

Liberalização comercial e desigualdade salarial na indústria brasileira — 1981-02*

Marina Silva da Cunha**

Professora Adjunta do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM), Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo

Resumo

Neste trabalho, é apresentada uma análise empírica dos impactos da liberalização comercial sobre a desigualdade salarial brasileira, considerando-se, em especial, os diferentes níveis de qualificação (anos de escolaridade) dos trabalhadores da indústria de transformação. Os dados abrangem o período 1981-02 e têm como base as informações das PNADs do IBGE. Encontram-se evidências de que, a partir da abertura comercial, ocorreu uma redução da desigualdade salarial na indústria de transformação e no salário real médio. Porém tal redução da desigualdade salarial mostra-se pouco expressiva. Também é observada uma diminuição da desigualdade salarial entre os níveis educacionais, durante o período de abertura comercial. Por fim, é possível verificar-se uma relação estatisticamente significativa entre a redução da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e menos qualificados e a liberalização comercial.

Palavras-chave

Liberalização comercial; indústria; desigualdade salarial.

Abstract

In This work is presented an empirical analysis of the impacts of the trade liberalization on the Brazilian wage inequality, considering, in special, the different

* Artigo recebido em dez. 2005 e aceito para publicação em dez. 2006.

** E-mail: muncunha@uem.br

levels of skill (years of schooling), of the workers of the industry. The data include the period 1981-2002 and have as base the information of the PNADs of the IBGE. This work finds evidences of that from the trade opening occurred a reduction of the wage inequality in the industry and of the average real salary. However, such reduction of the wage inequality reveals little expressive. Also a reduction of wage inequality is observed between the educational levels during the period of trade opening. Finally, it is possible verify a relation statistically significant between the reduction of the wage inequality between skilled and unskilled workers and the trade liberalization.

Key words

Trade liberalization; industry; wage inequality.

Classificação JEL: J31.

1 Introdução

Nas últimas décadas do século XX, diversos países em desenvolvimento passaram por processos de liberalização comercial. Evidências empíricas têm sugerido que essas reformas estão associadas a um aumento da eficiência e da produtividade nas economias desses países. Entretanto inexistente consenso em relação ao impacto da liberalização comercial sobre a desigualdade salarial. Experiências como a observada no México apontam uma coincidência cronológica entre as reformas de liberalização comercial e as ampliações dos prêmios salariais pagos a trabalhadores qualificados e da desigualdade salarial. Tais observações frustram aqueles que esperavam que a abertura externa pudesse concorrer para a redução da desigualdade e da pobreza nos países em desenvolvimento (Attanasio; Goldberg; Pavenik, 2003). Em diversos países da América Latina e do Caribe, esse processo também tem levado a um aumento nos diferenciais salariais entre trabalhadores menos e mais qualificados, paralelamente a um crescimento da desigualdade salarial (Taylor; Vos, 2001).

No entanto, no Brasil, alguns trabalhos indicam um aumento dos diferenciais salariais entre trabalhadores menos qualificados e qualificados, mas acompanhado por uma relativa estabilidade da desigualdade (Barros; Corseuil; Cury, 2000; Green; Dickerson; Arbache, 2001; Arbache; Dickerson; Green, 2004). Nes-

se sentido, o Brasil tem-se constituído em um caso atípico, justificando a relevância de novas pesquisas dentro do tema. Buscando contribuir para essa discussão, o objetivo deste trabalho é realizar uma investigação empírica dos impactos da liberalização comercial na desigualdade salarial brasileira, em especial entre os trabalhadores com diferentes níveis de qualificação. Em particular, examina-se a desigualdade salarial na indústria de transformação, setor mais dinâmico da economia e que sofreu, de maneira intensa, os impactos das reformas comerciais.

A análise é realizada em três etapas. Inicialmente, apresenta-se uma breve revisão teórica e empírica acerca do tema, fundamentada na teoria de comércio internacional que pressupõe que uma maior abertura comercial de países em desenvolvimento provocaria redução da desigualdade salarial entre trabalhadores com maior e menor qualificação. Em seguida, é caracterizada a desigualdade salarial interindustrial brasileira. Por fim, analisa-se o comportamento da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e menos qualificados. Dessa forma, procuram-se responder três questões ao longo do trabalho. Primeiro, se ocorreu uma redução da desigualdade salarial após o início da abertura comercial na indústria brasileira; segundo, se o comportamento da desigualdade salarial está associado a uma queda ou a um aumento da desigualdade salarial entre trabalhadores com maior e menor qualificação; e, terceiro, se existe alguma relação entre a liberalização comercial e a desigualdade salarial desses trabalhadores.

2 Aspectos teóricos e empíricos

Conforme o teorema de Hecksher-Ohlin, um país tende a exportar bens que são intensivos no fator de produção abundante, dado este apresentar relativamente menor custo que o fator mais escasso. Assim, países com o fator capital mais abundante dever-se-iam concentrar na produção de bens intensivos em capital, enquanto os com fartura do fator trabalho se concentrariam nos intensivos em mão-de-obra.

O teorema de Stolper-Samuelson, que generaliza o modelo de Hecksher-Ohlin, foi a primeira formulação teórica a explicar os efeitos da liberalização comercial sobre a distribuição de renda entre os países. Segundo tal teorema, os efeitos da liberalização comercial para o mercado de trabalho de países desenvolvidos e em desenvolvimento seriam diferentes. Nos primeiros, haveria um aumento das exportações dos bens intensivos em mão-de-obra qualificada, provocando um aumento da dispersão salarial; nos segundos, ocorreria um

aumento das exportações de produtos intensivos em mão-de-obra com baixa qualificação, acarretando uma redução da dispersão salarial.

A combinação dos dois teoremas, denominada HOS, indica que, nos países em desenvolvimento, o aumento das trocas internacionais, propiciado por uma mudança na política comercial, conduziria a uma alta nos preços relativos dos produtos intensivos em mão-de-obra com baixa qualificação e, por conseguinte, a uma elevação dos salários relativos dos trabalhadores de menor qualificação. De outro lado, o salário relativo da mão-de-obra qualificada diminuiria, já que o país ampliaria a importação de bens intensivos nesse fator de produção. Como resultado final, a liberalização comercial melhoraria os indicadores de desigualdade de renda em um país em desenvolvimento.

As predições do teorema HOS encontraram suporte empírico em países que passaram por um processo de liberalização comercial nas décadas de 60 e 70, tais como os Tigres Asiáticos (Coréia do Sul, Cingapura, Taiwan e Hong Kong), conforme Wood (1997). Por sua vez, a crescente abertura econômica dos EUA tem sido apontada como uma das causas do aumento da sua desigualdade salarial nas últimas décadas, dado que a elevação da competição frente aos países com salários menores tem reduzido a demanda por trabalhadores menos qualificados nos EUA e, conseqüentemente, provocado redução salarial no País (Feenstra; Gordon, 1996).

No entanto, experiências recentes de países em desenvolvimento não têm obtido resultados tão favoráveis para o teorema HOS. No México, por exemplo, Hanson e Harrison (1999) concluíram que o processo de abertura econômica ampliou o diferencial salarial entre os trabalhadores menos qualificados e os qualificados. Segundo eles, o Governo mexicano decidiu abrir a economia do País em 1985 e, nos três anos seguintes, reduziu a maioria das barreiras comerciais.¹ Concomitantemente, porém, o diferencial salarial aumentou, depois de duas décadas com uma tendência de queda. Os autores explicam esse fato argumentando que o México dispõe de uma intermediária abundância de trabalhadores qualificados na comparação com o resto do mundo. Assim, antes da abertura comercial, os setores com trabalhadores menos qualificados eram protegidos pelas barreiras comerciais, e a redução das mesmas afetou mais que proporcionalmente esses trabalhadores, expondo-os à competição de países como a China.

Como mostram Beyer, Rojas e Vergara (1999), o início do processo de abertura econômica do Chile ocorreu no ano de 1973, com a queda do governo

¹ Em 1985, a tarifa média para a importação era de 23,5%, e 92,2% da produção nacional possuíam licença-importação. Já em 1987, esses percentuais estavam em 11,8% e 25,4% respectivamente.

socialista do Presidente Allende e o começo do governo militar. Naquele ano, a tarifa média de importação era igual a 105%, variando de 0% até 750%. Por sua vez, ao final da década de 70, a tarifa média estava em 10%. Nesse período, ocorreu um aumento da desigualdade salarial no Chile, em função da redução dos preços relativos dos produtos intensivos em trabalho ou dos setores com trabalhadores menos qualificados, o que, para os autores, se mostrou inconsistente com o previsto pelo modelo HOS.

A Colômbia, onde o processo de abertura comercial teve início no final da década de 70 e ganhou intensidade no começo dos anos 80, também experimentou um aumento dos prêmios salariais para os trabalhadores mais qualificados. Segundo Attanasio, Goldberg e Pavenik (2003), a ampliação dos prêmios salariais esteve associada, de um lado, às mudanças tecnológicas intensivas em trabalho qualificado e, de outro, à redução das barreiras tarifárias nos setores intensivos em trabalho menos qualificado. Dessa forma, a liberalização comercial teria tido um efeito limitado na distribuição salarial. Segundo os autores, o processo de abertura afetou o setor informal do País, que se expandiu nesse período, contribuindo para o aumento da desigualdade salarial observada.

Dessa forma, os resultados observados na América Latina parecem não estar de acordo com o postulado pelo teorema HOS, ou seja, a liberalização comercial surge associada a um aumento tanto dos diferenciais salariais entre os trabalhadores qualificados e os menos qualificados quanto da desigualdade salarial.

É importante ressaltar que alguns autores fornecem algumas possíveis explicações para o fato de várias experiências de abertura comercial de economias latino-americanas não seguirem as predições do teorema HOS. Davis (1996), por exemplo, formulou um modelo no qual o aumento dos prêmios salariais para os trabalhadores mais qualificados, em países em desenvolvimento, é explicado pelo fato de que, embora tais países não tenham abundância em termos mundiais do fator de produção trabalho qualificado, eles possuem uma abundância local ou relativa desse fator de produção, como sugerem, para o México, Hanson e Harrison (1999). Outras explicações, segundo Wood (1997), seriam a entrada de países como a China no mercado mundial, reduzindo a demanda por mão-de-obra menos qualificada nos países em desenvolvimento, e a geração e a disseminação de novas tecnologias com viés contra trabalhadores menos qualificados.

No Brasil, o processo de abertura comercial teve início a partir do final dos anos 80 e foi acompanhado por uma maior flexibilização no mercado de trabalho e por reformas no setor financeiro. Em 1988 e 1989, foram diminuídas as tarifas mais excessivas e cancelados alguns regimes especiais. A partir de 1990, de forma gradual, as barreiras não tarifárias e todos os regimes especiais, com

exceção dos da Zona Franca de Manaus e da indústria de computadores, também foram postos abaixo. Em 1994, a política tarifária subordinou-se ao objetivo de estabilização do nível dos preços. Com isso, as alíquotas de vários produtos com participação importante no nível de preços internos foram reduzidas. Seguindo o mesmo propósito, foi antecipada, para setembro de 1994, a Tarifa Externa Comum do Mercosul, prevista para o início de 1995. Conforme Moreira e Correa (1998), a experiência brasileira pode ser comparada com a da Coreia do Sul, onde o processo de liberalização ocorreu em cinco anos (1979-83) e foi mais intenso no final do período, mas foi mais rápida que a do Chile, onde a redução das barreiras tarifárias e não tarifárias foi mais uniforme (1973-78).

Para Green, Dickerson e Arbache (2001), que analisaram a desigualdade salarial na economia brasileira, no período 1981-99, após a abertura comercial ocorreu um aumento da demanda por trabalhadores qualificados e, conseqüentemente, um aumento dos prêmios salariais por eles recebidos. No entanto, esse trabalho apontou uma relativa estabilidade da desigualdade salarial no Brasil. Tal resultado foi corroborado por Barros, Corseuil e Cury (2000), que mostraram que, ao longo do período 1977-99, a desigualdade de renda foi “surpreendentemente” estável, uma vez que o nível de desigualdade, em 1999, era semelhante ao observado no final da década de 70, apesar de algumas oscilações ao longo do período.

3 Descrição dos dados

Este trabalho tem como base a População Economicamente Ativa (PEA) da indústria de transformação, e são utilizados os dados das **Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios** (PNADs) publicadas pelo IBGE no período 1981-02. No ano de 1981, existiam 47.488.526 pessoas economicamente ativas no Brasil, conforme a Tabela 1.² Dessas, um total de 45.465.410 pessoas estavam ocupadas, sendo 6.810.647 na indústria de transformação, o correspondente a 14,98% da PEA total ocupada, conforme o Gráfico 1.

² São consideradas pessoas economicamente ativas as que tinham trabalho durante todo ou parte do período da pesquisa, as pessoas que não exerceram o trabalho remunerado que tinham no período especificado por motivo de férias, licença, greve, etc. e aquelas que tomaram alguma providência efetiva de procura de trabalho na semana de referência da PNAD.

Tabela 1

Evolução da população e da amostra, após a aplicação cumulativa das restrições, no Brasil — 1981-2002

ANOS	PEA		PESSOAS OCUPADAS	
	População (1)	Amostra	População (1)	Amostra
1981	47 488 526	187 450	45 465 410	178 854
1982	49 884 736	202 932	47 925 851	194 426
1983	50 940 700	203 724	48 466 493	193 231
1984	52 443 112	206 344	50 208 765	196 921
1985	55 636 014	215 691	53 760 739	208 121
1986	56 816 215	119 023	55 435 973	115 964
1987	59 542 958	126 743	57 409 975	122 023
1988	61 047 954	127 282	58 728 534	122 095
1989	62 513 176	129 084	60 621 934	124 885
1990	61 915 995	132 400	59 673 644	127 386
1992	69 969 210	151 081	65 395 491	140 605
1993	70 965 378	152 915	66 569 757	142 559
1995	74 138 441	161 512	69 628 608	151 118
1996	73 120 101	155 900	68 040 206	144 294
1997	64 907 667	142 865	59 503 139	130 290
1998	76 885 732	166 745	69 963 113	151 002
1999	79 315 287	173 634	71 676 219	155 953
2001	83 243 239	184 821	75 458 172	166 913
2002	86 055 645	192 049	78 179 622	173 506

(continua)

Tabela 1

Evolução da população e da amostra, após a aplicação cumulativa das restrições, no Brasil — 1981-2002

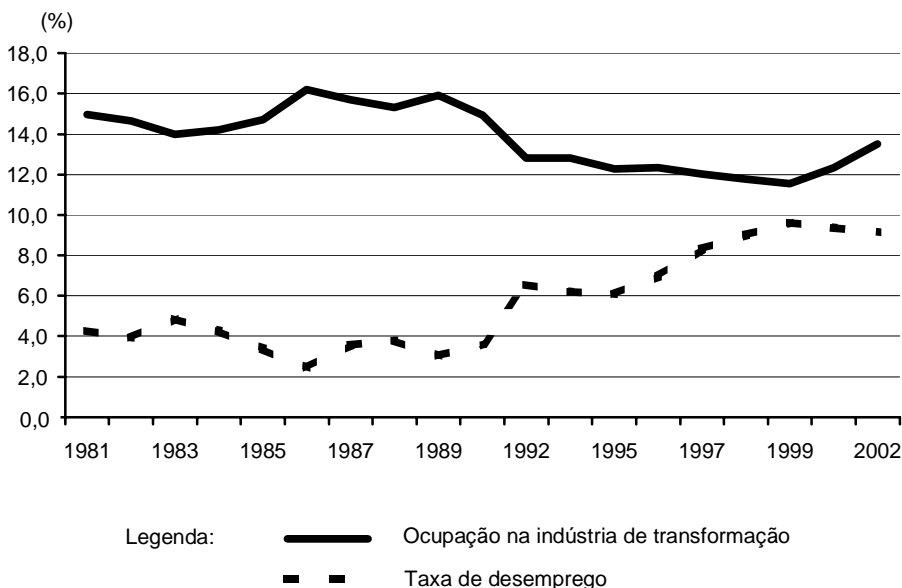
ANOS	INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO		INFORMAÇÃO DECLARADA	
	População (1)	Amostra	População (1)	Amostra
1981	6 810 647	25 345	5 028 688	18 723
1982	7 029 497	27 029	5 113 629	19 731
1983	6 774 786	25 581	5 049 137	18 947
1984	7 136 181	26 643	5 376 680	19 933
1985	7 906 948	28 951	5 924 118	21 561
1986	8 986 445	17 345	6 560 521	12 541
1987	9 005 076	17 631	6 563 332	12 744
1988	8 985 990	17 162	6 486 339	12 245
1989	9 647 143	18 243	7 158 414	13 377
1990	8 913 506	17 724	6 381 947	12 662
1992	8 376 998	17 409	6 898 960	14 322
1993	8 539 323	17 617	7 129 454	14 713
1995	8 548 400	17 791	7 042 345	14 611
1996	8 407 147	17 033	7 018 971	14 173
1997	7 161 822	15 073	5 853 118	12 306
1998	8 230 597	16 940	6 918 752	14 187
1999	8 278 798	17 337	6 956 500	14 555
2001	9 300 279	19 357	7 922 885	16 485
2002	10 568 997	22 282	9 010 276	18 949

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

(1) A estimativa da população é obtida, utilizando-se o fator de expansão disponibilizado pelo IBGE.

Gráfico 1

Participação do pessoal ocupado na indústria de transformação, em relação à PEA total ocupada, e taxa de desemprego no Brasil — 1981-2002



FORNE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999,

O nível de ocupação da indústria de transformação em relação à PEA total reduziu-se na década de 90, em comparação com a de 80, apresentando sinais de recuperação apenas em 1999. No Brasil, contrariando as recomendações de políticas macroeconômicas, o processo de liberalização comercial foi acompanhado por um movimento de apreciação cambial, em especial a partir da implantação do Plano Real, no início de 1999. A valorização da moeda nacional deixou o setor produtivo doméstico exposto à competição com os produtos importados mais baratos, embora, conforme Moreira e Correa (1998), esse comportamento do câmbio tenha possibilitado um progresso tecnológico à indústria local, dado que ampliou o acesso dos produtores nacionais aos bens de capital e aos insumos internacionais, combinado com um processo de concentração e especialização da indústria brasileira. Após 1999, com a desvalorização cambial, os produtores industriais nacionais ficaram mais competitivos, o que favoreceu o setor e gerou alguma recuperação dos postos de trabalho.

Ainda no Gráfico 1, nota-se, como esperado, a correlação negativa entre a taxa de desemprego para a economia brasileira e a ocupação na indústria, confirmando a importância do setor para a geração de postos de trabalho em toda a economia.³

Buscando uniformizar as informações de forma a permitir uma análise adequada do tema, as próximas seções têm como base as pessoas com informações declaradas sobre anos de escolaridade, idade, sexo, setor de atividade, filiação a sindicato, carteira de trabalho, região e condição da ocupação do conta-própria e dos empregados com rendimento positivo e com idade entre 18 e 65 anos. Dessa forma, em 2002, existiam 9.010.276 pessoas ocupadas na indústria de transformação brasileira com informações declaradas, conforme a Tabela 1. A seguir, analisar-se-á o comportamento da desigualdade salarial nesse setor.

4 Evolução da desigualdade salarial

Conforme a Tabela 2, no período 1981-02, ocorreu uma redução no salário real médio da indústria da transformação brasileira, que apresentou uma taxa de variação negativa igual a 38,09%, caindo de R\$ 961,82 em 1981 para R\$ 595,44 em 2002.⁴ Subdividindo-se esse período em duas fases, antes e depois do início do processo de abertura comercial, nota-se que, tanto no primeiro período, 1981-87, quanto no subsequente, 1988-02, os salários médios tiveram tendência de queda.

Porém tal uniformidade de tendência nos dois subperíodos não é observada nos índices de desigualdade salarial.⁵ Eles aumentaram no primeiro período, mas inverteram essa tendência no segundo. Deve-se ressaltar que os resultados para 1988-02, além de captarem os reflexos das medidas de implementação do processo de liberalização comercial, também espelham, em especial, a estabilização econômica obtida com o Plano Real.

No período, o Índice de Gini apresentou uma variação negativa de 0,47%, e o Índice T de Theil, uma variação positiva de 7,17%, o que corrobora os resultados de trabalhos anteriores que realizaram uma análise para toda a economia brasileira, indicando poucas modificações na desigualdade salarial da indústria brasileira.

³ A taxa de desemprego foi obtida nas PNADs, assim como a diferença percentual entre a PEA com 10 anos ou mais e a PEA com 10 anos ou mais ocupada na semana de referência.

⁴ Neste trabalho, para se obterem os valores reais, foi utilizado o deflator para rendimentos das PNADs, com base em setembro de 2002, disponibilizado no site <<http://www.ipea.gov.br>>.

⁵ O cálculo das medidas de desigualdade segue Hoffmann (1998).

Tabela 2

Salário real médio, Índices de Gini e T de Theil e taxa de variação na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	SALÁRIO (R\$)	ÍNDICE DE GINI	ÍNDICE T
1981	961,82	0,497	0,469
1982	925,45	0,497	0,469
1983	758,80	0,502	0,484
1984	747,98	0,507	0,494
1985	832,71	0,507	0,497
1986	1 117,58	0,490	0,457
1987	861,82	0,503	0,484
1988	872,82	0,533	0,552
1989	836,07	0,545	0,608
1990	734,20	0,507	0,488
1992	669,18	0,496	0,481
1993	670,13	0,525	0,644
1995	768,33	0,499	0,496
1996	746,97	0,482	0,439
1997	738,97	0,495	0,483
1998	736,53	0,488	0,479
1999	657,78	0,474	0,454
2001	630,28	0,474	0,471
2002	595,44	0,495	0,503
Taxa de variação (%)			
1981-87	-10,40	1,18	3,20
1988-02	-31,78	-7,28	-8,96
1981-02	-38,09	-0,47	7,17

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

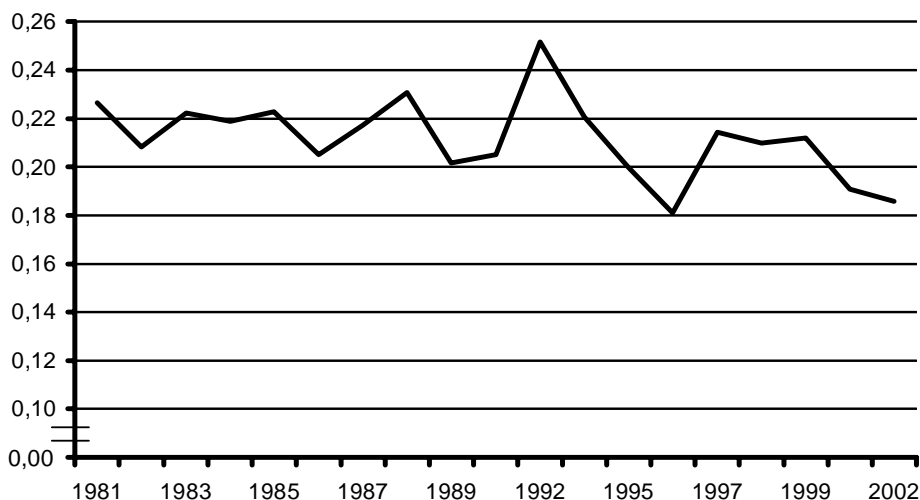
Complementando a análise da desigualdade salarial, pode-se obter o desvio-padrão dos diferenciais salariais entre os setores industriais, o qual fornece a dispersão salarial na indústria.⁶ Esse indicador sugere, conforme exposto no

⁶ Segue-se a metodologia de Haisken-DeNew e Schmidt (1997), utilizando como variável dependente o salário real por hora trabalhada e como variáveis independentes a escolaridade, a experiência, o gênero, a região, a região metropolitana, o sindicato, a carteira de trabalho, o ramo industrial e a condição da ocupação. Foram considerados 17 setores industriais.

Gráfico 2, que, ao longo das duas últimas décadas, a dispersão salarial na indústria se reduziu no Brasil, embora de forma não contínua. No entanto, pode-se notar que, a partir do início da abertura comercial, a queda aparenta ter sido mais acentuada, principalmente após o Plano Real.

Gráfico 2

Desvio-padrão dos diferenciais salariais no Brasil — 1981-2002



FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

Dessa forma, a primeira pergunta levantada ao final da **Introdução** já pode ser respondida afirmativamente, uma vez que as informações sugerem uma redução da desigualdade salarial concomitante com o período da liberalização comercial brasileira, com uma variação negativa dos Índices de Gini e T de Theil, no período 1988-02, respectivamente, de 7,28 e 8,96, conforme a Tabela 2. Ademais, nota-se também uma redução dos diferenciais salariais interindustriais mais intensa nesse período.

Resta agora verificar se essa redução da desigualdade salarial esteve associada a uma redução da desigualdade entre os trabalhadores de maior e menor qualificação, bem como a sua relação com a liberalização comercial.

5 Desigualdade educacional e liberalização comercial

Para analisar a evolução da desigualdade entre trabalhadores qualificados e menos qualificados, optou-se por utilizar os anos de escolaridade formal de cada indivíduo como *proxy* para qualificação. Dessa forma, as pessoas ocupadas na indústria de transformação foram subdivididas em seis níveis educacionais⁷. Inicialmente, é apresentada a composição do mercado de trabalho segundo esses níveis educacionais. Posteriormente, é analisada a desigualdade entre trabalhadores mais e menos qualificados, através da análise da evolução dos respectivos salários médios reais, das estimativas dos prêmios salariais e dos desvios-padrão entre os níveis educacionais, obtidos através da metodologia de Haisken-DeNew e Schmidt (1997) aplicada às *dummies* educacionais, e, também, por meio da decomposição do índice de desigualdade T de Theil.

Em seguida, a estratégia empírica para testar a relação entre a desigualdade salarial e a liberalização comercial é estimar regressões salariais agrupando todos os anos da amostra, incluindo variáveis que refletem o comportamento da abertura comercial: uma variável binária que assume valor igual a um a partir de 1988, denominada abertura, e a tarifa legal média para as importações.⁸ Seguindo o modelo HOS para países em desenvolvimento, a tarifa legal média deveria estar associada positivamente aos salários médios dos trabalhadores mais qualificados e negativamente aos salários médios daqueles menos qualificados.

Na Tabela 3, pode-se observar a composição da ocupação do mercado de trabalho em função dos seis níveis educacionais, ao longo do período 1981-02. O fato mais relevante apontado pela análise dessas informações é o aumento da ocupação das pessoas mais qualificadas em detrimento daquelas menos qualificadas, sugerindo um aumento da demanda por trabalhadores mais qualificados. Uma consequência desses resultados foi o aumento na média de anos de estudo, que passou de 5,75 em 1981 para 7,55 em 2002.

⁷ A saber: nível 1, referente a analfabeto ou com menos de um ano de estudo; nível 2, referente a alguma educação elementar (um a três anos de estudo); nível 3, referente à educação elementar completa ou ensino fundamental incompleto (quatro a sete anos de estudo); nível 4, referente a fundamental completo ou médio incompleto (oito a 10 anos de estudos); nível 5, referente a ensino médio completo ou superior incompleto (11 a 14 anos de estudos); nível 6, referente a superior completo ou mais (15 anos ou mais de estudos).

⁸ A tarifa legal foi obtida no *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) — <<http://www.ipea.gov.br>>. Essa tarifa legal começou a reduzir-se a partir do ano de 1988, quando foi de 26,4% para 9,4% em 2002.

Tabela 3

Participação percentual de cada grupo educacional no total das pessoas ocupadas na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMI- NAÇÃO	NÍVEL 1	NÍVEL 2	NÍVEL 3	NÍVEL 4	NÍVEL 5	NÍVEL 6	MÉDIA DOS ANOS DE ESTUDO
1981	9,02	18,56	41,51	14,49	12,31	4,11	5,75
1982	9,84	17,80	41,00	14,60	12,86	3,89	5,75
1983	8,95	17,14	41,03	15,19	13,19	4,49	5,90
1984	8,62	16,57	40,48	16,15	13,18	4,99	6,02
1985	8,16	16,07	41,16	16,11	14,09	4,42	6,06
1986	7,38	14,71	41,06	17,96	14,17	4,73	6,27
1987	8,28	14,86	39,89	16,97	14,73	5,28	6,28
1988	7,40	14,25	39,39	17,21	15,78	5,34	6,46
1989	7,95	13,69	40,57	18,10	15,22	4,48	6,35
1990	7,57	13,74	39,60	17,32	16,31	5,46	6,40
1992	8,55	14,68	39,21	17,90	15,13	4,52	6,21
1993	7,48	13,33	40,61	18,25	15,86	4,47	6,36
1995	7,02	12,59	39,64	19,22	16,64	4,90	6,55
1996	6,93	11,49	38,20	21,04	18,23	4,11	6,68
1997	6,16	11,31	35,31	21,04	20,79	5,39	7,03
1998	6,12	10,98	35,78	21,08	20,97	5,07	7,01
1999	5,92	10,08	34,94	21,48	23,04	4,55	7,14
2001	5,79	9,29	31,68	21,61	27,18	4,45	7,42
2002	5,15	9,44	31,21	20,97	28,24	4,99	7,54
Taxa de va- riação (%)							
1981-87	-8,26	-19,96	-3,90	17,15	19,64	28,40	9,22
1988-02	-30,40	-33,75	-20,78	21,87	78,93	-6,47	16,78
1981-02	-42,96	-49,13	-24,82	44,76	129,42	21,42	31,12

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

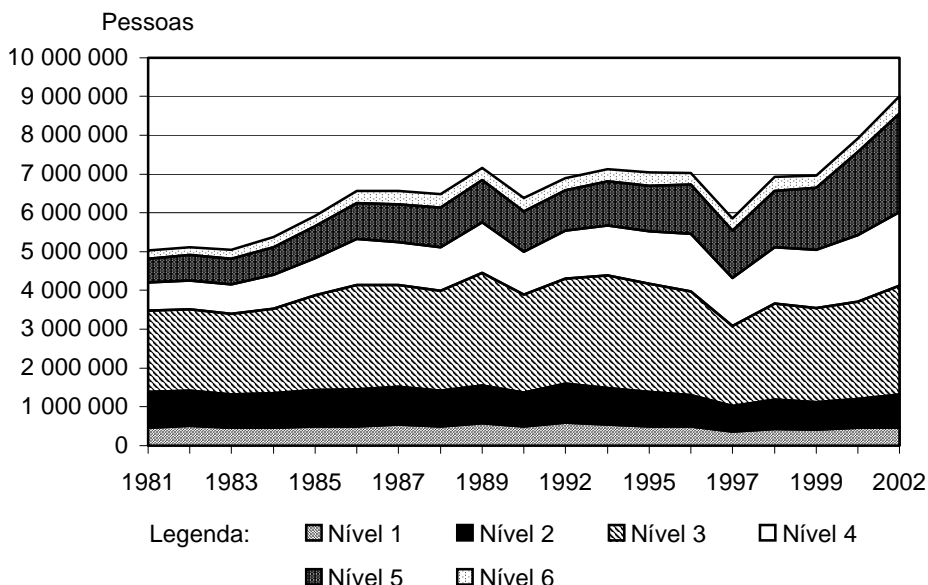
No entanto, para o período subsequente a 1987, tal elevação foi observada para as pessoas com ensino fundamental completo ou médio incompleto (nível 4) e ensino médio completo ou superior incompleto (nível 5). Para as pessoas com o curso superior completo ou mais (nível 6), ocorreu uma redução de 6,47%, com algumas oscilações ao longo do período.

Deve-se notar que, conforme indica o Gráfico 3, após 1988, houve um aumento das pessoas ocupadas, em termos absolutos, em quase todos os níveis educacionais, com exceção dos níveis menos qualificados (níveis 1 e 2).

Contudo, para os níveis 3 e 6, essa elevação não foi suficiente para acompanhar a expansão da ocupação na indústria, o que resultou na taxa de variação negativa observada na Tabela 3.

Gráfico 3

Número de pessoas ocupadas na indústria de transformação, por grupo educacional, no Brasil — 1981-2002



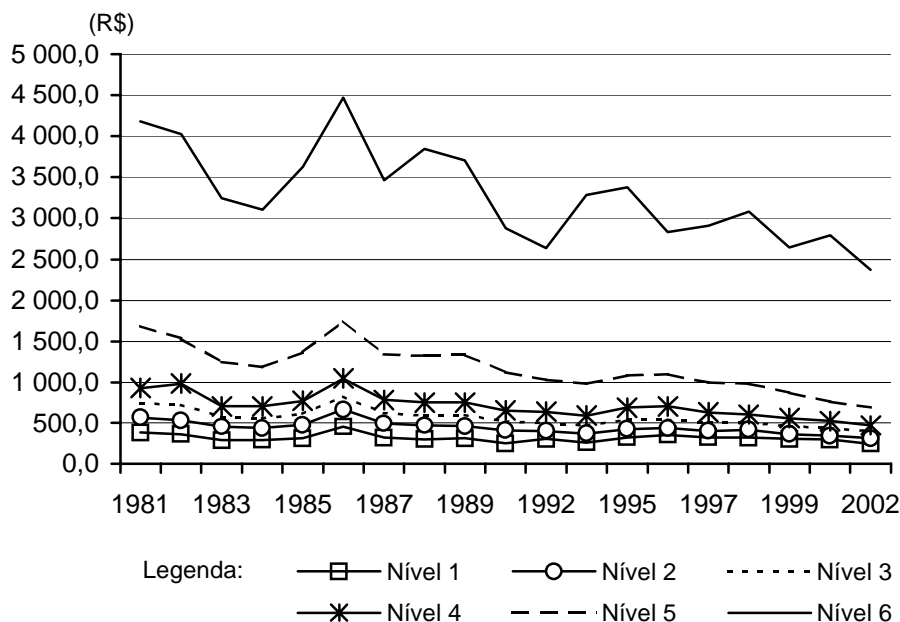
FORNTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

Ao longo desse período, os salários médios correspondentes a cada nível educacional sofreram uma redução do seu poder aquisitivo, conforme o Gráfico 4, com os salários médios reais a valores de setembro de 2002 e por nível educacional. Considerando-se a taxa de variação, as pessoas com ensino médio completo ou superior incompleto (nível 5) foram as que tiveram as maiores perdas (-59,04%) ao longo de todo o período, seguidas por aquelas com ensino fundamental completo ou médio incompleto (nível 4), elementar comple-

to⁹ ou fundamental incompleto (nível 3) e elementar incompleto (nível 2), cujas taxas foram, respectivamente, -49,16%, -46,13% e -45,27%.

Gráfico 4

Salários médios reais, por grupo educacional, na indústria da transformação, no Brasil — 1981-2002



FORNE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

NOTA: Os dados têm como base set./02 = 100.

⁹ Por educação elementar, entendem-se os quatro primeiros anos do ensino fundamental.

Por outro lado, as pessoas analfabetas ou com menos de um ano de instrução foram as que obtiveram uma menor perda em seus ganhos reais, com uma taxa de variação de -35,85%. Uma possível explicação para esse ganho relativo dos trabalhadores menos qualificados pode estar no fato de que seus salários já estavam em um patamar muito baixo, o que não permitiu, por razões até institucionais, uma redução ainda maior ao longo do período. As pessoas pertencentes ao nível 6, com superior completo ou mais, também tiveram uma perda relativamente menor (-43,27%). Esses resultados sugerem uma redução da desigualdade entre o nível menos qualificado (nível 1) e os demais, como pode ser visualizado no Gráfico 4.

Conforme a Tabela 4, a redução do salário real em todos os níveis educacionais é também captada através da estimativa dos prêmios salariais em relação ao nível 1 (analfabetos ou com menos de um ano de estudo).¹⁰ As estimativas tanto sem controles quanto com controles (as variáveis incluídas nas equações, além do nível de escolaridade, são experiência, gênero, região, região metropolitana, sindicato, carteira de trabalho, ramo industrial e condição da ocupação) sugerem que as pessoas com nível superior completo ou mais (nível 6) estiveram entre as que menos perderam durante o período 1981-02, em relação àquelas do nível 1, corroborando as informações anteriores, sendo que as taxas de variação mostram que essas mudanças ocorreram durante a abertura comercial. Deve-se salientar que os prêmios salariais por níveis educacionais, com a inclusão de variáveis individuais ou controles, são mais confiáveis, já que estão sendo comparados trabalhadores com características semelhantes. Quanto maior a importância dessas variáveis na explicação dos diferenciais salariais, maior será a diferença entre as estimativas com e sem os controles.

A dispersão entre esses diferenciais pode ser melhor visualizada através das estimativas dos desvios-padrão entre os níveis educacionais, também sem e com a inclusão de controles, dispostas no Gráfico 5, as quais mostram também uma redução nas duas séries. Pode-se notar que o nível desses desvios-padrão se aproxima na década de 90, o que sugere uma importância relativa maior da variável educação em detrimento das demais, tanto na explicação dos diferenciais salariais quanto na queda na desigualdade salarial.

¹⁰ Os coeficientes das variáveis binárias estão apresentados como a diferença percentual entre o salário esperado na categoria tomada como base (nível 1) e o salário da categoria para a qual aquela variável binária assume valor um. Por exemplo, se o coeficiente da variável binária associada à variável nível 2 for b , então, a diferença percentual no salário esperado da variável nível 2 em relação à nível 1 (tomada como base) será igual a $100[\exp(b) - 1]\%$.

Tabela 4

Prêmios salariais em relação às pessoas analfabetas ou com menos de um ano de estudo (nível 1) na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

(%)

DISCRIMINAÇÃO	SEM CONTROLE				
	Nível 2	Nível 3	Nível 4	Nível 5	Nível 6
1981	64,1	118,9	166,1	346,5	888,7
1982	64,4	131,9	203,8	395,7	1 336,3
1983	79,4	140,1	187,1	404,4	1 357,2
1984	66,1	123,8	178,3	379,7	1 269,6
1985	69,4	131,5	186,8	397,0	1 370,3
1986	58,1	104,1	151,2	324,0	1 094,5
1987	76,3	130,7	186,7	397,5	1 257,6
1988	82,6	138,4	204,0	415,0	1 565,8
1989	54,1	102,3	146,6	312,3	1 160,2
1990	80,8	134,2	186,6	388,4	1 264,5
1992	40,0	80,3	129,5	249,0	833,2
1993	45,0	84,8	133,3	268,1	996,9
1995	38,4	75,5	119,8	231,1	948,1
1996	28,0	60,0	103,4	206,4	715,2
1997	23,6	58,0	95,0	191,4	657,6
1998	31,0	60,5	93,3	195,9	807,5
1999	20,4	54,4	86,0	168,8	749,2
2001	23,5	61,4	90,8	163,5	845,8
2002	31,0	68,9	94,7	171,8	857,5
Taxa de variação (%)					
1981-87	19,0	10,0	12,4	14,7	41,5
1988-02	-62,5	-50,2	-53,6	-58,6	-45,2
1981-02	-51,7	-42,0	-43,0	-50,4	-3,5

(continua)

Tabela 4

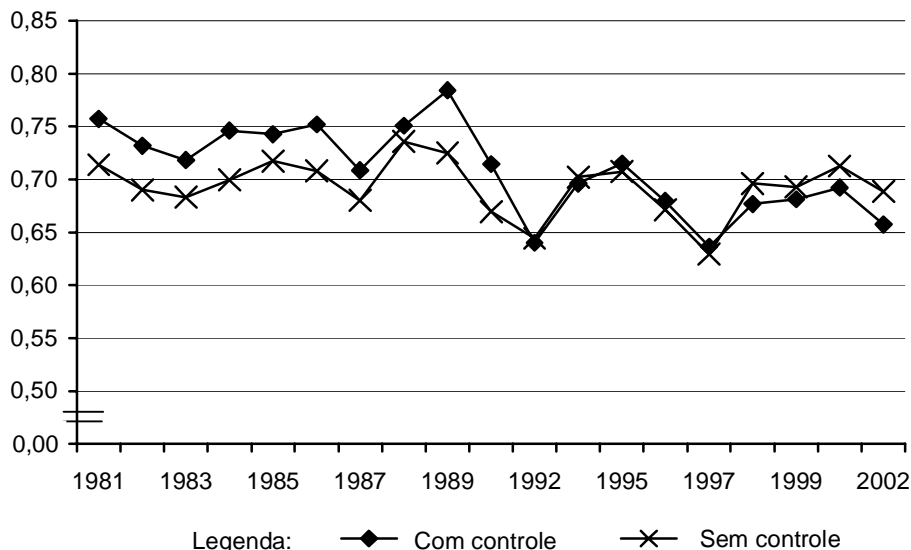
Prêmios salariais em relação às pessoas analfabetas ou com menos de um ano de estudo (nível 1) na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	COM CONTROLE				
	Nível 2	Nível 3	Nível 4	Nível 5	Nível 6
1981	29,1	74,5	154,3	328,3	799,8
1982	28,6	77,0	168,9	347,4	920,8
1983	38,5	84,6	160,8	355,2	940,7
1984	28,2	70,4	149,6	335,5	917,3
1985	34,9	80,0	158,8	346,1	969,2
1986	30,3	72,3	147,5	318,2	902,9
1987	42,3	82,4	157,6	335,9	942,0
1988	40,2	81,3	162,7	346,4	1 071,7
1989	34,0	81,1	154,5	350,4	1 076,0
1990	44,3	87,6	162,1	347,1	1 010,9
1992	17,2	48,7	100,6	209,5	598,0
1993	24,9	57,0	119,4	243,8	752,1
1995	20,9	53,6	104,3	225,9	764,1
1996	15,2	46,0	96,5	205,1	609,6
1997	12,1	41,9	92,0	193,7	562,1
1998	17,9	44,5	88,8	197,8	648,7
1999	12,1	41,6	84,9	176,2	636,3
2001	15,5	46,6	87,6	172,5	704,0
2002	23,3	53,1	92,3	175,1	693,1
Taxa de variação (%)					
1981-87	45,2	10,6	2,2	2,3	17,8
1988-02	-42,1	-34,6	-43,3	-49,5	-35,3
1981-02	-20,1	-28,7	-40,2	-46,7	-13,3

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 997/1999, 2002/2003

Gráfico 5

Desvio-padrão entre os níveis educacionais, com e sem controle
no Brasil — 1981-2002



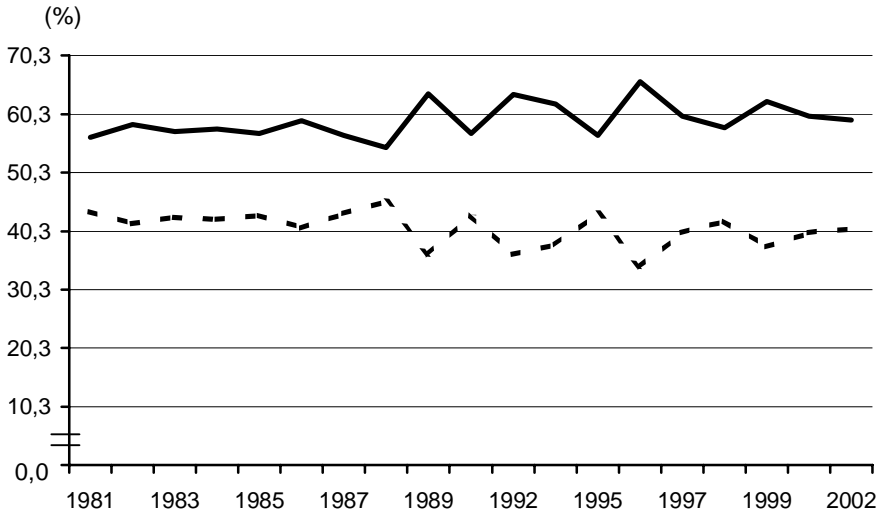
FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002, 2003.

Por fim, o índice de desigualdade T de Theil foi decomposto em uma porção que mostra a desigualdade intragrupos e outra com a desigualdade entre grupos educacionais, conforme o Gráfico 6 e a Tabela 5.

A desigualdade intragrupos mostra sinais de queda apenas no segundo período, o que resultou em uma taxa de variação positiva de 12,74% ao longo de todo o período. O aumento da desigualdade intragrupos pode ser explicado pela elevação da desigualdade dentro dos grupos dos trabalhadores mais qualificados dos níveis 5 e 6, que apresentaram um aumento da desigualdade, ao longo do período, de 12,65% e 56,05% respectivamente. Os demais grupos tiveram uma redução da desigualdade. A fonte desse aumento de desigualdade foge ao escopo deste trabalho, que tem como foco a desigualdade entre grupos, e deve ser buscada entre os demais determinantes salariais, tais como: sexo, cor, posição na ocupação, região, etc.

Gráfico 6

Desigualdade intragrupos e entre grupos educacionais
no Brasil — 1981-2002



Legenda: ——— Desigualdade intragrupos
 - - - - - Desigualdade entre grupos

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

Tabela 5

Índice de desigualdade, por nível educacional, intragrupos e entre grupos,
no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	NÍVEL 1	NÍVEL 2	NÍVEL 3	NÍVEL 4	NÍVEL 5	NÍVEL 6
1981	0,292	0,231	0,261	0,296	0,316	0,199
1982	0,362	0,240	0,258	0,334	0,302	0,215
1983	0,350	0,261	0,248	0,305	0,322	0,252
1984	0,368	0,288	0,275	0,313	0,313	0,237
1985	0,347	0,265	0,247	0,299	0,343	0,256
1986	0,318	0,250	0,251	0,321	0,305	0,217
1987	0,348	0,257	0,254	0,305	0,295	0,253
1988	0,362	0,275	0,282	0,304	0,355	0,271
1989	0,366	0,339	0,347	0,378	0,465	0,382
1990	0,348	0,268	0,245	0,308	0,315	0,251
1992	0,325	0,279	0,265	0,304	0,367	0,307
1993	0,321	0,298	0,287	0,295	0,360	0,709
1995	0,284	0,238	0,250	0,264	0,314	0,312
1996	0,314	0,263	0,268	0,283	0,324	0,281
1997	0,280	0,247	0,254	0,269	0,321	0,321
1998	0,259	0,256	0,228	0,247	0,315	0,320
1999	0,240	0,222	0,220	0,259	0,367	0,279
2001	0,258	0,211	0,204	0,258	0,326	0,340
2002	0,267	0,239	0,239	0,262	0,355	0,310
Taxa de variação (%)						
1981-87	19,15	11,23	-2,81	2,87	-6,44	27,52
1988-02	-26,39	-13,15	-15,17	-13,79	0,09	14,59
1981-02	-8,67	3,41	-8,56	-11,44	12,65	56,05

(continua)

Tabela 5

Índice de desigualdade, por nível educacional, intragrupos e entre grupos, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	INTRAGRUPOS		ENTRE GRUPOS	
	Índice	%	Índice	%
1981	0,264	56,37	0,205	43,63
1982	0,274	58,46	0,195	41,54
1983	0,277	57,31	0,207	42,69
1984	0,285	57,73	0,209	42,27
1985	0,283	57,01	0,214	42,99
1986	0,270	59,16	0,186	40,84
1987	0,274	56,65	0,210	43,35
1988	0,302	54,63	0,251	45,37
1989	0,388	63,73	0,221	36,27
1990	0,278	56,95	0,210	43,05
1992	0,306	63,70	0,175	36,30
1993	0,399	62,05	0,244	37,95
1995	0,281	56,67	0,215	43,33
1996	0,289	65,86	0,150	34,14
1997	0,290	59,96	0,194	40,04
1998	0,278	58,00	0,201	42,00
1999	0,283	62,40	0,171	37,60
2001	0,282	59,97	0,189	40,03
2002	0,298	59,30	0,205	40,70
Taxa de variação (%)				
1981-87	3,72	0,51	2,52	-0,66
1988-02	-1,17	8,55	-18,33	-10,29
1981-02	12,74	5,20	-0,03	-6,72

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

Pode-se observar que a desigualdade entre grupos educacionais caiu a partir do início do processo de abertura comercial (-18,3%), mas, como no primeiro período ocorreu uma elevação da desigualdade (2,5%), durante todo o período observa-se uma redução de apenas 0,03%. Em relação à desigualdade total, a desigualdade entre grupos caiu de 43,63% em 1981 para 40,70% em 2002, atingindo o menor nível em 1996, cujo valor foi igual a 34,14%. Nota-se, no entanto, que essa queda já vinha ocorrendo antes do início do processo de abertura comercial, porém foi mais intensa nesse período.

Dessa forma, analisando as diferentes abordagens adotadas (a análise dos salários médios, dos prêmios salariais, dos desvios padrões e da decomposição do Índice T de Theil), pode-se dizer que ocorreu uma redução da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e menos qualificados durante o processo de abertura comercial, embora essa queda já viesse acontecendo, no período anterior, de forma menos intensa.

Assim, resta ainda se verificar se a redução da desigualdade salarial esteve associada à liberalização comercial. Considerando-se a metodologia proposta, as estimativas obtidas estão expostas na Tabela 6. Foram estimados cinco modelos: o primeiro não incluiu nenhuma *proxy* para a abertura comercial; o segundo incluiu a variável binária; o terceiro, a tarifa legal média; o quarto e o quinto, a interação dessas duas variáveis com os níveis educacionais. A tarifa legal média está associada positivamente à variável dependente log do salário real por hora trabalhada, e a variável binária, negativamente, ambas indicando uma redução do salário real por hora trabalhada após a abertura comercial.

Além disso, quando se analisa o impacto dessa variável por nível educacional, observa-se uma relação inversa para o nível menos qualificado, indicando que ocorreu um aumento do salário relativo para esse nível educacional, como já constatado anteriormente, sugerindo que a abertura comercial pode ter afetado diferentemente os níveis educacionais e provocado uma redução da desigualdade salarial entre os grupos educacionais.

Deve-se notar que, no Brasil, houve apenas um aumento relativo dos salários dos trabalhadores menos qualificados (nível 1), o que justifica os resultados obtidos. Em termos absolutos, observou-se uma redução salarial em todos os níveis educacionais analisados.

Assim, os resultados não rejeitam a presença de uma relação entre a abertura comercial e a desigualdade entre trabalhadores mais e menos qualificados. Portanto, a terceira questão apresentada no início deste trabalho pode ser respondida afirmativamente, ou seja, a abertura comercial parece ter reduzido, embora de forma não acentuada, a desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e menos qualificados na indústria brasileira.

Tabela 6

Equações de salários estimadas para as pessoas ocupadas na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	MODELO I	MODELO II	MODELO III
Intercepto	-1,363	-1,568	-1,276
Experiência	0,052	0,053	0,053
(Experiência)²	-0,001	-0,001	-0,001
Educação			
Nível 2	0,241	0,246	0,247
Nível 3	0,511	0,528	0,536
Nível 4	0,825	0,857	0,871
Nível 5	1,286	1,328	1,341
Nível 6	2,214	2,247	2,260
Gênero (masculino)	0,433	0,431	0,431
Posição na ocupação			
Conta-própria	(1) -0,011	(1) -0,005	0,065
Carteira assinada	0,278	0,259	0,275
Região Metropolitana	0,159	0,146	0,140
Regiões			
Nordeste	0,246	0,263	0,271
Sudeste	0,485	0,477	0,474
Sul	0,402	0,403	0,405
Centro-Oeste	0,262	0,243	0,236
Abertura		-0,205	
Tarifa			0,011
Nível 1 × abertura			
Nível 2 × abertura			
Nível 3 × abertura			
Nível 4 × abertura			
Nível 5 × abertura			
Nível 6 × abertura			
Nível 1 × tarifa			
Nível 2 × tarifa			
Nível 3 × tarifa			
Nível 4 × tarifa			
Nível 5 × tarifa			
Nível 6 × tarifa			
R²	0,319	0,322	0,326
N	262 657	262 657	262 657

(continua)

Tabela 6

Equações de salários estimadas para as pessoas ocupadas na indústria de transformação, no Brasil — 1981-2002

DISCRIMINAÇÃO	MODELO IV	MODELO V
Intercepto	-1,401	-1,245
Experiência	0,054	0,053
(Experiência)²	-0,001	-0,001
Educação		
Nível 2	0,305	0,080
Nível 3	0,636	0,262
Nível 4	1,030	0,468
Nível 5	1,582	0,763
Nível 6	2,454	1,745
Gênero (masculino)	0,429	0,429
Posição na ocupação		
Conta-própria	0,066	(1) -0,005
Carteira assinada	0,272	0,257
Região Metropolitana	0,138	0,144
Regiões		
Nordeste	0,264	0,256
Sudeste	0,477	0,480
Sul	0,408	0,406
Centro-Oeste	0,239	0,246
Abertura		
Tarifa		
Nível 1 × abertura	(1) 0,019	
Nível 2 × abertura	-0,088	
Nível 3 × abertura	-0,175	
Nível 4 × abertura	-0,268	
Nível 5 × abertura	-0,386	
Nível 6 × abertura	-0,329	
Nível 1 × tarifa		-0,006
Nível 2 × tarifa		0,002
Nível 3 × tarifa		0,007
Nível 4 × tarifa		0,014
Nível 5 × tarifa		0,024
Nível 6 × tarifa		0,020
R²	0,328	0,324
N	262 657	262 657

FONTE: PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

NOTA: As regressões incluíram também variáveis binárias para cada setor industrial.

(1) Coeficientes não estatisticamente significativos a um nível de 5%.

6 Considerações finais

Neste trabalho, investigaram-se os efeitos da liberalização comercial ocorrida no Brasil, a partir do final dos anos 80, sobre a desigualdade salarial na indústria de transformação, notadamente entre trabalhadores qualificados e menos qualificados. O objetivo foi testar a validade do que preconiza o teorema HOS para a experiência brasileira de abertura comercial. Segundo esse teorema, em países em desenvolvimento, uma abertura comercial diminui a desigualdade entre os trabalhadores menos qualificados e os qualificados.

Inicialmente, verificou-se que, a partir da abertura comercial, ocorreu uma redução tanto da desigualdade salarial quanto do salário real médio na indústria de transformação. Em seguida, mostrou-se que a desigualdade salarial entre os níveis educacionais também diminuiu durante o período de abertura comercial. Por fim, encontrou-se uma relação estatisticamente significativa entre a redução da desigualdade salarial entre trabalhadores qualificados e menos qualificados e a liberalização comercial, de acordo com o teorema HOS.

No entanto, esses resultados merecem algumas ressalvas. Pelo teorema HOS, a redução da desigualdade salarial entre trabalhadores com maior e menor qualificação ocorreria devido ao aumento relativo dos salários dos trabalhadores menos qualificados, decorrente do aumento da demanda por esses trabalhadores. Porém, no Brasil, observou-se apenas um aumento relativo dos salários dos trabalhadores do primeiro nível educacional — os analfabetos ou com menos de um ano de escolaridade — em um cenário em que, em termos absolutos, houve redução do salário real médio em todos os níveis educacionais. De fato, o nível de ocupação dos trabalhadores menos qualificados caiu, sugerindo que a demanda por eles se tenha reduzido também, ao contrário do que postula o teorema HOS. Não obstante, esse fato está de acordo com outras experiências internacionais, tais como a do México, a do Chile e a da Colômbia, mas, nesses países, foi notado aumento da desigualdade.

Dessa forma, os resultados deste trabalho sugerem que o Brasil é um caso especial, pois, mesmo com um aumento da demanda dos trabalhadores qualificados na indústria brasileira, ocorreu uma redução da desigualdade, ainda que pouco expressiva.

Assim, longe de serem definitivos, esses resultados demonstram que a abertura econômica teve um impacto significativo no comportamento da desigualdade entre os trabalhadores menos qualificados e qualificados, mas também que outros fatores devem ter contribuído para esse comportamento, tais como os planos econômicos, a desregulamentação dos mercados, as inovações tecnológicas, etc. O estudo desses fatores constitui-se em um desafio para trabalhos futuros.

Referências

- ARBACHE, J. S.; DICKERSON; GREEN, F. Trade liberalization and wages in developing countries. **The Economic Journal**, v. 114, n. 493, p. 73-96, 2004.
- ATTANASIO, O.; GOLDBERG, P. K.; PAVENIK, N. Trade reforms and wage inequality in Colombia: NBER, 2003. (Working Paper).
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H.; CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e a desigualdade. In: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 271-298.
- BEYER, H.; ROJAS, P.; VERGARA, R. Trade liberalization and wage inequality. **Journal of Development Economics**, v. 59, p. 103-123, 1999.
- DAVIS, D. R. **Trade liberalization and income distribution**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working papers, n. 5.693).
- FEENSTRA, R. C.; GORDON, H. H. Globalization, outsourcing and wage inequality. **American Economic Review: papers and proceedings**, v. 86, n. 2, p. 240-245, 1996.
- GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, J. S. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**, v. 29, n. 11, p.1923-1939, 2001.
- HAISKEN-DE NEW, J. P.; SCHMIDT, C. M. Inter-industry and inter-region differentials: mechanics and interpretation. **Review of Economics and Statistics**, v. 69, n. 3, p. 516-521, 1997.
- HANSON, G.; HARRISON, A. Trade liberalization and wage inequality in México. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 52, n. 2, p. 271-288, 1999.
- HOFFMANN, R. **Distribuição de renda: medidas de desigualdade e pobreza**. São Paulo: Universidade de São Paulo, 1988.
- INSTITUTO DE ECONOMIA APLICADA — IPEA.
Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- MOREIRA, M. M.; CORREA, P. G. A first look at the impacts of trade liberalization on brazilian manufacturing industry. **Word Development**, v. 26, n. 10, p. 859-74, 1998.

PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS — PNAD 1981/1990, 1992/1993, 1995/1999, 2001/2002. Rio de Janeiro, IBGE, 1983/1993, 1997/1999, 2002/2003.

TAYLOR, L.; VOS, R. Liberalización de la balanza de pagos en América Latina: efectos sobre el crecimiento, la distribución y la pobreza. In: GANUZA, E. et al. **Liberalización, desigualdade y pobreza**: América Latina y el Caribe en los 90. Buenos Aires: EUDEBA; PNUD, 2001. p. 13-76.

WOOD, A. Openness and wage inequality in developing countries: The Latin American challenge to East Asian Conventional wisdom. **World Bank Economic Review**, n. 11, p. 33-58, 1997.