

COMÉRCIO INTRA-INDÚSTRIAL E DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA APÓS ABERTURA COMERCIAL

Maria de Fátima Sales de Souza Campos
Universidade Estadual de Londrina

Alvaro Barrantes Hidalgo
Universidade Federal de Pernambuco

1 Introdução

No período recente tem crescido o interesse dos analistas pelas implicações da liberalização comercial sobre o emprego, preço dos fatores e distribuição de renda. Parte desse interesse deve-se à ampliação das desigualdades de rendimento entre os trabalhadores qualificados e não qualificados, não apenas em países desenvolvidos, mas também, em 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, entre outros fatores.¹

Em países em desenvolvimento, as pesquisas revelaram que, durante a década de 80, países como Chile, México, Costa Rica e Uruguai experimentaram uma ampliação das desigualdades em favor dos trabalhadores qualificados, acompanhada por um crescimento na demanda por este fator (Hanson e Harrison, 1995; Robbins, 1996 e Beyer, Rojas e Vergara; 1999, *inter alia*).

No caso brasileiro, a relação entre abertura comercial, comércio e desigualdades salariais ainda é pouco explorada. Arbache (2001); Menezes-Filho e Rodrigues Júnior (2001) e Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002), entre outros, observaram que na década de 90 houve uma ampliação das desigualdades de rendimentos em favor dos trabalhadores qualificados, resultado contrário ao preconizado pelo modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS). Apontam que um dos motivos foi o crescimento da demanda por trabalho qualificado. Contudo, o assunto permanece controverso, pois os trabalhos de Machado (1997), Ferreira e Machado (2001) e Sacconato e Menezes-Filho (2001) encontraram evidências que dão suporte às predições de HOS.

Os estudos para a economia brasileira não são conclusivos, mas reforçam a necessidade de buscar métodos alternativos de análise que incorporem a questão dos rendimentos crescentes em escala e o possível viés na demanda por trabalho qualificado. Também mostraram que há uma certa complementaridade entre tecnologia e trabalho qualificado. Neste sentido, é particularmente importante verificar em que medida a abertura comercial e a ampliação do processo de transferência de tecnologia vêm afetando a estrutura de emprego e salários na indústria de transformação brasileira.

Cabe ressaltar que a maioria das pesquisas que procurou relacionar abertura comercial e desigualdades de rendimentos no Brasil não utilizou variáveis ligadas ao comércio, restringindo-se a análises com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios (PNAD), o que pode ter contribuído para que os efeitos da abertura sobre emprego e salários fossem subestimados.

Uma relação pouco explorada na literatura internacional, e ainda inédita no Brasil, diz respeito aos efeitos do comércio intra-indústria sobre as desigualdades salariais. De acordo com Johnson (1997), no período 1980-1994, fatores baseados na demanda, tais como uma crescente abertura ao comércio internacional, são os principais responsáveis pelo aumento nas desigualdades de renda-salário, existindo uma forte correlação entre índice de Grubel-Lloyd (1975) de comércio intra-indústria e salários relativos de trabalhadores administrativos (qualificados).

Lovely e Richardson (2000) ao investigar a relação entre comércio internacional, salários e prêmio pela qualificação de trabalhadores americanos entre 1981 e 1992 constataram que

¹ Veja-se, por exemplo, Berman, Bound e Machin, 1998; Hanson e Harrison, 1995; Robbins, 1996 e Beyer, Rojas e Vergara; 1999; Pavcnik, 2000; Wood, 1994 e 1995.

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.

Para Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001), as evidências empíricas encontradas, apesar de preliminares, dão suporte à hipótese de correlação positiva entre comércio intra-indústria e aumento nas desigualdades de renda e salário.

No caso brasileiro, o trabalho de Hidalgo (1993a) comprova a existência de correlação positiva entre comércio intra-indústria e salários reais, servindo como ponto de partida para o estudo em questão.

Com base no exposto, este trabalho buscará estabelecer relações entre abertura, crescimento do comércio intra-industrial e mudanças na estrutura de emprego e salários no Brasil. Procura-se resposta para a seguinte questão: em que medida a abertura comercial e o comércio intra-indústria afetaram a desigualdade de rendimentos na indústria de transformação brasileira?

Parte-se do pressuposto que, no caso da economia brasileira, essas transformações podem estar relacionadas ao crescimento do comércio intra-industrial, uma vez que houve um crescimento significativo desse tipo de comércio nas últimas décadas, notadamente no caso de produtos manufaturados (Hidalgo, 1993a; Lerda, 1988; Oliveira, 1986; Vasconcelos, 2001 e 2003).

Uma hipótese a ser testada é sobre a relação entre abertura, comércio intra-indústria e salários relativos. Pressupõe-se que em um ambiente de concorrência imperfeita e rendimentos crescentes à escala, a abertura comercial e a integração econômica promovam a intensificação do comércio intra-indústria que, na presença de viés para o trabalho qualificado, estimulará a demanda por mão-de-obra qualificada, em detrimento do trabalho não qualificado, aumentando o salário relativo do trabalhador qualificado, tal como preconizado por Lovely e Richardson (2000) e pelo modelo de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001).

Tendo em vista que o nível de qualificação do trabalhador não é diretamente mensurável, a literatura especializada costuma utilizar duas *proxies* para qualificação: i) o nível de escolaridade formal do trabalhador, sendo considerado qualificado aquele indivíduo que possui quinze ou mais anos de estudo e não qualificado os indivíduos que possuem menos de quinze anos de estudo e; ii) a posição do trabalhador na firma, onde são considerados qualificados os trabalhadores que exercem funções na área administrativa e como não qualificados os trabalhadores diretamente ligados à produção. Neste estudo, a variável utilizada para qualificação é a posição do trabalhador na firma, uma vez que é esta a informação disponível na Pesquisa Industrial Anual (PIA).

O artigo encontra-se dividido em quatro seções, além desta introdução. Na seção seguinte, faz-se uma análise dos impactos da abertura comercial e da mudança tecnológica sobre o mercado de trabalho industrial brasileiro, com ênfase na indústria de transformação. Na seção três apresentam-se os procedimentos empíricos e a definição das variáveis utilizadas. Os resultados obtidos são apresentados e analisados na seção 4. Por último, reúnem-se as considerações finais.

2 Mudanças na Estrutura do Comércio Exterior da Indústria de Transformação Brasileira após a Abertura Comercial

No período compreendido entre 1990 e 2002 a economia brasileira experimentou um crescimento dos fluxos de comércio. As exportações brasileiras totais em valor aumentaram 92% no período, passando de US\$ 31,4 bilhões em 1990 para US\$ 60,4 bilhões em 2002, ou seja, expandiram-se a uma taxa média de 5,15% a.a., de acordo com as informações do Banco Central do Brasil (BACEN).

A participação das exportações brasileiras no PIB brasileiro, em valor, passou de 6,7% em 1990 para 11,4% em 2001. As exportações nacionais mostraram-se dinâmicas: cresceram cerca de US\$ 26,8 bilhões entre 1990 e 2001, um crescimento expressivo de 5,28% a.a., em média, ou 85,35% em 11 anos. Este comportamento foi superior ao verificado para o total das exportações mundiais, que cresceram de 76,80% no mesmo período. Apesar disso, a participação média do valor das exportações brasileiras (FOB) em relação ao valor total das exportações mundiais manteve-se praticamente estabilizada em torno de 0,94% entre 1990 e 2001, de acordo com as informações divulgadas pelo Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e Comércio Exterior (2004).

Ressalta-se que as exportações brasileiras foram duramente penalizadas pela manutenção de uma taxa de câmbio nominal quase fixa, utilizada como âncora cambial no Plano Real. A estratégia era utilizar a taxa de câmbio como instrumento de estabilização dos preços internos, mesmo com os riscos inerentes ao regime de taxa de câmbio fixa, com a imobilização da política monetária.

Na Tabela 1 encontra-se a evolução da participação do valor das exportações por gênero da indústria de transformação brasileira entre 1990 e 2001. É possível observar que, ao longo do período de análise, a participação do valor das exportações de produtos de alta tecnologia² em relação ao total exportado pela indústria de transformação cresceu 10,88 pontos percentuais, passando de 32,8% em 1990 para 43,68% em 2001 (ver Tabela 2).

Em nível de setor tem-se que a indústria siderúrgica teve sua participação reduzida de 15,14% em 1990 para 7,79% em 2001, uma redução expressiva de 7,35 pontos de percentagem. No entanto, como ressalta o BNDES (1998a), as exportações mundiais de produtos siderúrgicos também sofreram uma retração no período.

No início dos anos 90, com o programa de privatização e a abertura comercial, a siderurgia brasileira iniciou um processo de reestruturação, com o objetivo de melhorar a competitividade. Apesar disso, o valor exportado pelo setor manteve-se praticamente inalterado e a participação da siderurgia no valor total das exportações da indústria de transformação se reduziu.

A partir de 1997, o setor siderúrgico passou a investir em modernização e ampliação da capacidade produtiva, bem como na implantação de programas de melhoria da qualidade e redução de custos. No entanto, a recuperação do investimento e a elevação da produtividade no período 1998/2001 ainda não se refletiram nas suas exportações e a siderurgia nacional passa a ocupar o quarto lugar no *ranking* de exportadores, cedendo espaço para o setor de transporte e o setor de máquinas e equipamentos, conforme os dados da Tabela 1.

Contudo, conforme ressalta o BNDES (1998a), deve-se considerar que as restrições comerciais impostas às exportações de produtos siderúrgicos brasileiros destinados a países do Mercosul, bem como as quotas de importação estabelecidas pelos Estados Unidos, também contribuíram para limitar as exportações do setor.

A participação das exportações da indústria de veículos automotores, peças e outros equipamentos de transporte (inclusive aeronaves e embarcações) no total exportado pelos setores elencados passou de 9,02% em 1990 para 16,88% em 2001, um crescimento espetacular de 7,86 pontos de percentagem. Em números absolutos, este crescimento correspondeu a US\$ 5,76 bilhões.

A participação das exportações da indústria de celulose, papel e gráfica nas exportações totais atingiu 7,82% em 1995, mas retornou ao nível de 1990 em 2001. Conforme destaca o BNDES (1999), as empresas brasileiras produtoras de papéis priorizam o atendimento do mercado interno, o que ocasiona flutuações no volume exportado e, conseqüentemente, no valor das exportações do setor.

As exportações da indústria de couro e calçados ampliaram-se em cerca de US\$ 1,13 bilhão entre 1990 e 2001. Contudo, o desempenho das exportações do setor de calçados foi afetado pela competição acirrada com os produtos chineses, que já era, em 1997, o maior exportador individual em volume para o mercado americano, principal mercado consumidor para a indústria brasileira de calçados BNDES (1998b). As exportações brasileiras de calçados estão fortemente concentradas no mercado americano, o que torna a indústria nacional vulnerável às flutuações da economia americana. Desta forma, é fundamental que o setor procure diversificar a produção e os importadores, com a finalidade de reduzir a dependência.

² Foi utilizada a mesma classificação de Hidalgo (1996), a qual consiste em considerar como produtos de alta tecnologia aqueles fabricados pelos seguintes gêneros da indústria de transformação: produtos químicos (24), materiais plásticos (252), máquinas e equipamentos (29, 30), materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de comunicações (31 e 32), instrumentos profissionais e científicos (33) e veículos e equipamentos de transporte (34 e 35). Os números entre parênteses referem-se à Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

Tabela 1 – Participação (em %) do valor das exportações (FOB) para os gêneros da Indústria de Transformação brasileira – 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	18,83	15,14	15,55	15,32	16,07	17,29	19,24	16,80	15,90	16,24	12,23	14,70
Fumo	2,52	3,29	3,37	2,85	3,01	3,09	4,02	4,06	3,96	2,59	1,93	2,10
Produtos Têxteis	3,32	3,50	3,06	2,26	2,32	2,40	2,18	2,00	1,78	1,65	1,57	1,71
Vestuário e Acessórios	1,72	1,96	1,96	2,12	1,77	1,25	1,40	1,09	1,04	1,07	1,22	1,19
Couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	6,09	6,39	6,56	7,54	6,22	5,99	5,94	5,87	5,40	5,42	5,60	5,86
Produtos de Madeira	1,72	1,78	1,95	2,66	3,11	3,00	2,95	2,98	2,87	3,76	3,38	3,31
Celulose, papel e produtos de papel	4,90	4,99	4,98	4,80	5,23	7,12	5,13	4,86	5,03	5,79	5,82	4,86
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,08	0,08	0,10	0,14	0,09	0,07	0,06	0,07	0,09	0,09	0,06	0,06
Combustíveis	2,79	1,76	2,00	2,29	2,57	1,36	1,37	0,91	0,99	1,27	2,16	4,85
Produtos químicos	6,21	6,19	5,83	5,94	5,99	6,69	7,24	7,32	7,46	7,48	7,15	6,22
Materiais Plásticos	2,01	2,13	2,06	2,23	2,30	2,13	1,95	2,03	1,87	1,86	2,19	1,87
Borracha	1,24	1,45	1,62	1,69	1,76	1,83	1,92	1,89	1,89	1,97	1,77	1,60
Produtos de minerais não-metálicos	1,06	1,15	1,36	1,71	1,67	1,66	1,67	1,74	1,79	1,94	1,81	1,70
Siderurgia	15,14	17,34	15,00	14,37	13,10	12,01	12,40	10,47	10,32	9,33	9,18	7,79
Alumínio	4,33	4,60	3,98	3,53	3,62	3,54	4,01	3,37	2,89	3,42	3,41	2,59
Outros minerais não ferrosos	1,71	1,68	1,75	1,35	1,03	0,93	1,06	0,85	0,56	0,90	0,90	0,69
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,62	0,71	0,74	0,81	0,78	0,71	0,72	0,80	0,75	0,68	0,63	0,69
Máquinas e equipamentos	9,93	9,96	9,59	10,16	10,64	10,58	9,88	10,50	10,50	9,90	9,06	8,85
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	0,62	0,91	0,84	0,68	0,53	0,61	0,85	0,71	0,67	0,97	0,90	0,68
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,34	2,61	2,66	2,86	2,85	3,07	2,75	2,83	2,79	2,87	3,08	3,10
Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de telecomunicações	1,80	1,47	1,31	1,32	1,24	1,10	1,25	1,53	1,56	2,02	3,69	4,02
Instrumentos profissionais e científicos, cronômetros e relógios	0,61	0,81	0,70	0,78	0,79	0,58	0,62	0,68	0,91	1,19	1,05	1,04
Veículos automotores, reboque e carrocerias	6,51	6,53	9,67	9,01	8,86	8,06	7,26	11,28	12,64	9,59	10,15	9,82
Aeronaves e outros equipamentos de transporte	2,78	2,38	2,13	1,85	2,24	1,74	1,58	2,44	3,76	5,23	8,28	8,08
Aeronaves	2,24	1,51	1,23	0,95	0,90	1,21	0,73	1,93	3,35	5,12	8,18	7,89
Outros	0,54	0,87	0,91	0,90	1,34	0,53	0,85	0,52	0,42	0,10	0,10	0,19
Indústria Mobiliária	0,19	0,28	0,48	0,84	0,86	0,93	0,89	0,95	0,92	1,10	1,18	1,13
Indústrias Diversas	1,26	1,19	1,19	0,97	1,41	2,20	1,68	1,85	1,55	1,63	1,54	1,39
Total	100,00											

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração dos autores. Nota: * Exceto álcool etílico.

Com relação aos setores intensivos em recursos naturais (alimentos, fumo e produtos químicos orgânicos), no período 1990-2001, a participação desses setores no valor das exportações totais da indústria de transformação foi reduzida em 5,89 pontos de porcentagem (de 23,63% para 17,74%) (Tabela 2).

A indústria de produtos alimentares e bebidas foi a principal responsável por esta redução: - 4,41% entre 1990 e 2001, apesar de, em números absolutos, as exportações do setor crescerem US\$ 1,96 bilhão. As exportações desses setores são mais vulneráveis às flutuações dos preços e às condições externas e internas, estando, portanto, mais suscetíveis à perda de competitividade.

A Tabela 2 apresenta a evolução do comércio exterior brasileiro de produtos de alta tecnologia no período 1990-2001, entendidos como aqueles que requisitam investimentos elevados em pesquisa e desenvolvimento e recursos de capital, de acordo com Hidalgo (1996). Os produtos de alta tecnologia foram definidos como: produtos químicos, materiais plásticos, máquinas e equipamentos, materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de comunicações, instrumentos profissionais e científicos e veículos e equipamentos de transporte.

Observa-se, através da Tabela 2, que, para o período 1990-2001, as exportações de produtos de alta tecnologia ampliaram-se em cerca de US\$ 11,56 bilhões, um crescimento expressivo de 7,66% a.a., em média. No mesmo período, as importações de produtos de alta tecnologia cresceram a uma taxa de 11,45% a.a., o que permitiu a modernização do parque industrial brasileiro, com reflexos sobre a produtividade e a competitividade da indústria brasileira.

Arbache (2003) ressalta 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. Ademais, segundo o autor, os trabalhadores das firmas exportadoras recebem salários maiores que os seus colegas das firmas não-exportadoras.

Pelo exposto, pode-se inferir que, ao que parece, a indústria de transformação brasileira passou a demandar trabalhadores mais qualificados no período pós-abertura, com reflexos positivos sobre a competitividade e a estrutura das exportações brasileiras, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia.

Tabela 2 – Comércio exterior brasileiro de produtos de alta tecnologia – em US\$ milhões, 1990-2001¹

Ano	Exportações (1)	Importações (2)	Balança Comercial (1) – (2)	Export/Import (1)/(2)	Partic. Exportações alta tecnologia no total exportado pela Ind. Transformação
1990	8.115,92	10.303,59	-2.187,68	0,79	32,80
1991	8.212,17	10.663,69	-2.451,53	0,77	32,98
1992	10.140,80	11.075,44	-934,64	0,92	34,80
1993	11.006,62	13.756,29	-2.749,68	0,80	34,83
1994	12.147,89	19.571,83	-7.423,93	0,62	35,45
1995	13.123,17	30.068,20	-16.945,02	0,44	34,56
1996	12.587,42	31.648,22	-19.060,80	0,40	33,37
1997	16.099,27	38.430,80	-22.331,53	0,42	39,31
1998	16.596,68	38.723,57	-22.126,89	0,43	42,15
1999	15.234,37	33.792,89	-18.558,52	0,45	41,10
2000	19.910,70	36.763,90	-16.853,20	0,54	45,55
2001	19.674,81	37.844,39	-18.169,58	0,52	43,68

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração dos autores.

Nota: 1) Foi utilizada a mesma classificação de Hidalgo (1996), a qual consiste em considerar como produtos de alta tecnologia aqueles fabricados pelos seguintes gêneros da indústria de transformação: produtos químicos (24), materiais plásticos (252), máquinas e equipamentos (29, 30), materiais elétricos, eletrônicos e equipamentos de comunicações (31 e 32), instrumentos profissionais e científicos (33) e veículos e equipamentos de transporte (34 e 35). Os números entre parênteses referem-se aos códigos da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE).

Com relação às importações, no período 1990-2002 houve um aumento substancial do valor importado, com ênfase para matérias-primas e bens de capital, nitidamente após a implantação do Plano Real, em 1994. Ao que parece, este comportamento está ligado à valorização cambial decorrente do plano de estabilização econômica, que barateou os produtos importados relativamente aos nacionais.

Entretanto, ressalta-se que a conclusão do programa de redução tarifária iniciado no governo Collor, juntamente com a antecipação da tarifa externa comum (TEC) do Mercosul no segundo semestre de 1994 também contribuíram para tornar os produtos importados mais atrativos aos consumidores. Ademais, a conjunção de preços internos estabilizados, tarifa nominal reduzida, incentivos fiscais ao investimento, melhora da renda interna e valorização cambial decorrente da entrada de capitais externo parece ter estimulado ainda mais as importações. O ciclo de crescimento das importações foi rompido em meados de 1998, quando a política de manutenção do regime de bandas cambiais dava sinais de fragilidade, em função da deterioração dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, sinalizando ao mercado o perigo iminente de desvalorização cambial.

De fato, no início de 1999 a política de bandas é extinta, ocorrendo uma desvalorização substancial do real frente ao dólar. As importações como um todo reduziram-se, mas o segmento de matérias-primas e bens intermediários manteve-se em alta, fazendo com que o valor das importações retornasse ao patamar anterior à crise.

Em meados do ano 2000 observa-se uma redução do valor importado, em função do desaquecimento da economia, da redução do poder de compra dos consumidores e da formação de expectativas com relação ao novo governo e ao futuro da economia brasileira.

Na Tabela 3 encontram-se as participações dos valores importados para 22 gêneros selecionados em relação às importações totais da indústria de transformação no período 1990-2001. É possível observar que os setores que se destacam como importadores são os intensivos em capital, com destaque para veículos automotores (7,53%, em média); produtos químicos diversos (5,57%, em média) e material eletrônico e equipamento de comunicações e telecomunicações (4,71% em média).

O setor de automóveis, caminhões e ônibus, que em 1990 possuía uma tarifa nominal média de 78,7%, teve uma redução nessa tarifa de 58,8 pontos percentuais entre 1990 e 1994³. Com este estímulo, suas importações cresceram US\$ 2,74 bilhões (+750,25%!). Assim, o déficit comercial desse setor seguiu uma trajetória crescente, interrompida somente em 1999 com a crise cambial da economia brasileira, muito embora o governo brasileiro tenha elevado a tarifa deste setor para 41% em 1995 e 52,4% em 1996, em resposta à vulnerabilidade externa evidenciada após a crise da economia mexicana em dezembro de 1994.

Merece destaque, o setor de produtos químicos, exceto orgânicos, cuja participação no total importado ampliou-se de US\$ 1,55 bilhão em 1990 para US\$ 5,47 bilhões em 2001 (+353,13%). A tarifa nominal média deste setor passou de 24,8% em 1990 para 8,5% em 1994, o que, de certa forma, contribuiu para estimular a demanda por produtos deste setor.

Os saldos negativos da balança comercial da indústria de transformação a partir de 1995 devem-se, em grande parte, aos constantes déficits comerciais de três gêneros em especial: combustíveis (petróleo em bruto), máquinas e equipamentos, e materiais elétricos. Para o subperíodo 1995-2001 esses segmentos foram responsáveis por um déficit acumulado de US\$ 80,81 bilhões, agravado pela desvalorização do Real em dezembro de 1998 e pela instabilidade econômica internacional no final do período.

O que se pode inferir dessa análise é que no período compreendido entre 1990 e 2001, parece ter ocorrido uma mudança na estrutura das exportações brasileiras em direção aos produtos de maior valor adicionado e intensidade tecnológica, refletindo-se no tipo de comércio.

³ Os dados sobre tarifa nominal média são de Kume, Piani e Souza (2003).

Tabela 3 – Participação (em %) do valor das importações (FOB) para os gêneros da Indústria de Transformação brasileira - 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos Alimentares e Bebidas*	2,98	3,86	4,28	4,37	4,05	4,41	3,31	2,48	2,32	2,00	1,61	1,55
Fumo	0,01	0,13	0,20	0,13	0,11	0,13	0,13	0,16	0,15	0,03	0,03	0,05
Produtos Têxteis	2,20	2,62	2,59	4,78	4,01	4,18	4,02	3,46	2,94	2,72	2,73	1,99
Vestuário e Acessórios	0,29	0,37	0,21	0,20	0,34	0,76	0,71	0,75	0,66	0,41	0,32	0,34
Couro e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	1,21	1,25	0,99	1,08	0,99	0,99	0,88	0,79	0,62	0,52	0,53	0,56
Produtos de Madeira	0,24	0,16	0,17	0,17	0,14	0,15	0,20	0,22	0,22	0,14	0,15	0,12
Celulose, papel e produtos de papel	1,61	1,84	1,41	1,44	1,49	2,36	2,06	1,84	2,00	1,80	1,84	1,46
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,47	0,50	0,36	0,34	0,34	0,59	0,74	0,73	0,67	0,48	0,42	0,37
Combustíveis	29,51	26,58	25,67	21,99	16,86	13,04	14,79	12,46	9,56	11,78	15,75	14,65
Produtos químicos	15,01	15,95	15,92	15,57	15,63	13,57	14,57	14,21	15,65	17,81	16,34	16,66
Materiais plásticos	2,03	2,39	2,40	2,76	2,63	3,45	3,46	3,22	3,45	3,53	3,75	3,60
Borracha	1,51	1,49	1,44	1,51	1,74	1,74	1,68	1,61	1,67	1,55	1,67	1,62
Produtos de minerais não-metálicos	0,79	0,77	0,77	0,75	0,78	0,87	0,89	0,90	0,86	0,76	0,73	0,74
Siderurgia	1,97	1,79	1,84	1,55	1,42	1,51	1,62	2,19	2,57	1,89	1,92	2,13
Alumínio	0,51	0,46	0,43	0,45	0,58	0,79	0,70	0,84	1,01	0,98	0,71	0,85
Outros produtos metalúrgicos	1,67	1,80	1,71	1,40	1,29	1,57	1,22	1,15	1,04	1,02	1,29	1,10
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,55	0,70	0,60	0,62	0,57	0,72	1,17	0,97	0,85	0,81	0,69	0,74
Máquinas e equipamentos	13,86	13,37	13,03	12,01	14,11	13,54	14,78	16,08	16,82	16,26	13,23	14,55
Máquinas para escritório e equipamentos de informática	3,16	3,04	3,81	3,85	4,12	3,82	3,34	3,25	3,32	3,56	4,03	3,72
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	7,43	6,74	6,64	6,86	7,76	7,69	8,40	9,02	9,19	10,46	11,45	12,36
Material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de telecomunicações	3,00	2,92	2,89	3,77	4,47	5,02	5,66	6,06	5,39	5,69	5,88	5,82
Instrumentos profissionais e científicos, cronômetros e relógios	4,45	4,63	4,56	3,90	3,63	3,84	4,24	3,87	4,14	3,80	3,67	4,18
Veículos automotores, reboque e carrocerias	2,24	3,32	4,64	7,64	10,37	12,01	8,21	9,60	10,61	7,45	7,07	7,19
Aeronaves e outros equipamentos de transporte	1,77	1,89	2,05	1,25	0,76	0,99	0,97	1,82	2,11	2,63	2,30	1,77
Indústria mobiliária	0,05	0,12	0,07	0,10	0,17	0,27	0,33	0,42	0,46	0,38	0,35	0,34
Indústrias diversas	0,63	0,49	0,44	0,63	0,72	0,92	0,82	0,79	0,67	0,68	0,80	0,68
Total	100,00											

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração dos autores.* Exceto álcool etílico.

Como destacam os trabalhos de Hidalgo (1993b e 1996) e Vasconcelos (2001 e 2003), houve uma intensificação do comércio intra-industrial brasileiro na década de 90, concomitantemente ao processo de abertura comercial e reestruturação produtiva da indústria de transformação brasileira. Neste sentido, optou-se por calcular o índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd para os 22 setores elencados na Tabela 4, ao nível de agregação de dois e três dígitos da CNAE.⁴ O valor do índice de comércio intra-indústria agregado (CII) foi calculado a partir da seguinte expressão:

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

sendo que o índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd, em nível de setor, é dado pela seguinte expressão:

$$CII_i = 1 - \frac{|X_i - M_i|}{(X_i + M_i)} \quad (2)$$

onde X_i e M_i representam, respectivamente, o valor das exportações e importações na indústria 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. Por outro lado, quando o valor do índice for próximo de zero, o tipo de comércio prevalecente na indústria será o interindustrial, podendo o comércio ser explicado pela teoria de Heckscher-Ohlin. Os resultados encontram-se na Tabela 4.

O critério de classificação adotado neste artigo é o mesmo utilizado por Hidalgo (1993b) e consistiu em classificar o setor como intra-industrial se o índice de comércio, calculado através da expressão (2), for maior ou igual a 0,5, ou seja: $CII_i \geq 0,50$ e como setor interindustrial aquele setor cujo índice for menor que 0,5, isto é, $CII_i < 0,50$.

Cabe ressaltar que a existência de comércio intra-industrial não exclui o comércio do tipo interindustrial. No mundo real, ambos são observados. No entanto, o comércio interindustrial é baseado na dotação de fatores, com alicerce na teoria de Heckscher-Ohlin, enquanto o comércio intra-industrial é baseado nas economias de escala e na diferenciação de produtos, podendo existir comércio mesmo que os países possuam dotações de fatores idênticas.

Feita essa ressalva, como pode ser observado na Tabela 4, o comércio intra-indústria agregado para o total dos 22 setores da indústria de transformação apresentou uma tendência crescente ao longo do período 1990-98, passando de 48,6% em 1990 para 90,5% em 1998, impulsionado pela abertura comercial e pela integração econômica, entre outros fatores. A partir da desvalorização cambial em janeiro de 1999, o valor do índice recuou, até atingir 78,3% em 2001.

Ao nível de setor tem-se que para oito indústrias prevalece o comércio do tipo interindustrial. São elas: alimentos e bebidas; fumo; couro e calçados; madeira; edição, impressão e reprodução de gravações; farmacêutica; siderúrgica e artigos do mobiliário. Nota-se, portanto, a predominância de indústrias tradicionais entre as elencadas.

Doze dentre as 22 indústrias analisadas apresentam fluxos comerciais que se caracterizam pelo comércio intra-industrial, com predominância de indústrias que apresentam diferenciação de produto e/ou economias de escala. As indústrias que apresentaram CII acima de 50% ao longo do período analisado foram: têxtil; celulose, papel e gráfica; químicos inorgânicos; químicos diversos; borracha; plástico; minerais não-metálicos; metal, exceto máquinas e equipamentos; material eletrônico e equipamentos de comunicações e telecomunicações; veículos automotores e outros equipamentos de transporte (inclusive aeronaves) e indústrias diversas.

⁴ Os códigos CNAE dos segmentos da indústria de transformação analisados encontram-se na Tabela 5.

Tabela 4 – Evolução do índice de comércio intra-indústria para gêneros da indústria de transformação brasileira, 1990/2001

Gêneros	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Produtos alimentares e bebidas*	0,215	0,327	0,307	0,352	0,367	0,475	0,366	0,335	0,330	0,267	0,275	0,220
Fumo	0,006	0,059	0,076	0,066	0,063	0,095	0,083	0,105	0,095	0,027	0,043	0,052
Têxtil	0,671	0,729	0,715	0,773	0,788	0,639	0,588	0,596	0,618	0,656	0,648	0,844
Vestuário e acessórios	0,225	0,253	0,129	0,131	0,292	0,853	0,799	0,965	0,924	0,643	0,482	0,500
Couro e calçados	0,264	0,262	0,181	0,194	0,247	0,335	0,324	0,312	0,270	0,214	0,205	0,201
Madeira	0,194	0,127	0,109	0,093	0,077	0,116	0,161	0,181	0,186	0,088	0,100	0,080
Celulose, papel e gráfica	0,401	0,440	0,314	0,367	0,405	0,577	0,687	0,682	0,702	0,558	0,557	0,521
Edição, impressão e reprodução de gravações	0,364	0,335	0,579	0,722	0,476	0,176	0,117	0,139	0,171	0,248	0,227	0,238
Químicos inorgânicos	0,789	0,696	0,725	0,776	0,699	0,714	0,904	0,914	0,906	0,950	0,986	0,898
Farmacêutico	0,358	0,390	0,527	0,422	0,335	0,347	0,272	0,264	0,277	0,266	0,267	0,274
Produtos químicos diversos**	0,680	0,703	0,745	0,753	0,688	0,663	0,613	0,588	0,559	0,542	0,509	0,507
Borracha	0,871	0,924	0,867	0,961	0,989	0,671	0,604	0,632	0,570	0,595	0,652	0,612
Materiais plásticos	0,962	0,883	0,740	0,804	0,936	0,925	0,936	0,926	0,912	0,988	0,936	0,913
Minerais não-metálicos	0,727	0,677	0,543	0,498	0,588	0,778	0,820	0,830	0,788	0,655	0,651	0,677
Siderúrgico	0,181	0,147	0,150	0,150	0,176	0,266	0,291	0,445	0,506	0,402	0,403	0,487
Alumínio	0,166	0,143	0,132	0,176	0,249	0,429	0,370	0,508	0,642	0,527	0,403	0,558
Produtos de metal, exclusive máquinas e equipamentos	0,803	0,864	0,702	0,723	0,790	0,895	0,640	0,757	0,786	0,799	0,859	0,881
Material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações e telecomunicações	0,881	0,793	0,817	0,638	0,476	0,305	0,290	0,312	0,352	0,444	0,685	0,739
Veículos automotores, reboque e carrocerias	0,415	0,561	0,480	0,777	0,979	0,709	0,810	0,925	0,935	0,984	0,913	0,926
Outros equipamentos de transporte	0,654	0,757	0,775	0,671	0,462	0,823	0,885	0,992	0,864	0,770	0,501	0,410
Artigos do mobiliário	0,307	0,492	0,174	0,166	0,298	0,531	0,655	0,747	0,808	0,596	0,532	0,524
Indústrias diversas	0,548	0,481	0,391	0,654	0,626	0,676	0,776	0,733	0,742	0,682	0,768	0,729
Total dos 22 gêneros	0,486	0,523	0,473	0,574	0,672	0,867	0,855	0,893	0,905	0,831	0,801	0,783

FONTE: MDIC/SECEX – dados brutos. Elaboração dos autores.

* Exceto álcool etílico. ** Exceto químicos orgânicos.

Os resultados encontrados estão em consonância com a teoria do comércio intra-indústria⁵ e com os trabalhos realizados para a economia brasileira. Em especial, Vasconcelos (2001 e 2003) encontrou que o intercâmbio comercial Brasil-Mercosul se intensificou no período 1990-1998, sendo que o índice de comércio intra-indústria para as seções e capítulos da Nomenclatura Comum do Mercosul analisados passou de cerca de 46% em 1990 para cerca de 64% em 1998, o que confirma a tendência crescente do índice de comércio intra-indústria.

3 Metodologia

3.1 Dados utilizados

Os dados são da Pesquisa Industrial Anual – Empresa, do IBGE, e do Sistema AliceWeb, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). A análise se restringe à indústria de transformação brasileira e ao período pós-abertura (1990-2001). Devido à mudança de metodologia da PIA em 1996, foi necessário restringir a análise aos gêneros da indústria de transformação para os quais as informações para o período 1990-2001 eram compatíveis. Como não havia informações para o ano de 1991, optou-se por excluir o ano de 1990 da amostra. As estimações do modelo econométrico que será apresentado referem-se a uma amostra de 22 indústrias, acompanhadas ao longo do período 1992-2001, perfazendo um total de 220 observações. Contudo, Ademais, com a mudança de metodologia, os dados das amostras antes e após 1996 tornaram-se incompatíveis, fazendo-se necessário particioná-las em dois subperíodos: 1992-96 e 1997-2001.

Foi usada uma *proxy* para qualificação, uma vez que não há como mensurar diretamente o nível de qualificação dos indivíduos. Tendo em vista que os dados utilizados provêm da Pesquisa Industrial Anual, a *proxy* para qualificação é a posição que o trabalhador ocupa na firma. Desta forma, foram classificados como qualificados aqueles trabalhadores que exerciam atividades administrativas e como não qualificados aqueles trabalhadores diretamente ligados à produção, uma vez que esta é a classificação adotada pela PIA.

As variáveis obtidas e/ou construídas a partir da PIA e do Sistema AliceWeb são:

- valor bruto da produção industrial (PIB_i): corresponde ao valor bruto da produção industrial do setor em questão, expresso em mil Reais, deflacionado pelo deflator implícito do PIB, do IBGE, para reais do ano de 2001;
- total de trabalhadores por segmento industrial: é o total de trabalhadores ocupados em 31 de dezembro, que corresponde à soma dos trabalhadores qualificados (a_H - administrativos) mais os trabalhadores não qualificados (a_L - diretamente ligados à produção);
- emprego relativo de trabalho qualificado (ER): é o emprego qualificado por segmento industrial (a_H) dividido pelo emprego não qualificado por segmento industrial (a_L), ou seja:

$$ER_i = \left(\frac{a_H}{a_L} \right)_i;$$
- produtividade do trabalho (PROD): é o quociente entre o PIB setorial e o total de trabalhadores empregados na produção do setor em questão (a_L)⁶;
- salário médio dos trabalhadores qualificados (w_H): é a massa salarial dos trabalhadores qualificados dividida pelo total de trabalhadores qualificados;
- salário médio dos trabalhadores não qualificados (w_L): divisão da massa salarial dos trabalhadores não qualificados pelo total de trabalhadores não qualificados;

⁵ Em especial, consultar: Helpman e Krugman, 1985; Krugman, 1979 e; Dixit e Norman (1980).

⁶ Trata-se de uma *proxy* para produtividade do trabalho, uma vez que, devido às dificuldades operacionais no cômputo do valor agregado pelo método da “dupla deflação”, optou-se por utilizar a relação entre o valor bruto da produção industrial e o total de trabalhadores empregados na produção do setor. Como ressaltam Salm, Sabóia e Carvalho (1997), deve-se levar em conta essas limitações quando da análise dos resultados.

g) salário relativo dos trabalhadores qualificados (ω): resultado da divisão do salário médio dos trabalhadores qualificados (w_H) pelo salário médio dos trabalhadores não qualificados (w_L),

$$\text{isto é, } \omega = \frac{w_H}{w_L};$$

h) investimento médio ($INVMD_i$) no setor: é o valor do investimento médio por firma em máquinas e equipamentos novos, importados ou nacionais, em mil Reais do ano de 2001. Esta variável, apesar das limitações, será uma *proxy* para tecnologia.

a) X_i – valor das exportações por segmento da indústria de transformação em mil dólares;

b) M_i – valor das importações por segmento da indústria de transformação em mil dólares;

c) CII_i – índice de comércio intra-indústria por segmento industrial, obtido a partir da expressão (2);

d) $OPEN_i$ – índice que representa o grau de abertura comercial no segmento industrial i . Este índice foi calculado com base na seguinte fórmula: $OPEN_i = \frac{X_i + M_i}{PIB_i}$.

3.2 Modelo Empírico

O conjunto de dados anteriormente descrito combina informações de séries temporais e de corte seccional (*cross sections*). Desta forma, para modelá-lo, utilizou-se a técnica de dados de painel. Devido às características dos dados, foi utilizado o modelo de dados de painel balanceado, no qual foram estimados modelos com dois tipos de especificação: i) modelos de efeitos fixos e ii) modelos de efeitos aleatórios.

A utilização de modelos de dados de painel 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; Hsiao 2003).

Com base nas análises teóricas da teoria do comércio internacional, propôs-se os seguintes modelos para analisar a relação entre abertura comercial, comércio intra-indústria e desigualdades de rendimentos na indústria de transformação brasileira:

Modelo 1:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Modelo 2:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \beta_6 \Delta OPEN_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Modelo 3:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 INVMD_{it} + \delta_1 INVMD_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Modelo 4:

$$\omega_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROD_{it} + \beta_2 OPEN_{it} + \beta_3 \Delta CII_{it} + \beta_4 ER_{it} + \beta_5 NVMD_{it} + \beta_6 \Delta OPEN_{it} + \delta_1 INVMD_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

onde:

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

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

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

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

$OPEN_{it}$ representa o grau de abertura comercial na indústria i no período t ;

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

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

$INVMD_{it}$ é o valor do investimento médio em máquinas e equipamentos na indústria i no período t ;

$\Delta OPEN_{it}$ representa a variação no grau de abertura comercial na indústria i no período t ;

$INVMD_{it-1}$ é o valor do investimento médio em máquinas e equipamentos na indústria i no período $t-1$;

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

O coeficiente β_1 captura o efeito da produtividade do trabalho sobre o salário relativo dos trabalhadores qualificados. De acordo com a teoria do capital humano, “[...] trabalhadores mais escolarizados ‘isto é, qualificados’ devem ser suficientemente mais produtivos que seus colegas menos escolarizados”. (WILLIS, 1986, p. 527). Além disso, existe evidência para a economia brasileira no sentido de que na década de 90 houve um aumento significativo da produtividade do trabalho ao mesmo tempo em que os salários reais se ampliaram (CAMPOS e CAMPOS, 2001; NERI *et al*, 2001). Assim, espera-se um sinal positivo para este coeficiente⁷.

A variável OPEN procura captar em que medida a abertura comercial afeta o salário relativo do trabalho qualificado na indústria de transformação brasileira, sendo esta variável calculada a partir da seguinte expressão: $OPEN_i = \frac{X_i + M_i}{PIB_i}$.

O modelo de comércio de Heckscher-Ohlin-Samuelson mostra que a abertura comercial tende a favorecer o fator relativamente abundante, o que, no caso brasileiro, é o trabalho não qualificado. Se assim o for, espera-se que o sinal do coeficiente β_2 seja negativo.

Contudo, a predição dos modelos de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) e Lovely e Richardson (2000), que se apóiam no comércio intra-indústria e são adotados nesta pesquisa, é que com a abertura comercial o salário relativo do trabalho qualificado amplia-se, aumentando as desigualdades de rendimentos. Isto implica que β_2 deve ser positivo. Então, é particularmente interessante verificar para a economia brasileira se o sinal de β_2 suporta as predições do modelo de comércio interindustrial de HOS ou as predições dos modelos de concorrência imperfeita, uma vez que, no caso brasileiro, os efeitos da abertura comercial sobre o mercado de trabalho parecem ser inconclusivos.

O sinal do coeficiente β_3 reflete a direção dos efeitos da taxa de crescimento do comércio intra-industrial sobre os salários relativos do trabalho qualificado. De acordo com as predições dos modelos de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) e Lovely e Richardson (2000), espera-se que $\beta_3 > 0$, refletindo o fato que a intensificação do comércio intra-industrial, propiciada pela abertura da economia brasileira, contribuiu para ampliar as desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados.

Os efeitos das variações do emprego relativo, ER, sobre as desigualdades de rendimentos são capturados pelo coeficiente β_4 . De acordo com a teoria de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) e Lovely e Richardson (2000), 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, espera-se que $\beta_4 < 0$.

O coeficiente β_5 mostra o impacto da intensidade do investimento em tecnologia sobre o salário relativo do trabalho qualificado. Este sinal pode ser positivo, negativo ou zero, em função do viés da mudança tecnológica. Por exemplo, se a indústria adota tecnologia com viés para o trabalho qualificado, o sinal esperado do coeficiente β_5 é positivo, o que na literatura especializada denomina-se SBTC. Se a mudança técnica é Hicks-neutra, então o coeficiente β_5 será estatisticamente igual a zero e, por outro lado, se a tecnologia for viesada para o trabalho não qualificado, então o sinal do coeficiente β_5 será negativo.

⁷ Deve-se levar em conta que as limitações da variável utilizada para medir a produtividade do trabalho podem interferir no sinal do coeficiente estimado, uma vez que o correto seria utilizar a relação valor adicionado/pessoal ocupado na produção, indisponível ao nível de desagregação utilizado.

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

A inclusão da variável $\Delta OPEN$ no modelo 3 pretende captar em que medida a intensificação do grau de abertura comercial repercutiu na ampliação das desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados. De acordo com o modelo teórico adotado nesta pesquisa, espera-se um sinal positivo para este coeficiente tendo, assim, que a intensificação do grau de abertura comercial contribuiria para aumentar a desigualdade salarial.

Por fim, ao incorporar o investimento médio defasado no modelo 3, pretende-se verificar o ajustamento do salário relativo do trabalhador qualificado aos investimentos em tecnologia realizados no período imediatamente anterior. O sinal esperado para esse coeficiente, como comentado, depende de qual efeito prevalecerá: o da oferta ou demanda de trabalho qualificado.

4. Análise dos Resultados Obtidos

Esta seção dedica-se à apresentação e análise dos resultados das estimações dos Modelos empíricos 1, 2, 3 e 4 para efeitos fixos e efeitos aleatórios. Também foram realizados o teste de Breush-Pagan e o teste de Hausman para verificar qual a técnica de estimação correta: mínimos quadrados ordinários; efeitos fixos; ou efeitos aleatórios.

A estatística do teste de Breusch-Pagan para os quatro modelos e subperíodos analisados foi significativa. Desta forma, ao nível de significância de 1% rejeitou-se a hipótese de que o modelo de mínimos quadrados ordinários era apropriado, significando que o modelo correto poderia ser o de efeitos fixos ou aleatórios.

A estatística do teste de Hausman para os modelos estimados foi não significativa, demonstrando que o método de estimação de efeitos aleatórios é o que melhor se ajusta aos dados. Os resultados obtidos na estimação de efeitos fixos e aleatórios detectaram a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, violando as hipóteses de erros homocedásticos e de não correlação serial.

Uma vez detectada a presença de autocorrelação e heterocedasticidade, os Modelos 1, 2, 3 e 4 foram reestimados utilizando o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) com correção para autocorrelação e/ou heterocedasticidade. São esses os resultados que serão apresentados nas Tabelas 6 e 7.

A diferença básica entre essas tabelas diz respeito ao período de referência. Na Tabela 6 serão apresentados os resultados para o subperíodo 1992-1996 e na Tabela 7 aqueles obtidos para o subperíodo 1997-2001.

4.1 Análise para o subperíodo 1992-1996

Com relação aos resultados da estimação para o subperíodo 1992-1996, verifica-se, na Tabela 6, que o sinal do coeficiente da variável emprego relativo (ER) foi negativo, indicando que para este subperíodo houve uma relação inversa entre emprego relativo e salário relativo, o que é coerente com o modelo teórico de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (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 da década de 90.

Também é possível vislumbrar, através da Tabela 6, a direção dos efeitos do comércio intra-industrial sobre as desigualdades salariais. Para o subperíodo em análise, observou-se uma relação direta entre intensificação do comércio intra-indústria e desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira. O sinal do coeficiente ΔCII foi positivo e significativo ao nível de 1% de significância. Este é um dos resultados mais importantes desta pesquisa, pois vem confirmar a existência de correlação positiva entre comércio intra-indústria e desigualdades salariais, inicialmente levantada. Como prognosticado pelo modelo teórico de Dinopoulos, Syropoulos e Xu (2001) e Lovely e Richardson (2000), verificou-se que no subperíodo 1992-1996 a intensificação do comércio intra-industrial contribuiu para ampliar as desigualdades salariais entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de transformação brasileira. Isso reafirma, também, a evidência empírica encontrada por Hidalgo (1993a), da relação entre salários e comércio intra-indústria no setor industrial brasileiro.

Tabela 6 – Resultados da estimação de efeitos aleatórios através do método de FGLS com correção de autocorrelação e heterocedasticidade para 22 setores da indústria de transformação brasileira no período 1992-1996^a

Variável dependente: salário relativo do trabalhador qualificado (ω_{it})

Variáveis independentes e resumo estatístico	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	2,047986 (0,000)	2,169175 (0,000)	2,070088 (0,000)	2,184791 (0,000)
ER	-0,5115701 (0,040)	-0,7331001 (0,006)	-0,4469515 (0,068)	-0,6661602 (0,013)
ΔCII	0,1606615 (0,017)	0,1687817 (0,010)	0,1645435 (0,012)	0,1687604 (0,008)
OPEN	-0,1414594 (0,277)	-0,8958816 (0,034)	-0,12537713 (0,389)	-0,8535283 (0,040)
PROD	0,0006647 (0,098)	0,0008962 (0,028)	0,0006435 (0,102)	0,0008443 (0,035)
INVMD _t	-0,0000418 (0,072)	-0,0000445 (0,050)	-0,0000453 (0,041)	-0,0000477 (0,028)
$\Delta OPEN$		0,8286306 (0,064)		0,8019703 (0,063)
INVMD _{t-1}			-0,0000266 (0,190)	-0,000021 (0,285)
Coefficiente de autocorrelação ($\hat{\rho}$)	0,4798	0,4778	0,4159	0,4192
Teste de Wald	χ^2 (5 g.l) = 14,75 (0,012)	χ^2 (6 g.l) = 18,75 (0,004)	χ^2 (6 g.l) = 17,23 (0,008)	χ^2 (7 g.l) = 21,17 (0,004)
Log da Verossimilhança	5,72	7,11	3,35	5,08

FONTE: Resultados da Pesquisa. ^a Os valores entre parênteses são os *p-values*.

Em relação à variável OPEN, que procura captar os efeitos diretos da abertura comercial sobre o salário relativo do trabalho qualificado, observa-se na Tabela 6 que o processo de abertura da economia brasileira ao comércio internacional no início de 1990 parece ter contribuído para reduzir o *gap* salarial entre trabalhadores qualificados e não qualificados na indústria de

transformação, uma vez que o sinal do coeficiente foi negativo, embora não significativo em dois dos quatro modelos estimados.

Ao que parece, à medida que o processo de abertura da economia se intensificou, as desigualdades salariais entre qualificados e não qualificados tenderam a se ampliar. O coeficiente da variável $\Delta OPEN$ foi positivo e significativo ao nível de significância de 6%. Contudo, não é possível ter uma conclusão para os efeitos da abertura sobre as desigualdades, pois nos dois modelos em que o coeficiente da variável $OPEN$ foi negativo e significativo, o coeficiente da variável $\Delta OPEN$ foi positivo.

O sinal do coeficiente β_4 , que reflete os efeitos da variável produtividade sobre as desigualdades de salários, foi positivo e significativo aos níveis de significância de 5% e 10%. Logo, verificou-se que o aumento na produtividade do trabalho observado no subperíodo 1992-1996 parece ter contribuído para ampliar o salário relativo do trabalhador qualificado, o que reforça a idéia que trabalhadores qualificados são mais produtivos e, assim, melhor remunerados.

Também é possível observar na Tabela 6 que, ao que parece, o processo de reestruturação organizacional e produtiva das empresas industriais no início da década de 90 contribuiu para reduzir o diferencial de salários entre trabalhadores qualificados e não qualificados, tendo em vista a relação inversa entre investimento em tecnologia e desigualdades salariais. O sinal da variável $INVMD_t$ foi negativo e significativo aos níveis de 2%, 3% 5% e 7% de significância. Assim, não há evidência de *Skill Biased Technological Change* (SBTC) para o subperíodo 1992-1996.

4.2 Análise para o subperíodo 1997-2001

Na Tabela 7 encontram-se os resultados das estimações de Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS) para o subperíodo 1997-2001, com os dados coletados através da nova metodologia da Pesquisa Industrial Anual. Diferentemente do observado para o subperíodo anterior, a maioria dos coeficientes estimados foi não significativo, à exceção dos coeficientes das variáveis ER , ΔCII (modelos 1 a 4) e $PROD$ (modelos 1 e 2).

Para este subperíodo encontrou-se uma relação direta e significativa entre emprego relativo e salário relativo. Uma possível explicação seria que, com a consolidação do processo de reestruturação industrial, os trabalhadores com menor nível de qualificação teriam sido expulsos da indústria e os que ali permaneceram submeteram-se a baixos salários, o que teria contribuído para ampliar as desigualdades. No entanto, esta situação precisa ser investigada em futuras pesquisas.

Similarmente ao observado para o subperíodo 1992-96, encontrou-se uma relação direta entre a intensificação do comércio intra-industrial e a ampliação das desigualdades de rendimento na indústria de transformação brasileira. Os sinais encontrados para a variável ΔCII foram todos positivos e significativos aos níveis de 1% e 4%. Isto vem reforçar que, ao que tudo indica, os efeitos do comércio internacional foram no sentido de ampliar as desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira.

No que se refere aos efeitos da variável produtividade sobre as desigualdades de salários, para os modelos 1 e 2, encontrou-se uma relação inversa entre produtividade e desigualdade salarial ao nível de 6% de significância (Tabela 7). Para os outros dois modelos o coeficiente da variável produtividade foi não significativo. No entanto, deve-se levar em conta que a variável utilizada como *proxy* para produtividade quando da análise dos resultados tem limitações, uma vez que foi utilizada a relação valor bruto da produção industrial sobre o pessoal ocupado na produção, quando na realidade o ideal seria utilizar a relação valor adicionado/pessoal ocupado na produção.

Tabela 7 – Resultados da estimação de efeitos aleatórios através do método de FGLS com correção de autocorrelação e heterocedasticidade para 22 setores da indústria de transformação brasileira no período 1997-2001^a

Variáveis independentes e resumo estatístico	Variável dependente: salário relativo do trabalhador qualificado (ω_{it})			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Intercepto	0,470944 (0,000)	0,4607489 (0,000)	0,4707957 (0,000)	0,4592149 (0,000)
<i>ER</i>	0,4751075 (0,000)	0,4916576 (0,000)	0,4781143 (0,000)	0,4921686 (0,000)
<i>ACH</i>	0,0224622 (0,045)	0,0237195 (0,040)	0,0298442 (0,010)	0,0306117 (0,010)
<i>OPEN</i>	0,0226145 (0,348)	0,0221414 (0,372)	0,200603 (0,404)	0,0200446 (0,412)
<i>PROD</i>	-0,0001484 (0,054)	-0,0001465 (0,057)	-0,0001075 (0,189)	-0,0001037 (0,206)
<i>INVMD_t</i>	0,0000037 (0,119)	0,0000035 (0,150)	0,0000027 (0,228)	0,0000026 (0,248)
<i>AOPEN</i>		-0,0106529 (0,740)		-0,0059323 (0,845)
<i>INVMD_{t-1}</i>			-0,0000029 (0,288)	-0,0000030 (0,280)
Coefficiente de autocorrelação ($\hat{\rho}$)	0,7414	0,7158	0,7396	0,7204
Teste de Wald	χ^2 (5 g.l) = 63,97 (0,000)	χ^2 (6 g.l) = 69,30 (0,000)	χ^2 (6 g.l) = 61,74 (0,000)	χ^2 (7 g.l) = 65,37 (0,000)
Log Verosimilhança	250,40	247,95	250,00	248,21

FONTE: Resultados da Pesquisa. ^a Os valores entre parênteses são os *p-values*.

5. Considerações Finais

Com base na análise da evolução do comércio exterior de produtos de alta tecnologia, foi possível concluir que no período pós-abertura comercial houve uma ampliação da competitividade da indústria brasileira, com impactos positivos sobre a estrutura das exportações, que se tornaram cada vez mais intensivas em produtos de alta tecnologia. No entanto, a participação das exportações brasileiras no total das exportações mundiais manteve-se praticamente estabilizada em torno de 0,94%, o que evidencia o baixo dinamismo do Brasil como exportador.

No que diz respeito ao índice de comércio intra-indústria de Grubel-Lloyd agregado, concluiu-se que, para o total dos 22 setores da indústria de transformação analisados, este índice apresentou uma tendência crescente ao longo do período 1990-98, passando de 48,6% em 1990 para 90,5% em 1998, impulsionado pela abertura comercial e pela integração econômica, entre outros fatores. A partir da desvalorização cambial em janeiro de 1999, o valor do índice recuou, até atingir 78,3% em 2001. Esses resultados vão ao encontro daqueles encontrados em outros estudos, veja-se, por exemplo, Vasconcelos (2001 e 2003).

As evidências empíricas obtidas parecem mostrar a existência de uma relação negativa entre salário relativo do trabalhador qualificado e emprego relativo de trabalho qualificado no subperíodo 1992-1996, em conformidade com os resultados encontrados por Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2002). Esses autores argumentam que isto foi possível devido à ampliação da oferta de trabalho qualificado no período em questão. No entanto, para o subperíodo 1997-2001, com a consolidação do processo de modernização da estrutura produtiva, tem-se uma relação direta entre emprego e salário relativo do trabalhador qualificado, evidenciando que à medida que o processo de modernização da estrutura produtiva se consolidou houve uma tendência a ampliação das desigualdades salariais na indústria de transformação brasileira.

A principal contribuição deste estudo foi mostrar que no período pós-abertura comercial os efeitos do comércio sobre a desigualdade de rendimentos na indústria de transformação foram no sentido de ampliar as desigualdades de renda neste setor. Os resultados encontrados neste trabalho sugerem que a diferenciação do comércio intra-industrial do interindustrial é fundamental para compreender melhor o efeito do comércio internacional sobre os rendimentos relativos dos trabalhadores qualificados, diferentemente dos modelos tradicionais de comércio.

Com relação aos efeitos da tecnologia sobre o salário relativo do trabalhador qualificado, o coeficiente da variável usada como *proxy* para investimento em tecnologia foi positivo, porém estatisticamente não significativo. Uma possível explicação reside no fato que esta variável pode não ser uma boa *proxy* para tecnologia, uma vez que o ideal seria utilizar o valor do investimento total dos itens relacionados à tecnologia, tais como inversões em máquinas e equipamentos; despesas com pesquisa e desenvolvimento e de programas de capacitação de trabalhadores e os gastos com aquisição de tecnologia, marcas e patentes, entre outros.

Como sugestão para futuras pesquisas, indica-se a compatibilização das duas amostras da PIA e a replicação desta metodologia ao nível da firma, com a finalidade de verificar os possíveis efeitos intra-setoriais, através da utilização de dados desagregados e do cruzamento de informações das empresas com informações dos trabalhadores vinculados.

6. Referências

- ARBACHE, J. S. Trade liberalisation and labour market in developing countries: theory and evidence. University of Kent, **Department of Economics Discussion Paper** 01/12, jun. 2001.
- _____. Comércio internacional, competitividade e mercado de trabalho: algumas evidências para o Brasil. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 115-167, 2003.
- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. **Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001, Texto para Discussão 801.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 1995.
- BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Informe Setorial n. 13 Mineração e Metalurgia. **Reestruturação da Siderurgia**, 1998a.
- Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/is_g3_13.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.
- _____. Setor Calçados **O setor de calçados no Brasil**, 1998b.
- Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/gs2_13.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.
- _____. Produtos Florestais: **Papel e Celulose – Comércio Exterior**, 1999.
- Disponível em <http://www.bndes.gov.br/conhecimento/setorial/is_g1_18.pdf> Acesso em: 16 jan. 2003.
- BERMAN, E., BOUND, J. e MACHIN, S. Implications of skill-biased technological change: international evidence. **The Quarterly Journal of Economics**, nov., 1998.
- BEYER, H. ROJAS, P.; VERGARA, R. Trade liberalization and wage inequality. **Journal of Development Economics**, v. 59, p. 103-123, 1999.
- CAMPOS, M. de F. S. S.; CAMPOS, L. H. R. 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. de; LIMA, R. A. **Mercado de Trabalho e Políticas de Emprego**. Recife: PIMES, 2001, p. 65-91.
- DINOPOULOS, E.; SYROPOULOS, C.; XU, B. Intra-industry trade and wage-income inequality. 2001. **Center for International Business Education and Research**, Florida, Working Papers Series, 02-06, abr. 2001.
- DIXIT, A.K.; NORMAN, V. **Theory of international trade: a dual, general equilibrium approach**. Cambridge: University Press, 1980.
- FERREIRA, A. H. B.; MACHADO, A. F. Trade, wage and employment. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE. **Anais ...** Brasília, abr. 2001.
- FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DE COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível em: <<http://www.funccex.com.br>> Acesso em: 10 out.2003.
- GONZAGA, G. MENEZES FILHO, N.; TERRA, C. **Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil**. PUC-RIO, Texto para Discussão 463, Rio de Janeiro, set., 2002.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- GRUBEL, H. G., LLOYD, P. J. **Intra-Industry trade: the theory and measurement of international trade in differential products**. New York, 1975.
- HANSON, G. H.; HARRISON, A. Trade, technology and wage inequality. **NBER Working Papers Series**, Working Paper n. 5110, 1995.
- HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. R. **Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition and the international economy**. Cambridge: MIT Press, 1985.

- HIDALGO, A. B. Industrialização e mudanças no conteúdo de insumos das exportações brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 27, n.3, p. 433-448, jul./set. 1996.
- _____. Mudanças na estrutura do comércio internacional brasileiro: comércio interindústria x comércio intra-indústria. **Análise Econômica**, ano 11, p. 55-68, set. 1993b.
- _____. O intercâmbio comercial brasileiro intra-indústria: uma análise entre indústrias e entre países. Rio de Janeiro, **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 2, p. 243-264, abr./jun.,1993a.
- HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- JOHNSON, G. E. Changes in earnings inequality: the role of demand shifts. **Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 41
- JOHNSTON, J.; DiNARDO, J. **Métodos Econométricos**. 4. ed., Portugal: McGraw-Hill, 2001.
- KRUGMAN, P.R. Increasing returns, monopolistic competition and international trade. **Journal of International Economics**, v. 9, p. 469-480, 1979.
- KUME, H.; PIANI, G. Comércio e tarifa externa comum (TEC) no Mercosul: uma perspectiva brasileira. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 39-67, 2003.
- KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. de A política brasileira de importação no período 1987-1998: descrição e avaliação. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. **A abertura comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 9-37, 2003.
- LERDA, S. C. M. S. **Comércio intra-industrial: aspectos teóricos e algumas evidências, com aplicação ao caso brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Economia), Brasília: UnB, 1988.
- LOVELY, M. E.; RICHARDSON, J. D. Trade flows and wage premiums. Does who or what matter? In: FEENSTRA, R. C. (ed.). **The impact of international trade on wages**. Chicago: The University Chicago Press, 2000, p. 309-343.
- MACHADO, D. L. A qualificação da mão-de-obra no comércio internacional brasileiro: um teste do Teorema de Heckscher-Ohlin. Rio de Janeiro: BNDES, **20º Prêmio BNDES de Economia**, 1997.
- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JÚNIOR, M. Abertura, tecnologia e qualificação: evidências para a manufatura brasileira. In: WORKSHOP LIBERALIZAÇÃO COMERCIAL IPEA/UnB/MTE, **Anais...** Brasília, abr. 2001.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Indicadores e estatísticas. **Sistema AliceWeb**. Disponível em: <<http://alicesweb.desenvolvimento.gov.br/>> Acesso em: 15 dez. 2003.
- NERI, M.; CAMARGO, J. M.; REIS, M. C. **Mercado de trabalho nos anos 90: fatos estilizados e interpretações**. Rio de Janeiro, IPEA, Texto para Discussão 743, jun. 2001.
- OLIVEIRA, M. H. Evidências empíricas do comércio intra-indústria. Rio de Janeiro: **Revista Brasileira de Economia**, v. 40, n. 3, p. 211-232, jul./set.,1986.
- PAVCNIK, N. What explains skill upgrading in less developed countries? Cambridge, **NBER Working Papers Series**, Working Paper 7846, ago. 2000.
- PESQUISA INDUSTRIAL ANUAL – **Empresa**. Rio de Janeiro: IBGE, 1990-2001.
- ROBBINS, D. J. Evidence on trade and wages in developing countries. **OECD Technical Paper n. 119**, 1996.
- SACCONATO ; MENEZES-FILHO, N. A. O Diferencial de Salários entre o Trabalhador Brasileiro e o Americano. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 24.,2001, Salvador, **Anais ...** ANPEC, 2001. CD-ROM
- SALM, C.; SABOIA, J.; CARVALHO, P. G. M. de. Produtividade na indústria brasileira: questões metodológicas e novas evidências empíricas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, p. 377-396, 1997.
- VASCONCELOS, C. R. F. **O comércio Brasil-Mercosul na década de 90: uma análise pelas óticas da intensidade fatorial, comércio intra-indústria e criação e desvio de comércio**. Tese (Doutorado em Economia). PIMES/UFPE, Recife, 2001.
- _____. O Comércio Brasil-Mercosul na década de 90: uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. **Revista Brasileira de Economia**, vol.57, n. 1, p. 283-313, jan./mar., 2003.

WILLIS, R. J. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. **Handbook of labor economics**. Elsevier, 1986, p. 525-601.

WOOD, A. **North-South trade, employment and inequality**: changing fortunes in a skill-driven world. Oxford: Clarendon Press, 1994.

_____. How trade hurt unskilled workers. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 3, p. 57-80, 1995.