo

Investiga-se os efeitos do comércio intra-indústria sobre a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e menos qualificados para 22 segmentos da indústria de transformação brasileira durante o período 1997 a 2002. A principal inovação diz respeito à utilização de dados desagregados ao nível de firmas e ao cruzamento de informações das firmas (exportação, importação, emprego, produtividade, marcas e patentes, investimento em tecnologia) com os dados dos trabalhadores vinculados. Observou-se que, independentemente do tamanho da firma e do nível de qualificação do trabalhador, firmas exportadoras remuneraram melhor seus trabalhadores do que as que não exportam. A comparação dos salários dos trabalhadores qualificados, bem como dos não qualificados, das firmas exportadoras versus não exportadoras revela que as maiores discrepâncias encontram-se nas firmas com até 99 funcionários. Os resultados sinalizam uma correlação positiva entre comércio intra-indústria e desigualdades salariais no Brasil.

Palavras-chave: Comércio Internacional, Intra-Indústria, Desigualdades, Salários, Firms

Classificação JEL: F12, F16, J31

Abstract

The paper investigates the effects of intra-industry trade on wage inequality between skilled and unskilled workers for twenty two sectors of the Brazilian manufacturing industry during the period from 1997 to 2002. The main innovation is the usage of microdata by firm level and the combination of information of firms (export, import, employment, productivity, trademarks and patents, investment in technology) with the data of workers linked to them. It was observed that,

independently of the size of the firm and the worker's education attainment, export firms pay higher wages to their workers than those that do not export. The comparisons between the wages of skilled and unskilled workers at exporter firms versus the not exporter ones show that the main discrepancies are found on firms with until 99 employees. The results of the econometric model signalize that there is a positive correlation between intra-industry trade and wage inequalities on Brazil.

1. Introdução

Durante a década de 1990 o país Brasil experimentou profundas mudanças estruturais, tais como, o processo de abertura comercial no início dos anos 1990, a privatização de setores importantes na economia (a exemplo dos setores elétrico e de telecomunicações), a liberalização dos fluxos de capitais e um programa de estabilização alicerçado em uma âncora cambial, o Plano Real, com reflexos importantes sobre toda a economia e, em especial, sobre o mercado de trabalho.

Os ajustes substanciais promovidos pela indústria brasileira nos anos 1990 não se detiveram à produção e ao emprego. A qualificação, a produtividade e os salários também se adequaram em resposta à abertura comercial no início da década. Em que pese a importância de todos estes aspectos para analisar a questão do emprego e salários relativos no Brasil nos anos 1990, o artigo irá concentrar esforços nos efeitos do comércio intra-industrial sobre os salários relativos de trabalhadores qualificados em relação aos não qualificados, em função da crescente preocupação com a questão da ampliação das desigualdades de rendimento entre trabalhadores qualificados e não qualificados, não apenas em países desenvolvidos, mas, também, nas economias em desenvolvimento.

Os estudos realizados para economias desenvolvidas indicam que os determinantes dessas desigualdades podem estar associados às variáveis ligadas ao comércio internacional, às características da oferta e demanda no mercado de trabalho, bem como à adoção de tecnologia com viés para o trabalho qualificado (Bernard e Jensen (1997), Hansson (1996), Wood (1994, 1995), Berman et alii (1998), Pavcnik (2000) *inter alia*).

A nova teoria do comércio internacional evidencia que o comércio Norte-Sul é preponderantemente o interindustrial e que o comércio intra-industrial, para o qual as economias de escala e a diferenciação de produtos ganham destaque, prevalece entre países desenvolvidos (Norte-Norte). Johnson (1997) comprovou em seu estudo que no período 1980-1994, fatores baseados na demanda, tais como uma crescente abertura ao comércio internacional, foram

* Recebido em março de 2008, aprovado em dezembro de 2008. Os autores agradecem os comentários e sugestões dos pareceristas anônimos, os quais foram essenciais para a melhoria do artigo. A autora agradece ao CNPq, IPEA e à Fundação Araucária pelo apoio à pesquisa.
E-mail address: mfcampos@uel.br.

os principais responsáveis pelo aumento nas desigualdades de renda-salário, existindo uma forte correlação entre crescimento do comércio intra-industrial e salários relativos dos trabalhadores qualificados.

Lovely e Richardson (2000) ao investigarem a relação entre comércio internacional, salários e prêmio pela qualificação de trabalhadores americanos durante o período 1981 a 1992 constataram que trabalhadores americanos qualificados (educados) parecem ter recebido prêmios maiores por suas qualificações nas indústrias e nos anos em que o comércio intra-indústria com os novos países industrializados foi maior, ocorrendo o inverso para trabalhadores com baixa qualificação.

No Brasil, o estudo de Vasconcelos (2003) demonstrou que o comércio intra-indústria, pautado na diferenciação de produtos e economias de escala, aumentou substancialmente na primeira metade da década de 1990 e, *grosso modo*, se estabilizou pós 1997.

Para Dinopoulos et alii (2001) e Lovely e Richardson (2000) a intensificação do comércio intra-industrial pode atuar no sentido de ampliar as desigualdades salariais, incitando o aprofundamento da análise da relação entre comércio internacional e desigualdade de rendimentos a partir de modelos alternativos de comércio.

Partindo deste contexto, esta pesquisa visa responder à seguinte questão: qual a relação entre comércio intra-industrial e a desigualdade de rendimentos nas firms da indústria de transformação brasileira no período recente?

Os efeitos do comércio intra-indústria sobre a desigualdade de rendimentos serão investigados em 22 segmentos da indústria de transformação brasileira durante o período 1997 a 2002, adotando o modelo de comércio proposto por Dinopoulos et alii (2001), com dados desagregados ao nível de firms.

Salienta-se que a utilização de dados desagregados contribui com a literatura à medida que permite a análise das desigualdades intra-setoriais, preenchendo eventuais lacunas. Ao mesmo tempo, o artigo inova por utilizar um modelo de comércio pautado na nova teoria do comércio internacional e cruzar informações das firms com as dos trabalhadores vinculados, o que possibilitará a análise dos efeitos intra-setoriais e intersetoriais.

O artigo encontra-se dividido em seis seções. A Seção dois é dedicada a uma breve revisão dos estudos empíricos que discutem a temática para a economia brasileira. O modelo teórico será apresentado na Seção três, seguido da estratégia empírica e dos dados utilizados na pesquisa. A Seção cinco reúne os principais resultados. As Considerações Finais encontram-se resumidas na última seção do trabalho.

2. Comércio Internacional e Salários Relativos: Evidências para a Economia Brasileira

No Brasil, assim como no mundo, os estudos que examinam a relação entre comércio e seus efeitos sobre a distribuição de renda vêm ganhando força nos últimos anos. Parte significativa dos trabalhos realizados nesta temática utiliza abordagens tradicionais, nem sempre com resultados conciliatórios, o que tem incitado os pesquisadores na realização de novas pesquisas. A seguir, apresenta-se uma breve revisão dos estudos realizados para o Brasil, com ênfase nos trabalhos que relacionam abertura, comércio e distribuição de rendimentos.

Pedroso e Ferreira (2000) analisaram os efeitos da abertura comercial sobre os níveis de renda através de modelos econométricos de corte transversal e de painel, procurando estimar os impactos de longo prazo de variações na capacidade social e abertura comercial, sobre a renda *per capita* e concluíram que os impactos da abertura sobre a renda per capita não são relevantes nas duas abordagens utilizadas.

Barros et alii (2001) procuraram captar os efeitos da abertura comercial e do mercado financeiro sobre a distribuição de renda através de um modelo de equilíbrio geral computável com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 1996. Ao estimar os efeitos da abertura sobre o mercado de trabalho no Brasil encontraram resultados que contrapõem-se ao esperado. O “[...] componente de abertura comercial teve efeitos significativamente menores que o componente relacionado a entrada de capitais”. Ao mesmo tempo, concluíram que “[...] o mercado de trabalho foi pouquíssimo afetado pelo processo de liberalização” (Barros et alii 2001, p. 16-17), e, desta forma, seus efeitos sobre a distribuição de renda também foram insignificantes.

Ferreira e Machado (2001) analisaram os efeitos da abertura sobre emprego e salários no Brasil à luz do modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) com dados do IBGE e encontraram resultados que dão suporte às predições do modelo: os setores intensivos no fator trabalho aumentaram sua participação no emprego total e quanto mais intensivo em trabalho é o setor, maior é a redução no preço observada após a abertura. Ademais, as mudanças no preço relativo foram transmitidas ao salário real, em conformidade com o teorema de Stolper-Samuelson. No entanto, os dados revelaram que os maiores ganhos ocorreram nos setores intensivos em capital.

Ao analisar o impacto da abertura comercial da economia brasileira sobre a remuneração relativa do trabalho no período 1985-1997, com base no modelo de Heckscher-Ohlin (HO), Machado e Moreira (2001) destacaram que o comércio internacional impactou negativamente sobre a demanda por trabalho menos qualificado ao longo de todo o período, concluindo que, para o subperíodo 1990-93, houve uma preferência pelo trabalho menos qualificado, conforme o prognosticado pelo modelo, enquanto para o subperíodo 1993-97 parece ter

ocorrido uma mudança técnica com viés para o trabalho qualificado.

Sacconato e Menezes-Filho (2005) examinaram os diferenciais de salários entre trabalhadores americanos e brasileiros para os anos de 1988 e 1997 a partir da metodologia de Oaxaca e Ramson (1994), encontrando evidências que os retornos à educação no Brasil vêm caindo ao longo do tempo, o que indica uma tendência à equalização, na opinião dos autores. Concluíram que os subsetores que mais empregam pessoas qualificadas são os mesmos nos dois países, mas as desigualdades são mais acentuadas no Brasil.

Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001) observaram que, ao longo do período 1981-1997 houve um aumento no uso relativo do trabalho qualificado, tanto em nível agregado quanto em vários setores da indústria manufatureira no Brasil. A pesquisa encontrou evidências de complementaridade entre capital físico, tecnologia e trabalho qualificado, sinalizando que os efeitos da tecnologia sobre a demanda por mão-de-obra prevaleceriam sobre as variáveis de comércio internacional, cujo impacto sobre o mercado de trabalho é relativamente modesto.

Arbache (2001) mostrou que, no curto prazo, as mudanças nas condições de oferta e demanda por trabalho qualificado e não qualificado, assim como os choques tecnológicos, parecem explicar as mudanças na demanda por trabalho na economia brasileira no período pós-abertura comercial. Arbache e Corseuil (2004) concluíram que o efeito da abertura comercial sobre a estrutura de emprego e salários foi negligenciável. Contudo, enfatizam que “[...] os resultados encontrados não implicam que não teria havido mudanças nos salários relativos entre trabalhadores e na composição de emprego por grau de qualificação.[...]” (Arbache e Corseuil 2004, p. 21).

Menezes-Filho e Arbache (2002) investigaram os determinantes dos diferenciais de salário inter-industriais e mostraram que a taxa de penetração das importações no setor manufatureiro aumentou muito rapidamente após a liberalização comercial, indicando mudanças alocativas com potenciais efeitos sobre o mercado de trabalho. Ao mesmo tempo, constataram que os ganhos de produtividade decorrentes da abertura não se refletiram integralmente em aumentos nos salários relativos.

Arbache (2003) demonstrou que os trabalhadores das empresas exportadoras brasileiras são mais qualificados que os trabalhadores das firmas não exportadoras e que as economias de escala e a escolaridade média dos trabalhadores são fatores fundamentais para explicar a inserção da firma no comércio internacional, em consonância com o trabalho realizado por De Negri (2003), que confirmou que o aumento da eficiência de escala da firma amplia a probabilidade de exportação, corroborando as economias de escala como um importante fator de promoção das exportações.

De Negri et alii (2005) mostraram que as firmas que inovam e diferenciam produtos pagam salários maiores aos trabalhadores e estão mais integradas ao comércio internacional quando comparadas àquelas que se especializam em produtos tradicionais, padronizados. Ao mesmo tempo, observaram que

o nível de escolaridade dos trabalhadores das firmas exportadoras é maior e que existe um prêmio salarial para os trabalhadores vinculados a essas firmas, em consonância com a literatura internacional e com os estudos de Arbache e De Negri (2002) e Bahia e Arbache (2005).

Em síntese, as empresas com maiores prêmios salariais são geralmente as que utilizam tecnologias mais avançadas e com economias de escala, como ressalta De Negri et alii (2005).

3. Modelo Teórico

Esta seção descreve o modelo de Dinopoulos et alii (2001) a fim de estabelecer as conexões entre comércio intra-industrial e desigualdade de rendimentos. O modelo adota hipóteses chamberlianias, sendo a principal inovação o relaxamento da hipótese de homoteticidade da função de produção. Sua vantagem em relação aos comumente empregados na literatura é que ele prevê conexões diretas entre abertura comercial, comércio intra-indústria e a desigualdade salarial, ao mesmo tempo em que estrutura um mecanismo formal que permite explicar as mudanças técnicas com vieses para o trabalho qualificado.

Os autores consideram que o mundo consiste apenas de dois países: doméstico e estrangeiro, diferentes em suas dotações de fatores, mas similares em todos os demais aspectos. O país doméstico possui N indivíduos, que se diferenciam de acordo com suas habilidades inatas. A frequência com a qual os indivíduos nascem e morrem é dada exogenamente e, por suposição, a população é estacionária.

Por suposição cada indivíduo tem um horizonte de vida finito e exogenamente dado por $D > 0$.

$z \in (0, 1]$ é o nível de habilidade de um indivíduo e existem dois tipos de trabalhadores: trabalhador qualificado (H) e trabalhador não qualificado (L). Considera-se que o indivíduo tem duas opções de entrada no mercado de trabalho:

- a) ingressar no período t como trabalhador não qualificado recebendo o salário w_L , independente de z , durante toda a sua vida;
- b) investir uma parte de seu tempo de vida T , com $0 < T < D$, em qualificação e treinamento e ingressar no mercado de trabalho como trabalhador qualificado recebendo um salário w_H , o qual depende do seu nível de habilidades.

Os indivíduos são livres para decidir o nível de qualificação com o qual participarão da força de trabalho, mas não há mobilidade entre categorias. Assim, existe um custo de oportunidade do treinamento/qualificação, uma vez que o indivíduo que decide se qualificar não receberá renda durante o período de capacitação. Abstraindo-se da análise os custos diretos do treinamento, um indivíduo com habilidade z no tempo t decidirá investir em qualificação e se tornar um trabalhador qualificado se e somente se:

$$\int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} z w_H ds > \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} w_L ds \quad (1)$$

ou seja, se a renda descontada que ele receberá como trabalhador qualificado no intervalo de tempo $t+T$ à $t+D$, com $T < D$, for maior ou igual àquela que ele obteria caso decidisse permanecer não qualificado do tempo t ao período de $t+D$. Então, deve existir um nível de habilidade \tilde{z} tal que o indivíduo se torne indiferente entre se qualificar ou permanecer como não qualificado. Com base nessas hipóteses, a expressão de equilíbrio de estado estacionário será dada pela solução da seguinte igualdade:

$$\int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} \tilde{z} w_H ds = \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} w_L ds \quad (2)$$

Como \tilde{z} , w_H e w_L são independentes de s , tem-se:

$$\begin{aligned} \tilde{z} w_H \int_{t+T}^{t+D} e^{-\delta(s-t)} ds &= w_L \int_t^{t+D} e^{-\delta(s-t)} ds \\ -\frac{1}{\delta} \tilde{z} w_H \left(e^{-\delta(t+D)} - e^{-\delta(t+T)} \right) &= -\frac{1}{\delta} w_L \left(e^{-\delta(t+D)} - e^{-\delta(t)} \right) \end{aligned}$$

Dividindo ambos os lados por $-e^{\delta t}$ e resolvendo para \tilde{z} , obtém-se:

$$\tilde{z} = \frac{1 - e^{-\delta D}}{e^{-\delta T} - e^{-\delta D}} \frac{w_L}{w_H}$$

Chamando $\gamma = \frac{1 - e^{-\delta D}}{e^{-\delta T} - e^{-\delta D}}$ e lembrando que $\omega = \frac{w_H}{w_L}$ chega-se à solução do equilíbrio de estado estacionário em que

$$\tilde{z} = \frac{\gamma}{\omega} \quad (3)$$

Assim, tem-se que \tilde{z} é inversamente proporcional à ω . Logo, \tilde{z} é decrescente em ω .

$H(w)$ e $L(w)$ são as dotações domésticas de trabalho qualificado e não qualificado onde a oferta de trabalho não qualificado é dada por:

$$L(\omega) = \tilde{z}(\omega) \cdot N \quad (4)$$

e a oferta de trabalho qualificado é expressa como:

$$H(\omega) = \lambda(\omega) \cdot N \quad (5)$$

Para encontrar a oferta de trabalho qualificado deve-se lembrar que a população no tempo t consiste de todos os indivíduos nascidos entre $t-D$ e t é igual à $N = DN_0$, sendo que uma fração \tilde{z} desta população permanece como não qualificada e o restante, $(1 - \tilde{z})$, corresponde à oferta potencial de trabalho qualificado, que consiste na soma dos indivíduos que estão em capacitação

(*trainees*) mais aqueles trabalhadores já qualificados e prontos para exercerem atividades no mercado de trabalho como trabalhadores qualificados.

Desta forma, tem-se que TN_0 é a oferta potencial de trabalhadores qualificados em treinamento (*trainees*) nascidos entre t e $t - T$ e $(D - T)N_0$ é a oferta potencial de trabalhadores já qualificados e prontos para se estabelecer nascidos entre $t - D$ e $t - T$.

Com base nessas informações, o total de indivíduos em treinamento será: $(1 - \tilde{z})TN_0$ ou $(1 - \tilde{z})\frac{NT}{D}$ e o total de trabalhadores qualificados prontos para trabalhar é $(1 - \tilde{z})(D - T)\frac{N}{D} = (1 - \tilde{z})(1 - \frac{T}{D})N$.

A habilidade média de um indivíduo que completa o treinamento é $\frac{(1+\tilde{z})}{2}$ e, desta forma, a oferta de trabalho qualificado será:

$$H(\omega) = \frac{1}{2} [1 - \tilde{z}(\omega)] [1 + \tilde{z}(\omega)] \left[1 - \frac{T}{D} \right] N \quad (6)$$

Chamando $\lambda(\omega) = \frac{1}{2} [1 - \tilde{z}(\omega)] [1 + \tilde{z}(\omega)] \left[1 - \frac{T}{D} \right]$ tem-se que:

$$H(\omega) = \lambda(\omega)N \quad (7)$$

Uma vez que $\tilde{z}_\omega < 0$ e $T < D$, tem-se que $\lambda_\omega > 0$. Ou seja, $H(\omega)$ é uma função crescente do salário relativo do trabalho qualificado.

Dividindo (7) por (6), tem-se que a oferta relativa de trabalho qualificado, $h(\omega)$, será:

$$h(\omega) = \frac{H(\omega)}{L(\omega)} = \frac{\lambda(\omega)}{\tilde{z}(\omega)} \quad (8)$$

ou seja, $h(\omega)$ é independente do tamanho da população e uma função crescente do salário relativo do trabalho qualificado pois $h_\omega = \frac{\tilde{z}\lambda_\omega - \tilde{z}_\omega\lambda}{\tilde{z}^2}$. Logo, $h_\omega > 0$.

Deste ponto em diante, w será considerado salário relativo de todos os trabalhadores qualificados, independentemente da distribuição de habilidades.

Seguindo a tradição dos modelos de concorrência imperfeita de Dixit e Stiglitz (1977), Dixit e Norman (1980), Krugman (1979) e Helpman e Krugman (1985), assume-se que existe um número limitado de produtos que são diferenciados na economia (por exemplo, televisores, computadores etc), ou seja, podem ser produzidos com muitas variedades (por exemplo, TV 20" preto e branco; TV 20" em cores com *closed caption*; TV 20" em cores com *closed caption*, tela plana, LCD etc.), onde cada indivíduo i tem uma função de utilidade representada por:

$$U^i = \sum_{j=1}^n u(c_j^i) \quad (9)$$

onde j é um índice para a variedade de um produto diferenciado, existindo $j = 1, \dots, n$ variedades disponíveis no mercado; c_j^i é a quantidade consumida pelo indivíduo i da variedade j e $u(c_j^i)$ é uma função de subutilidade que, por suposição, assume a seguinte forma:

$$u(c_j^i) = \begin{cases} (c_j^i + c_0)^\rho & \text{para } c_j^i > 0 \\ 0 & \text{se } c_j^i = 0 \end{cases} \quad \text{onde } c_0 > 0 \text{ e } \rho \in (0,1) \quad (10)$$

Sejam p_j e $x_j = \sum_{i=1}^N c_j^i$ o preço e a quantidade total do bem j , respectivamente, e μ^i a utilidade marginal da renda do consumidor i . Por suposição, admite-se que prevalecem os rendimentos crescentes à escala, de maneira que cada firma irá produzir um único bem.

Dinopoulos et alii (2001) admitem que a tecnologia para cada variedade manufaturada é não-homotética, ao mesmo tempo em que assumem que há retornos crescentes em escala e que não há diferenças de tecnologia entre variedades.

Considera-se que $\beta_J \equiv (x/a_J)(\partial a_J/\partial x)$ é a variação na quantidade do insumo J devido à mudança no produto. Seja:

$$|\beta| \equiv \frac{\partial \ln(a_H/a_L)}{\partial \ln(x)} = \frac{\partial [\ln a_H - \ln a_L]}{\partial \ln x} = \beta_H - \beta_L \quad (11)$$

Então, de acordo com a definição de progresso técnico de Hicks (1932), se $\beta_H - \beta_L > 0$ diz-se que o progresso técnico ocorre com viés para o trabalho qualificado ou, em contrapartida, é poupador de mão-de-obra não qualificada. Logo, quando ocorre uma mudança tecnológica, o emprego relativo de trabalhadores qualificados aumenta. Por outro lado, se $\beta_H \beta_L < 0$, o progresso técnico é viesado para o trabalho não qualificado e este tipo de trabalho experimentará um aumento no emprego relativo frente a uma expansão na produção. Finalmente, se $\beta_H, \beta_L = 0$ não haverá viés e o efeito da expansão da produção sobre a demanda de fatores será neutro, ou seja Hicks-neutro.

A literatura empírica sugere uma correlação positiva entre tamanho da firma e a intensidade do uso de trabalho qualificado (Hansson (1996), Pavcnik (2000)). Assim, espera-se uma correlação positiva entre tamanho da firma e proporção de trabalho qualificado. A seguir discute-se o equilíbrio em uma economia fechada.

O modelo adota a tradição chamberliana de atomicidade das firmas, de maneira que cada firma toma a renda e o preço da indústria como dados e escolhe seu preço. Contudo, admite a existência de algum grau de poder de monopólio, pelo menos no curto prazo. No equilíbrio de longo prazo, na hipótese de ausência de barreiras à entrada ou saída de firmas, os lucros na indústria serão iguais a zero, ou seja, o preço é igual ao custo médio.

Com relação às condições de equilíbrio no mercado de fatores, tem-se que o equilíbrio ocorrerá quando a demanda total de fatores for igual à oferta de fatores e assim:

$$a_H(w_H, w_L, x)X = H(w) \quad (12)$$

$$a_L(w_H, w_L, x)X = L(w) \quad (13)$$

Em (12) tem-se que a demanda total de trabalho qualificado $[a_H(w_H, w_L, x)X]$ é igual à oferta total de trabalho qualificado $[H(w)]$. Uma vez que as demandas condicionais de fatores $a_J(\cdot)$ são homogêneas de grau zero nos preços dos fatores, $a_J(w_H, w_L, x)$, $J = H, L$, dependerá apenas de ω , o salário relativo. Similarmente, em (13) tem-se que a demanda total de trabalho não qualificado é igual à sua oferta.

Dividindo (12) por (13) e reescrevendo, obtém-se:

$$\frac{a_H(\omega, 1, x)X}{a_L(\omega, 1, x)X} = h(\omega), \quad \text{com } \omega = \frac{w_H}{w_L} \quad (14)$$

onde $h(\omega) = \frac{H(\omega)}{L(\omega)}$ é a dotação relativa de trabalho qualificado.

Essa é a condição de equilíbrio no mercado de fatores, que requer que a oferta relativa de trabalho qualificado seja igual à dotação relativa de trabalho qualificado.

Os autores comprovam que à medida que o poder de monopólio da firma em relação às economias de escala aumenta, é necessário que o salário relativo dos trabalhadores qualificados diminua para restabelecer o equilíbrio.

No que diz respeito ao equilíbrio no mercado de fatores, o modelo sinaliza que um aumento no salário relativo do trabalhador qualificado faz com que as firmas demandem uma proporção menor de trabalho qualificado em relação ao não qualificado, dando origem a um excesso relativo de oferta de trabalho qualificado. Por outro lado, a oferta relativa de trabalho qualificado $[h(w)]$ aumenta à medida que w se eleva. Assim, a condição de equilíbrio no mercado de fatores implica em um único ponto de equilíbrio, que estabelece o salário relativo e o produto de equilíbrio de autarquia.

Os autores demonstram que há uma correlação positiva entre comércio intra-indústria e salário relativo do trabalho qualificado, distinta do modelo tradicional de comércio de HOS. Neste sentido, a próxima seção irá tratar da estratégia empírica adotada para testar empiricamente o modelo.

4. Estratégia Empírica e Dados

A estratégia empírica do trabalho consistiu em testar econometricamente a relação entre comércio intra-indústria e desigualdade salarial. Para tanto, buscou-se elaborar um banco de dados ao nível de firma, com variáveis que contemplem o aspecto estudado. O banco de dados cruza informações de diversas fontes, como será explicitado a seguir, para o período entre 1997 e 2002. Logo, foi possível utilizar modelos econométricos em dados em painel. A utilização de modelos de dados de painéis tem inúmeras vantagens,

destacando-se, entre elas, a maior flexibilidade para modelar as diferenças no comportamento entre indivíduos, isto é, o controle da heterogeneidade individual; a menor colinearidade entre as variáveis e o maior grau de liberdade e de eficiência (Baltagi (1995), Greene (2000)). Estimaram-se modelos *pooled* OLS (mínimos quadrados ordinários em painel), de efeitos fixos e de efeitos aleatórios.

Utiliza-se como *proxy* para qualificação a média de anos de estudo dos trabalhadores nos referidos segmentos. Foram classificados como trabalhadores qualificados aqueles que possuem ensino superior completo ou mais anos de estudo. Os trabalhadores que não se encontram neste âmbito foram designados como não qualificados.

Com base nas análises teóricas da teoria do comércio internacional e as desenvolvidas no modelo de Dinopoulos et alii (2001), propôs-se os seguintes modelos para analisar a relação entre abertura comercial, comércio intra-indústria e desigualdades de rendimentos nas firms da indústria de transformação brasileira:

Modelo 1:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 CII_{it} + \beta_2 ER_{it} + \beta_3 ET_{it} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 2:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 CII_{it} + \beta_2 ER_{it} + \beta_3 ET_{it} + \beta_4 PROD_{it} + \varepsilon_{it}$$

Modelo 3:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 CII_{it} + \beta_2 ER_{it} + \beta_3 ET_{it} + \beta_4 PROD_{it} + \beta_5 MAQ_{it} + \beta_6 PAT_{it} + \varepsilon_{it}$$

onde:

i é o índice para a firma i com $i = 1, \dots, N$;

t é o índice das unidades de tempo, $t = 1, \dots, T$;

w_{it} representa o salário relativo dos trabalhadores qualificados na firma i no período t ;

CII_{it} representa a variação do índice de comércio intra-indústria na firma i no período t ;

$PROD_{it}$ representa o índice de produtividade do trabalho na firma i no período t ;

ER_{it} é o emprego relativo de trabalho qualificado na firma i no período t ;

ET_{it} é o número médio de ocupados na firma i no período t ;

MAQ_{it} é o valor da aquisição de máquinas e equipamentos na firma i no período t ;

PAT_{it} é uma *dummy* que assume valor 1 se a firma i depositou patente no ano t e zero, caso contrário;

ε_{it} é o termo erro na firma i no período t .

Pode-se inferir algumas implicações sobre os efeitos do comércio intra-industrial e do emprego relativo sobre a desigualdade salarial entre qualificados e não qualificados. O sinal esperado do coeficiente β_1 , que reflete a direção dos efeitos do comércio intra-industrial sobre os salários relativos do trabalho qualificado, deve ser positivo, revelando que a intensificação do comércio intra-industrial, propiciada pela abertura da economia brasileira,

contribuiu para ampliar as desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados. Ademais, os efeitos das variações do emprego relativo, ER , sobre as desigualdades de rendimentos, capturados pelo coeficiente β_2 , partem da hipótese de que há uma correlação inversa entre emprego relativo e salário relativo dos trabalhadores qualificados $\left(\frac{w_H}{w_L}\right)$. À medida que o salário relativo aumenta, o emprego relativo se reduz e, desta forma, $\beta_2 < 0$.

Para verificar se a desigualdade salarial entre qualificados e não qualificados aumenta com o tamanho da firma, incluiu-se, nos modelos a variável pessoal ocupado total médio. O efeito será captado pelo coeficiente, para o qual espera-se sinal positivo.

O coeficiente β_4 captura o efeito da produtividade do trabalho sobre o salário relativo dos trabalhadores qualificados. Parte-se da hipótese defendida por Willis (1986, p. 527), segundo a qual “[...] trabalhadores mais escolarizados ‘isto é, qualificados’ devem ser suficientemente mais produtivos que seus colegas menos escolarizados”. (Willis 1986, p. 527), além das evidências para a economia brasileira, que sinalizam que o aumento significativo da produtividade do trabalho ao longo da década de 1990 foi acompanhado por um aumento dos salários reais (Campos e Campos (2001), Neri et alii (2001)). Assim, espera-se um sinal positivo para este coeficiente.

O coeficiente β_5 procura captar o impacto do investimento em tecnologia sobre o salário relativo do trabalho qualificado. Este coeficiente pode ser positivo, negativo ou zero, em função do viés da mudança tecnológica. Não é possível estabelecer *a priori* um sinal para este coeficiente, uma vez que o processo de reestruturação do setor industrial brasileiro à abertura comercial foi pautado por maciços investimentos em tecnologia, notadamente, em máquinas e equipamentos, o que foi fundamental para aumentar a produtividade e a competitividade do setor, mas teve o efeito de deprimir o emprego industrial, através da substituição do fator trabalho pelo capital.

Paralelamente à redução da demanda por trabalho na indústria, observou-se uma ampliação da oferta de trabalhadores qualificados na economia brasileira, o que permitiu aos empregadores a apropriação de uma parcela dos ganhos reais de produtividade, à medida que os aumentos alcançados não foram integralmente repassados aos trabalhadores na forma de aumento dos salários reais. Logo, o sinal do coeficiente β_5 depende de qual efeito (oferta ou demanda por trabalho qualificado) prevalecerá.

Destaca-se que o ideal seria utilizar, além do valor do investimento em máquinas e equipamentos, os gastos em pesquisa e desenvolvimento, bem como os valores investidos na aquisição de tecnologia, marcas e patentes. Essas informações não estão disponíveis para o período de análise. Somente no ano de 2000 o IBGE incorporou um questionário específico com informações sobre os investimentos em tecnologia para uma subamostra da PIA: a Pesquisa Industrial – Tecnologia (PIN-TEC). Por este motivo, incluiu-se no modelo 3 uma *dummy* para depósito de patentes, cujo efeito será captado através do

coeficiente β_6 . Logo, deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados do modelo empírico, que será apresentada a seguir.

4.1. *Dados utilizados*

O banco de dados reúne informações das firmas e dos trabalhadores vinculados às mesmas. Para o acesso e utilização das informações contou-se com a colaboração do IBGE/Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Indústria. A elaboração é do IPEA/DISET, a partir da transformação dos dados obtidos na fonte e com incorporação de dados da Secex/MDIC, Rais/MTE e Instituto Nacional de Propriedade Intelectual (INPI).

Especificamente, as bases utilizadas e cruzadas no presente trabalho foram: PIA/IBGE (Pesquisa Industrial Anual – IBGE), RAIS/MTE (Relação Anual de Informações Sociais – Ministério do Trabalho) e Secex/MDIC (Secretaria de Comércio Exterior – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio). Vale ressaltar que somente as firmas pertencentes à Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) entre os dígitos 15 a 36 foram selecionadas. Nas estimações trabalhou-se com as firmas da indústria de transformação que possuíam comércio intra-indústria em algum ano do período 1997-2002. Vale ressaltar que este critério inclui tanto firmas que só exportaram quanto as que só importaram no período. Utilizou-se somente o estrato certo (a parte censitária) da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), isto é, somente firmas com mais de 30 empregados.

Os valores de exportação, importação e variáveis retiradas da PIA e RAIS foram transformados para valores em Reais de 2000. O deflator utilizado foi o IPA Setorial da FGV. A peculiaridade (e vantagem) desse indicador é que o mesmo está desagregado para o nível CNAE 2 dígitos, refletindo, de forma mais adequada, a estrutura de custos das firmas.

O valor do índice de comércio intra-indústria agregado (CII) foi calculado a partir da seguinte expressão:

$$CII = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N |X_i - M_i|}{\sum_{i=1}^N (X_i + M_i)} \quad (15)$$

O índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd, ao nível de firma, é dado pela seguinte expressão:

$$CII_i = 1 - \frac{|X_i - M_i|}{(X_i + M_i)} \quad (16)$$

em que X_i e M_i representam, respectivamente, o valor das exportações e importações na firma i . O valor do índice que mede o comércio intra-indústria (CII) pode variar no intervalo $[0, 1]$, sendo que se o valor do índice for igual

a 1 todo o comércio será do tipo intra-indústria. Este é o caso de exportação e importação de produtos similares por uma mesma empresa. Por outro lado, quando o valor do índice for próximo de zero, o tipo de comércio prevalecente será o interindustrial, podendo ser explicado pela teoria de Heckscher-Ohlin. Este é o caso de um país exportador de produtos primários e importador de produtos manufaturados, por exemplo.

As variáveis utilizadas na estimação empírica do modelo foram:

- a. Comércio Intra-Indústria (*CII*): foram construídos dois indicadores de comércio intra-industrial, a 2 (dois) e 8 (oito) dígitos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), uma vez que o índice de *CII* depende do nível de agregação dos bens. Essa estratégia evita questionamentos quanto ao valor do indicador devido a medidas de desagregação dos produtos. O *CII* possui os valores tradicionais (entre 0 e 1);
- b. Salários relativos (*w*): salário médio dos trabalhadores qualificados (W_H) / salário médio dos trabalhadores não qualificados (W_{NH});
- c. Produtividade do trabalho (*PROD*): receita bruta total/número médio de trabalhadores ocupados na firma. Deve-se levar em conta as limitações da variável utilizada para medir a produtividade do trabalho, uma vez que o correto seria utilizar a relação valor adicionado/pessoal ocupado na produção. Existem problemas para adequar a produção física e as horas pagas como proxies do valor adicionado e das horas trabalhadas, uma vez que existem horas pagas e que não foram efetivamente trabalhadas, a exemplo dos períodos de férias dos trabalhadores. Por outro lado, ao dividir a produção pelo número médio de trabalhadores na firma pode-se incorrer em erro, uma vez que a produção por trabalhador pode aumentar pelo fato dos trabalhadores estarem trabalhando mais tempo. Ademais, mudanças na qualificação da mão-de-obra também não são levadas em conta no índice de pessoal ocupado. No entanto, (Rossi Júnior e Ferreira 1999, p. 5) argumentam que, no curto prazo, a produtividade do trabalho medida através dos conceitos produtividade-homem e produtividade-hora “[...] apresenta pequenas diferenças de magnitude”.¹
- d. Investimento em máquinas e equipamentos (*MAQ*) – corresponde ao valor total dos investimentos em máquinas e equipamentos transformados para Reais de 2000. Esta variável, apesar das limitações, será uma *proxy* para tecnologia;
- e. Emprego total (L_T): número médio de ocupados na firma;
- f. Emprego relativo (*ER*): relação entre o número de trabalhadores qualificados (L_H) e o número de trabalhadores não qualificados (L_{NH});
- g. Exportação e importação: valor total das exportações e importações das firmas, ambos obtidos na SECEX e transformados em Reais (base ano 2000);

¹ Considerações adicionais sobre problemas metodológicos envolvendo o cômputo da produtividade do trabalho podem ser obtidas em Rossi Júnior e Ferreira (1999) e Hidalgo (2002).

- h. Patentes (*PAT*): verificou-se o número de depósitos de patentes por ano, de acordo com o INPI. Santos et alii (2006) apresentam os detalhes sobre a construção e consistência dessa variável. Precisamente, utilizou-se uma *dummy* para depósito ou não de patentes no ano. A construção dessa nova variável é menos controversa (uma empresa pode ter depositado somente uma patente no ano e muito valiosa, outra poderia ter depositado centenas de novas patentes, mais sem adicionar valor agregado à produção).

Em todas as regressões que serão reportadas, foram incluídas variáveis *dummies* de controle, de acordo com a Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE a 2 dígitos.

5. Resultados Obtidos

Os resultados abordam uma análise descritiva dos dados e posteriormente a parte econométrica para testar a hipótese de relação positiva e significativa entre comércio intra-indústria e desigualdade salarial.

Na Tabela 1 encontram-se dados de 2002 relativos a emprego qualificado, escolaridade, salários e comércio exterior para os segmentos industriais em análise. Percebe-se que os setores industriais intensivos em tecnologia têm uma participação maior de trabalhadores qualificados em relação ao emprego total e escolaridade média maior, comparativamente aos setores que fabricam produtos tradicionais, em conformidade com os trabalhos citados na literatura. Os segmentos de alta tecnologia são deficitários em comparação com os segmentos de produtos tradicionais, cuja balança comercial, *grosso modo*, é favorável.

Os setores que mais exportaram em 2002 foram, por ordem de importância, fumo, combustíveis e outros equipamentos de transporte. Combustíveis e outros equipamentos de transporte foram, também, os dois maiores importadores e o setor de fumo o maior exportador líquido e o que apresenta a maior desigualdade entre trabalhadores qualificados e não qualificados (Tabela 1).

As desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados mostraram-se maiores nos segmentos tradicionais comparativamente aos intensivos em tecnologia, ao que parece devido à maior heterogeneidade da mão-de-obra refletida em uma maior dispersão salarial. No entanto, nota-se, na Figura 1, que os trabalhadores vinculados aos setores que comercializam produtos padronizados auferem uma remuneração menor que a obtida pelos colegas dos setores em que o conteúdo tecnológico e a diferenciação de produto se faz presente, corroborando os aspectos levantados na teoria.

Tabela 1. Emprego relativo qualificado (em percentual), escolaridade média (em anos de estudo), salários (em reais) e comércio exterior segundo divisões da indústria de transformação brasileira – 2002

CNAE	Descrição das divisões	Escolaridade				w/NH	wH/wNH	Exportações	Importações	Balança comercial
		LH/LT	média	wH	wH/wNH					
15	Produtos alimentícios e bebidas	10,98	7,16	1.951,23	594,99	3,28	15.800.000	4.410.087	11.389.913	
16	Produtos do fumo	3,25	6,26	2.224,12	473,01	4,70	86.700.000	9.396.871	77.303.129	
17	Produtos têxteis	4,73	7,14	1.934,70	561,78	3,44	2.696.604	2.707.843	-11.239	
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	3,14	7,49	1.336,62	439,87	3,04	518.031	548.769	-30.738	
19	Couro e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	2,20	6,33	1.387,20	399,82	3,47	6.198.349	1.054.220	5.144.129	
20	Produtos de madeira	2,84	5,60	1.294,66	374,57	3,46	4.087.275	405.757	3.681.518	
21	Celulose, papel e produtos de papel	7,40	7,87	2.333,38	794,49	2,94	13.700.000	4.161.183	9.538.817	
22	Edição, impressão e reprodução de gravações	17,08	9,04	2.079,75	915,37	2,27	242.427	3.248.167	-3.005.741	
23	Coque, refino de petróleo, elab.de combustíveis	17,22	7,47	2.581,32	1.008,94	2,56	70.300.000	206.000.000	-135.700.000	
24	Produtos químicos	27,80	9,31	2.669,24	1.070,12	2,49	6.665.530	16.500.000	-9.834.470	
25	Artigos de borracha e plástico	6,20	7,81	2.212,49	717,69	3,08	2.289.132	2.764.296	-475.164	
26	Produtos de minerais não-metálicos	9,74	7,23	2.054,90	688,01	2,99	3.058.891	1.560.622	1.498.269	
27	Metalurgia básica	16,44	7,46	2.432,67	875,56	2,78	40.200.000	14.800.000	25.400.000	
28	Produtos de metal-exclusive máquinas e equipamentos	9,61	7,75	2.268,25	797,2	2,85	1.625.704	1.630.988	-5.284	
29	Máquinas e equipamentos	12,33	8,41	2.384,11	953,57	2,50	4.411.790	3.533.176	878.614	
30	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	34,15	10,47	2.773,17	919,93	3,01	5.758.177	27.200.000	-21.441.823	
31	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	10,28	8,51	2.357,75	771,97	3,05	4.574.471	6.453.048	-1.878.577	
32	Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	22,86	9,57	2.688,45	840,09	3,20	17.800.000	40.800.000	-23.000.000	
33	Equipamentos de instrum. médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	25,38	9,29	2.259,25	783,48	2,88	1.676.594	3.384.209	-1.707.615	
34	Montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	18,67	8,22	2.549,39	886,01	2,88	28.500.000	23.100.000	5.400.000	
35	Outros equipamentos de transporte	10,07	8,33	2.425,06	850,86	2,85	53.700.000	43.300.000	10.400.000	
36	Móveis e indústrias diversas	5,60	7,30	1.553,08	518,01	3,00	1.494.983	860.058	634.925	

Fonte: IBGE/Departamento de Pesquisas, Coordenação de Indústria, PIA, 1997-2002. Elaboração: IPEA/DISEA a partir da transformação dos dados obtidos na fonte e com incorporação de dados da Secex/MDIC e Rais/MTE.

Tabela 2. Evolução da estrutura salarial (em reais) nas firms não exportadoras no período 1997 a 2002, segundo o tamanho da firma

Tamanho da firma	Trabalhadores não qualificados (w_{NH})					Salário dos trabalhadores qualificados (w_H)					Salário dos trabalhadores qualificados/não qualificados (w_H/w_{NH})									
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	tx cresc.	1997	1998	1999	2000	2001	2002	tx cresc.	1997	1998	1999	2000	2001	2002
30 a 49	392,95	408,15	416,79	433,78	471,96	500,07	4,94	1.046,50	1.070,23	1.107,75	1.110,68	1.195,91	1.239,59	3,44	2,66	2,62	2,66	2,56	2,53	2,48
50 a 99	425,29	446,93	444,59	468,20	498,87	527,04	4,38	1.277,43	1.290,65	1.257,49	1.312,49	1.397,90	1.395,98	1,79	3,00	2,89	2,83	2,80	2,80	2,65
100 a 249	493,47	512,74	520,00	534,06	581,16	597,94	3,92	1.539,42	1.535,82	1.551,96	1.600,63	1.712,06	1.657,83	1,49	3,12	3,00	2,98	3,00	2,95	2,77
250 a 499	563,66	594,29	623,06	635,74	698,39	716,36	4,91	1.809,62	1.925,91	1.945,91	1.941,01	2.209,67	2.052,46	2,55	3,21	3,24	3,12	3,05	3,16	2,87
500 ou +	593,81	657,63	669,68	703,52	856,58	787,72	5,81	2.102,44	2.140,28	2.190,00	2.312,22	2.759,61	2.389,09	2,59	3,54	3,25	3,27	3,29	3,22	3,03

Fonte: IBGE/ Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Indústria, PIA, 1997-2002.

Elaboração: IPEA/DISET a partir da transformação dos dados obtidos na fonte e com incorporação de dados da Secex/MDIC e Rais/MTE.

Tabela 3. Evolução da estrutura salarial (em reais) nas firmas exportadoras no período 1997 a 2002, segundo o tamanho da firma

Tamanho da firma	Trabalhadores não qualificados (w_{NH})					Salário dos trabalhadores qualificados (w_H)					Salário dos trabalhadores qualificados/não qualificados (w_H/w_{NH})									
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	tx cresc.	1997	1998	1999	2000	2001	2002	tx cresc.	1997	1998	1999	2000	2001	2002
30 a 49	560,48	596,71	615,35	625,51	673,28	723,52	5,24	1.570,25	1.592,99	1.693,57	1.675,68	1.941,82	1.903,64	3,93	2,80	2,67	2,75	2,68	2,88	2,63
50 a 99	618,13	660,08	648,24	660,02	726,35	762,60	4,29	1.790,11	1.844,02	1.814,64	1.832,96	2.117,55	2.014,88	2,39	2,90	2,79	2,80	2,78	2,92	2,64
100 a 249	657,70	701,04	700,01	737,40	804,30	845,16	5,14	2.023,54	2.105,30	2.083,32	2.125,43	2.453,33	2.270,69	2,33	3,08	3,00	2,98	2,88	3,05	2,69
250 a 499	728,30	767,74	762,81	817,63	890,49	892,94	4,16	2.273,88	2.382,60	2.360,84	2.523,97	2.829,12	2.472,87	1,69	3,12	3,10	3,09	3,09	3,18	2,77
500 ou +	809,79	865,09	863,99	905,75	1.002,99	992,81	4,16	2.551,97	2.704,69	2.732,31	2.842,50	3.333,31	2.854,49	2,27	3,15	3,13	3,16	3,14	3,32	2,88

Fonte: IBGE/ Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Indústria, PIA, 1997-2002.

Elaboração: IPEA/DISET a partir da transformação dos dados obtidos na fonte e com incorporação de dados da Secex/MDIC e Rais/MTE.

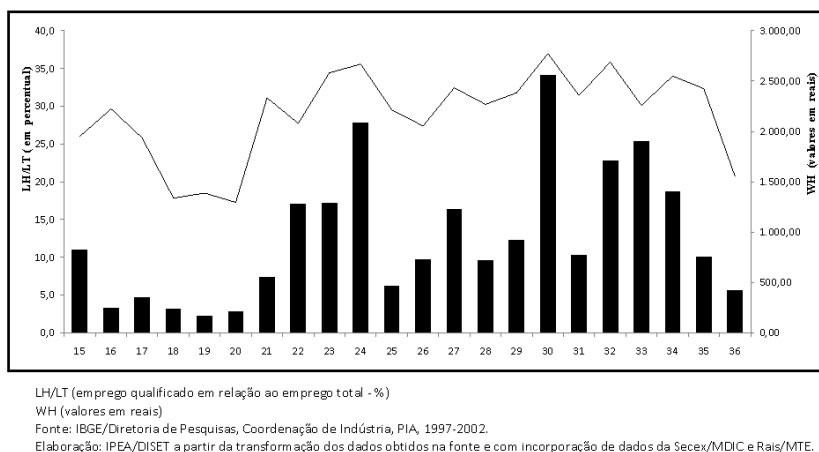


Fig. 1. Participação do trabalho qualificado no emprego total e salário dos trabalhadores qualificados por segmentos da indústria de transformação brasileira.

As Tabelas 2 e 3 trazem a evolução salarial entre qualificados e não qualificados de acordo com o tamanho da firma para firmas não exportadoras e exportadoras, respectivamente. Nota-se que, conforme esperado, independentemente do tamanho da firma e do nível de qualificação do trabalhador, firmas exportadoras remuneram melhor seus trabalhadores do que as que não exportam. O incremento salarial médio para os trabalhadores das firmas exportadoras supera os 35% nas firmas com até 249 funcionários, ficando em torno de 25% para firmas com 250 trabalhadores ou mais. Resultados similares foram encontrados por Arbache e De Negri (2002) e Arbache (2003).

Ao longo de todo o período 1997 a 2002 a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados tendeu a se reduzir, independentemente do tamanho da firma, sendo levemente maior para firmas não exportadoras a partir de 50 funcionários. No entanto, a comparação dos salários dos trabalhadores qualificados, bem como dos não qualificados, das firmas exportadoras versus das não exportadoras revela que as maiores discrepâncias encontram-se nas firmas com até 99 funcionários. (Ver Tabela 4).

Tabela 4

Evolução dos salários dos trabalhadores qualificados e não qualificados das firmas exportadoras *versus* não exportadoras no período 1997 a 2002, segundo o tamanho da firma

Tamanho da firma	Trabalhadores não qualificados (w_{NH})					Trabalhadores qualificados(w_H)						
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	1997	1998	1999	2000	2001	2002
30 a 49	42,6	46,2	47,6	44,2	42,7	44,7	50,0	48,8	52,9	50,9	62,4	53,6
50 a 99	45,3	47,7	45,8	41,0	45,6	44,7	40,1	42,9	44,3	39,7	51,5	44,3
100 a 249	33,3	36,7	34,6	38,1	38,4	41,3	31,4	37,1	34,2	32,8	43,3	37,0
250 a 499	29,2	29,2	22,4	28,6	27,5	24,6	25,7	23,7	21,3	30,0	28,0	20,5
500 ou +	36,4	31,5	29,0	28,7	17,1	26,0	21,4	26,4	24,8	22,9	20,8	19,5

Fonte: IBGE/Diretoria de Pesquisas, Coordenação de Indústria, PIA, 1997-2002.

Elaboração: IPEA/DISET a partir da transformação dos dados obtidos na fonte e com incorporação de dados da Secex/MDIC e Rais/MTE.

Na tentativa de investigar os efeitos do comércio intra-indústria sobre a desigualdade de rendimentos foram estimados painéis desbalanceados com cerca de 45 mil observações para um total aproximado de 13 mil empresas, ao nível de desagregação do indicador de *CII* de 2 e 8 dígitos da NCM. O banco de dados da Secex permite obter, ao nível da firmas, os produtos exportados de acordo com a NCM até oito dígitos. Essa possibilidade foi utilizada para calcular dois indicadores: um de *CII* desagregado a 8 dígitos e outro, mais agregado, a 2 dígitos da NCM. A variável dependente em todos os modelos é o salário relativo do trabalhador qualificado em relação ao do não qualificado na firma i para o total dos 22 gêneros da indústria de transformação investigados. Foram estimados painéis *pooled OLS* (mínimos quadrados ordinários), efeitos fixos e efeitos aleatórios. Não obstante, as Tabelas 5 e 6 reportam somente os resultados obtidos nos modelos de efeitos aleatórios. Isto porque os testes de Breusch-Pagan (suporte ao modelo de efeitos aleatórios em detrimento ao de *pooled OLS*) e de Hausman (suporte ao modelo de efeitos aleatórios em detrimentos do de efeitos fixos) apontaram para o uso do painel via efeitos aleatórios.

Tabela 5

Resultados das estimações para o Brasil – Dados de painel com efeitos aleatórios, 1997 a 2002 com *CII* a 2 dígitos da NCM

	(1)	(2)	(3)
Constante	2,6665**	2,6702**	2,6573**
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Comércio Intra-Indústria NCM 2 dígitos	0,1997**	0,2055**	0,1980**
	(0,0021)	(0,0015)	(0,0023)
Emprego relativo (qualificados/não qualificados)	-0,0288**	-0,0285**	-0,0284**
	(0,0003)	(0,0003)	(0,0004)
Pessoal ocupado total médio	0,0002**	0,0002**	0,0002**
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Produtividade do trabalho	-0,0000*	-0,0000*	
		(0,0120)	(0,0192)
Aquisição de máquinas e equipamentos industriais			-0,0000**
			(0,0000)
Depósito de patente			0,0434
			(0,2338)
Número de observações	45.011	45.010	45.010
Número de empresas	12.986	12.985	12.985
Teste de Wald $\chi^2(24g.l.)$	796,8	803,46	844,98479
Prob > χ^2	0	0	0
Teste de Hausman	29,76	30,18	31,7
<i>p</i> -value	0,1564	0,1444	0,1346
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test	8.872,21	8.834,97	8.673,88
<i>p</i> -value	0	0	0

Fonte: Estimativas dos autores.

p-values entre parênteses. * significativa ao nível de 5% e ** significativa ao nível de 1%.

A análise dos resultados obtidos confirma a maioria das hipóteses do modelo apresentado. Dessa forma, encontrou-se uma relação inversa e significativa entre emprego relativo e salário relativo no período em análise, o que é coerente com o modelo teórico de Dinopoulos et alii (2001). Assim, parece que as firmas tenderam a oferecer um salário relativo menor à medida que o emprego relativo crescia. Isto pode ter ocorrido em função da ampliação da oferta de trabalho qualificado ao longo de toda a década de 1990. Resultados similares foram encontrados por Campos et alii (2007), a partir de uma análise com dados agregados da PIA.

Também é possível vislumbrar, através das Tabelas 5 e 6, a direção dos efeitos

do comércio intra-industrial sobre as desigualdades salariais. Para o subperíodo em análise, os resultados parecem indicar uma relação direta entre comércio intra-indústria e salário relativo do trabalhador qualificado na indústria de transformação brasileira, independente se a 2 ou 8 dígitos da NCM. O sinal do coeficiente foi positivo e significativo ao nível de 1% de significância. Este é um dos resultados mais importantes desta pesquisa, pois sinaliza a existência de correlação positiva entre comércio intra-indústria e salários relativos apontada no modelo teórico de suporte.

Tabela 6

Resultado das estimações para o Brasil – Dados de painel com efeitos aleatórios, 1997 a 2002 com *CII* a 8 dígitos da NCM

	(1)	(2)	(3)
Constante	2,6693**	2,6729**	2,6592**
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Comércio Intra-Indústria NCM 8 dígitos	0,2898*	0,2993*	0,2928*
	(0,0330)	(0,0277)	(0,0312)
Emprego relativo (qualificados/ não qualificados)	-0,0287**	-0,0284**	-0,0284**
	(0,0003)	(0,0004)	(0,0004)
Pessoal ocupado total médio	0,0002**	0,0002**	0,0002**
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Produtividade do trabalho		-0,0000*	-0,0000*
		(0,0139)	(0,0218)
Aquisição de máquinas e equipamentos industriais			-0,0000**
			(0,0000)
Depósito de patente			0,0469
			(0,1973)
Número de observações	45.011	45.010	45.010
Número de empresas	12.986	12.985	12.985
Teste de Wald $\chi^2(24g.l.)$	791,3	797,7	839,8
Prob > χ^2			
Teste de Hausman	29,36	29,74	31,95
<i>p</i> -value	0,1688	0,157	0,1282
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test	8.873,6	8.837,02	8.673,49
<i>p</i> -value	0	0	0

Fonte: Estimativas dos autores.

p-values entre parênteses. * significativo ao nível de 5% e ** significativo ao nível de 1%.

Também o sinal do coeficiente que reflete os efeitos da variável produtividade sobre as desigualdades de salários, foi positivo e significativo aos níveis de significância de 1% e 5%, o que reforça o argumento de que trabalhadores qualificados são mais produtivos e, assim, melhor remunerados.

Ademais, os resultados econométricos apontam evidências que firmas de maior porte detêm uma maior desigualdade salarial. Por fim, a aquisição de máquinas e equipamentos industriais mostrou-se significativa, mas seu coeficiente é aproximadamente zero. O depósito de patentes apresentou sinal positivo, contudo não se mostrou estatisticamente significativo ou relevante para explicar, uma vez controlada pelas outras características do modelo, a desigualdade de salários entre trabalhadores (qualificados e não qualificados) nas firmas da indústria da transformação brasileira.

6. Considerações Finais

O trabalho visou investigar os efeitos do comércio intra-indústria sobre a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados para firmas da indústria da transformação brasileira. O período em análise compreendeu entre 1997 e 2002. Os efeitos do comércio intra-indústria sobre a desigualdade de rendimentos foram analisados em 22 segmentos da indústria de transformação, adotando o modelo de comércio proposto por Dinopoulos et alii (2001), com dados desagregados ao nível de firmas.

Ao longo de todo o período 1997 a 2002 a desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados tendeu a se reduzir. No entanto, a comparação dos salários dos trabalhadores qualificados, bem como dos não qualificados, das firmas exportadoras versus das não exportadoras revela que as maiores discrepâncias encontram-se nas firmas com até 99 funcionários.

Os resultados econométricos sugerem que, independentemente do tamanho da firma, há uma relação inversa e significativa entre emprego relativo e salário relativo no período em análise, e também sinalizam uma correlação positiva entre comércio intra-indústria e desigualdades salariais. Ambos os resultados são coerentes com o modelo teórico adotado. Portanto, a utilização de modelos que incorporam comércio intra-indústria mostrou-se importante para um melhor entendimento dos efeitos do comércio internacional sobre os rendimentos relativos.

Referências bibliográficas

- Arbache, J. S. (2001). Trade liberalisation and labour market in developing countries: Theory and evidence. University of Kent, Department of Economics Discussion Paper 01/12, jun.
- Arbache, J. S. (2003). Comércio internacional, competitividade e mercado de trabalho: Algumas evidências para o Brasil. In Corseuil, C. H. & Kume, H., editors, *A Abertura Comercial Brasileira nos Anos 1990: Impactos sobre Emprego e Salário*, pages 115–167. IPEA, Rio de Janeiro.
- Arbache, J. S. & Corseuil, C. H. (2004). Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. *Revista Brasileira de Economia*, 58(4):485–505.
- Arbache, J. S. & De Negri, J. A. (2002). Diferenciais de salários inter-industriais no Brasil: Evidências e implicações. In *Anais Encontro Nacional de Economia*, Nova Friburgo. ANPEC.
- Bahia, L. D. & Arbache, J. (2005). Diferenciação salarial segundo critérios de desempenho das empresas industriais brasileiras. In Salerno, M. S. & De Negri, J. A., editors, *Inovação, Padrões Tecnológicos e Desempenho das Firms Industriais Brasileiras*, pages 47–74. IPEA, Brasília.
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.
- Barros, R. P., Corseuil, C. H., Cury, S., & Leite, P. G. (2001). Abertura econômica e distribuição de renda no Brasil. In *Anais Workshop Liberalização Comercial*, Brasília. IPEA/UnB/MTE.
- Berman, E., Bound, J., & Machin, S. (1998). Implications of skill-biased technological change: International evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4):1245–1279.
- Bernard, A. A. & Jensen, B. (1997). Exporters, skill upgrading and the wage gap. *Journal of International Economics*, 42:3–31.
- Campos, M. d. F. S. S. & Campos, L. H. R. (2001). Crescimento do produto, da produtividade e dos salários reais e seus reflexos sobre a taxa de desemprego no Brasil no período 1991-2000: Uma análise exploratória. In Araújo, T. P. & Lima, R. A., editors, *Mercado de Trabalho e Políticas de Emprego*, pages 65–91. PIMES, Recife.
- Campos, M. d. F. S. S., Hidalgo, A. B., & Da Mata, D. (2007). Abertura, comércio intra-indústria e desigualdade de rendimentos: Uma análise para a indústria de transformação brasileira. *Nova Economia*, 17(2):275–306.
- De Negri, J. A. (2003). A influência das economias de escala e dos rendimentos crescentes de escala no desempenho exportador das firmas industriais no Brasil. In *Anais do Encontro Nacional de Economia XXXI*, Porto Seguro. ANPEC.
- De Negri, J. A., Freitas, F., Costa, G., Silva, A., & Alves, P. (2005). Tipologia das firmas integrantes da indústria brasileira. In De Negri, J. A. & Salerno, M. S., editors, *Inovações, Padrões Tecnológicos e Desempenho das Firms Industriais Brasileiras*. IPEA, Brasília.
- Dinopoulos, E., Syropoulos, C., & Xu, B. (2001). Intra-industry trade and wage-income inequality. Center for International Business Education and Research, Florida, Working Papers Series 02-06, April.
- Dixit, A. F. & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67:297–308.

- Dixit, A. K. & Norman, V. (1980). *Theory of International Trade: A Dual, General Equilibrium Approach*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Ferreira, A. H. B. & Machado, A. F. (2001). Trade, wage and employment. In *Anais do Workshop Liberalização Comercial*, Brasília. IPEA.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey.
- Hansson, P. (1996). Trade, technology and changes in employment of skilled labour in Swedish manufacturing. In *Conference on Technology and International Trade at Leangkollen*, Oslo.
- Helpman, E. & Krugman, P. R. (1985). *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*. MIT Press, Cambridge.
- Hicks, J. R. (1932). *The Theory of Wages*. Macmillan, London.
- Hidalgo, A. B. (2002). O processo de abertura comercial brasileira e o crescimento da produtividade. *Economia Aplicada*, 6(1):79–95.
- Johnson, G. E. (1997). Changes in earnings inequality: The role of demand shifts. *Journal of Economic Perspectives*, 11(2):41–54.
- Krugman, P. R. (1979). Increasing returns, monopolistic competition and international trade. *Journal of International Economics*, 9:469–480.
- Lovely, M. E. & Richardson, J. D. (2000). Trade flows and wage premiums. Does who or what matter? In Feentra, R. C., editor, *The Impact of International Trade on Wages*, pages 309–343. The University of Chicago Press, Chicago.
- Machado, A. F. & Moreira, M. M. (2001). Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil. *Economia Aplicada*, 5(3):491–517.
- Menezes-Filho, N. A. & Arbache, J. S. (2002). Trade liberalization, product markets and labor markets in Brazil. In *Anais do Seminário de Economia Aplicada*, Brasília. IPEA/UnB/MTE.
- Menezes-Filho, N. A. & Rodrigues Júnior, M. (2001). Abertura, tecnologia e qualificação: Evidências para a manufatura brasileira. In *Anais do Workshop Liberalização Comercial*, Brasília. IPEA/UnB/MTE.
- Neri, M., Camargo, J. M., & Reis, M. C. (2001). Mercado de trabalho nos anos 90: Fatos estilizados e interpretações. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão 743.
- Oaxaca, R. & Ramson, M. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61:5–22.
- Pavcnik, N. (2000). What explains skill upgrading in less developed countries? Cambridge, NBER Working Paper Series, Working Paper 7846.
- Pedroso, A. C. S. & Ferreira, P. C. (2000). *Abertura Comercial e Disparidade de Renda entre Países: Uma Análise Empírica*. IPEA, Rio de Janeiro.
- Rossi Júnior, J. L. & Ferreira, P. C. (1999). Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 29(1):1–36.
- Sacconato, A. L. & Menezes-Filho, N. A. (2005). O que explica a diferença de rendimentos entre trabalhadores americanos e brasileiros? Uma análise com microdados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 35(3):333–354.
- Santos, F., Baessa, A., Costa, G., & Freitas, F. (2006). Impacto das marcas na produção: Uma análise a partir dos dados da INPI. Texto para Discussão IPEA 1208, Brasília.
- Vasconcelos, C. R. F. (2003). O comércio Brasil-Mercosul na década de 90: Uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. *Revista Brasileira de Economia*,

57(1):283–313.

- Willis, R. J. (1986). Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions. In Ashenfelter, O. & Layard, R., editors, *Handbook of Labor Economics*, pages 525–601. Elsevier.
- Wood, A. (1994). *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World*. Clarendon Press, Oxford.
- Wood, A. (1995). How trade hurt unskilled workers. *Journal of Economic Perspectives*, 9(3):57–80.