

# EFEITOS DA REDUÇÃO TARIFÁRIA DA DÉCADA DE 1990 SOBRE A DISTRIBUIÇÃO INTRA-SETORIAL DA PRODUÇÃO E DA PRODUTIVIDADE NA INDÚSTRIA BRASILEIRA \*

Adriana Schor  
Da FGV

A liberalização comercial do início da década de 1990 levou ao crescimento da produtividade setorial da indústria brasileira. Este artigo mostra que esse efeito se deve não somente ao aumento da produtividade das firmas, mas também à sua dinâmica intra-setorial. Seguindo Schor (2004), a partir de dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi calculada a produtividade total dos fatores (PTF) de cada firma da amostra, de 1986 até 1998, utilizando funções de produção setoriais estimadas de modo consistente. Encontrou-se grande variância na distribuição da produtividade intra-setorial, e verificou-se que parte dela pode ser explicada pela correlação positiva entre a fração da firma na produção setorial e a sua produtividade. Há pouca evidência de correlação entre a redução tarifária da abertura comercial e variações na produtividade intra-setorial. No entanto, os setores em que ocorreu a maior redução tarifária são aqueles em que houve uma concentração da produção nas firmas mais produtivas, evidenciando o efeito da dinâmica intra-setorial no crescimento da produtividade do setor.

## 1 INTRODUÇÃO

Há, atualmente, relativo consenso na literatura de que a liberalização comercial — identificada como um processo de redução tarifária, aumento da penetração das importações e elevação da fração do produto exportado — contribui para o aumento da produtividade da indústria. Vários estudos mostram que setores que tiveram maior redução tarifária foram, em média, aqueles que tiveram maiores ganhos de produtividade [por exemplo, Ferreira e Rossi (2003) para o Brasil; Iscan (1998) para o México; e Tybout, de Melo e Corbo (1991) para o Chile]. Estudos empíricos para Brasil [Hay (2001); Muendler (2004); e Schor (2004)], Colômbia [Fernandes (2003)] e Chile [Pavcnik (2000)] mostram que a redução tarifária leva, em média, ao aumento da produtividade individual das firmas.

Sem dúvida, o aumento da produtividade intrafirma é um dos fatores que fazem com que a produtividade agregada de um setor aumente. Entretanto, um dos principais fatos estilizados dos estudos de organização industrial é a grande heterogeneidade das firmas — em termos de tamanho, produção e produtividade — não só entre os diversos setores da economia, mas, principalmente, dentro de um mesmo setor de atividade. Essa heterogeneidade pode desempenhar um grande

---

\* Agradeço a Naércio Menezes-Filho, Marc Muendler, Wasmália Bivar, Anna Maria Mayda, Paulo Picchetti, Fabio Kanczuk, Márcio Nakane, Marcelo Resende, Pedro C. Ferreira e a dois pareceristas anônimos pelas sugestões e comentários. À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e à Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe), agradeço o apoio financeiro.

papel na determinação das causas da variação da produtividade setorial agregada. Por um lado, há variação da produtividade individual das firmas ao longo do tempo, que pode ser distinta para diferentes firmas. De outro, há não só a entrada e saída de firmas do setor, como também a realocação dos insumos e da produção entre as diversas firmas. Foster, Haltiwanger e Krizan (1998) identificam quatro principais padrões estabelecidos na literatura em que a dinâmica microeconômica explica o comportamento da produtividade setorial agregada. São eles: a existência de uma grande realocação de insumos e produção entre firmas de um mesmo setor; a entrada e saída de firmas terem um grande papel nesse processo de realocação; o persistente diferencial de produtividade entre firmas de um mesmo setor; e a baixa produtividade que ajuda a explicar a saída de firmas do mercado.

Nos processos de liberalização comercial, é de se esperar que a dinâmica intra-setorial das firmas seja especialmente importante para explicar a evolução da produtividade setorial. A proteção às firmas locais permite que firmas com baixa produtividade permaneçam no mercado em função da pequena concorrência com bens importados. Quando as tarifas são reduzidas essas firmas tendem a deixar o mercado. Melitz (2002) descreve um modelo teórico que incorpora *sunk costs*, concorrência imperfeita e incerteza quanto à produtividade de novas firmas e mostra como a liberalização comercial afeta a produtividade setorial agregada através da realocação da produção em firmas mais produtivas e da saída de firmas menos produtivas do mercado. Pavcnik (2000) e Muendler (2004) apontam evidências de que firmas menos produtivas têm maior probabilidade de deixar o mercado quando as tarifas são reduzidas.

Este artigo contribui para a literatura que analisa os efeitos da liberalização comercial sobre a produtividade da indústria ao relacionar a redução tarifária, observada no Brasil na década de 1990, à evolução da dinâmica da produtividade e à alocação intra-setorial da produção. A dinâmica de produtividade é descrita e analisada a partir de estimativas da distribuição da produtividade das firmas individuais dentro de cada setor. As mudanças nas distribuições são então associadas a mudanças na estrutura tarifária para determinar se setores que tiveram maior redução nas tarifas nominais seriam aqueles que tiveram maiores mudanças na distribuição da produtividade. Também são relacionadas a proporção de produção setorial alocada em firmas mais produtivas e a estrutura tarifária para determinar se há correlação entre aqueles setores com maior redução tarifária e aqueles com concentração da produção em firmas mais produtivas.

O artigo é organizado em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2 é descrita a base de dados utilizada para a estimação da produtividade total dos fatores (PTF). Nas duas seções seguintes são apresentadas a metodologia usada para a estimação da PTF e a contribuição da dinâmica das firmas para explicar a evolução

da produtividade setorial no período entre 1986 e 1998. A última seção é dedicada à análise do efeito da redução tarifária sobre a distribuição de produtividade e sobre a realocação da produção intra-setorial. Por fim, são apresentadas as conclusões.

## 2 DADOS: PESQUISA INDUSTRIAL ANUAL (PIA)

A base de dados usada para a construção das medidas de produtividade é a Pesquisa Industrial Anual (PIA), conduzida pelo Departamento de Indústria, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Deind/IBGE). A PIA coleta anualmente dados de firmas industriais desde 1986 — com exceção de 1991, quando a pesquisa não foi a campo em razão da falta de recursos.

As firmas são qualificadas para entrar na amostra da PIA se pelo menos metade de sua renda é proveniente de atividade industrial. A amostra inicial foi baseada no censo industrial de 1985 e inclui todas as maiores empresas industriais e uma amostra aleatória de firmas de médio porte. Uma vez incluída na amostra, a empresa nela permanece até que seja extinta. As empresas recém-criadas devem ser anualmente incluídas na amostra, embora esse procedimento pareça não ter sido rigorosamente aplicado até 1996. Nesse ano, a pesquisa passou por uma reformulação substancial, tanto no questionário quanto na forma de amostragem. A partir de 1996, todas as empresas de médio e grande portes são incluídas anualmente na amostra, e as empresas de pequeno porte são incluídas através de uma coleta aleatória.<sup>1</sup>

O questionário da PIA contém informações do número total de trabalhadores, identificados entre aqueles ligados diretamente à produção e aqueles não-ligados à produção, vendas, compras e estoques de matérias-primas e produtos acabados. Há também dados de balanço, que permitem que seja calculada a série de estoque de capital.<sup>2</sup> Infelizmente, as informações de vendas, estoques e matérias-primas são coletadas em valores nominais ao fim de cada ano. Devido à alta inflação, na maior parte do período coberto pela pesquisa, cada série foi primeiramente inflada de forma a melhor representar a soma dos valores mensais em dezembro do ano de referência, e somente então convertidas para uma moeda comum — reais de agosto de 1994.<sup>3</sup>

Na Tabela 1 estão listadas as variáveis utilizadas para a estimação da produtividade das firmas e calculadas as médias e os desvios-padrão para cada setor da

1. Para uma descrição detalhada da amostragem da PIA, ver Muendler (2001).

2. Para maiores detalhes, ver Apêndice.

3. No caso da variável produção (calculada a partir das vendas e da variação de estoques), o índice de preços utilizado para primeiro inflacionar e depois deflacionar a série foi o Índice de Preços no Atacado - Oferta Global (IPA-OG) da Fundação Getúlio Vargas (FGV), classificado por nível 100 através da correspondência entre a classificação das colunas da *Revista de Conjuntura* e a classificação nível 100 do IBGE. No caso das matérias-primas, foi utilizada a matriz insumo-produto para a construção de um índice de uso de insumos por nível 50 e aplicado o IPA-OG setorial.

TABELA 1  
FIRMAS DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO: PIA

	Produção <sup>a</sup>		Trabalhadores (produção)		Estoque de capital <sup>a</sup>		Outros insumos <sup>a</sup>	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
Total de firmas								
1986-1990	50,2	135,4	622	1.055	16,9	109,0	19,0	61,3
1992-1998	61,3	207,2	541	989	25,3	113,3	25,0	93,3
4 Minerais não-metálicos								
1986-1990	35,2	48,7	723	797	10,3	15,5	8,0	11,4
1992-1998	24,0	37,0	515	690	12,5	20,0	7,0	11,4
5 Siderurgia								
1986-1990	223,7	427,2	1.670	2.322	250,2	764,6	78,4	141,1
1992-1998	208,2	360,4	1.279	1.818	268,7	656,4	82,1	132,8
6 Metalurgia dos não-ferrosos								
1986-1990	66,3	121,5	797	1.185	43,0	123,2	27,7	52,9
1992-1998	81,7	157,6	635	867	55,2	120,1	36,1	73,2
7 Outros produtos metalúrgicos								
1986-1990	29,5	40,4	540	641	7,8	14,1	7,9	11,3
1992-1998	24,0	37,4	412	393	11,8	24,3	8,0	14,0
8 Aparelhos e equipamentos								
1986-1990	62,0	102,5	923	1.452	15,4	23,3	17,7	33,4
1992-1998	47,7	92,7	573	1.100	16,1	24,6	16,5	38,9
10 Material elétrico								
1986-1990	27,2	42,7	843	1.089	10,8	15,2	18,6	31,1
1992-1998	91,1	155,6	802	1.071	19,8	32,7	33,4	59,2
11 Material eletrônico e de comunicações								
1986-1990	33,8	54,7	547	738	8,6	13,3	10,8	18,7
1992-1998	79,5	206,5	384	569	11,2	18,1	27,9	80,4

(continua)

(continuação)

	Produção <sup>a</sup>		Trabalhadores (produção)		Estoque de capital <sup>a</sup>		Outros insumos <sup>a</sup>	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
12 Automóveis, caminhões e ônibus								
1986-1990	270,4	774,3	1.947	4.273	47,5	134,2	130,8	416,2
1992-1998	604,2	1.484,4	2.663	5.061	101,5	240,3	284,2	715,6
13 Outros veículos, peças e acessórios								
1986-1990	74,1	93,0	1.370	1.400	19,3	23,3	26,6	34,6
1992-1998	86,7	92,9	934	959	27,6	32,2	30,5	35,3
14 Artigos de madeira e do mobiliário								
1986-1990	19,3	29,3	496	679	2,5	4,5	6,8	12,2
1992-1998	16,9	22,6	404	581	4,5	6,5	7,5	11,2
15 Indústria do papel e gráfica								
1986-1990	61,9	84,0	783	814	31,6	60,6	23,5	30,8
1992-1998	69,8	108,6	635	803	49,0	91,4	26,2	40,2
16 Indústria da borracha								
1986-1990	55,8	155,2	527	857	8,3	20,0	17,1	57,7
1992-1998	59,0	150,3	603	961	16,2	31,0	21,1	60,7
17 Elementos químicos não- petroquímicos ou carboquímicos								
1986-1990	50,0	49,1	603	714	28,2	35,7	23,6	27,1
1992-1998	53,7	52,7	523	721	29,1	32,2	26,8	31,2
18 Refino do petróleo e indústria petroquímica								
1986-1990	134,1	174,4	399	803	63,7	124,9	50,6	69,1
1992-1998	135,8	181,8	308	447	88,8	208,4	61,9	86,8
19 Produtos químicos diversos								
1986-1990	68,5	111,5	372	486	15,3	31,2	27,5	45,7
1992-1998	83,4	125,2	371	601	22,1	38,7	34,7	51,8

(continua)

(continuação)

	Produção <sup>a</sup>		Trabalhadores (produção)		Estoque de capital <sup>a</sup>		Outros insumos <sup>a</sup>	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
20 Produtos farmacêuticos e de perfumaria								
1986-1990	66,5	109,6	216	233	5,9	9,9	11,7	22,6
1992-1998	54,1	86,3	211	229	11,4	17,5	13,1	24,3
21 Material plástico								
1986-1990	33,1	52,5	591	787	6,5	10,0	10,4	17,0
1992-1998	31,5	50,1	495	723	11,3	18,0	10,6	16,1
22 Indústria têxtil								
1986-1990	26,6	43,8	684	953	8,5	15,5	9,6	17,2
1992-1998	33,6	48,9	632	830	13,6	19,2	12,9	19,2
23 Artigos do vestuário e acessórios								
1986-1990	17,3	28,9	791	1.251	2,9	5,4	7,0	13,7
1992-1998	24,2	50,3	608	937	5,2	10,7	7,5	15,2
24 Calçados e artigos de couro e peles								
1986-1990	31,6	39,9	505	608	4,2	4,8	11,4	16,7
1992-1998	21,3	32,0	379	514	6,1	7,8	9,7	16,4
25 Indústria do café								
1986-1990	17,0	25,5	84	128	2,0	3,2	8,3	14,1
1992-1998	19,1	27,2	84	108	3,2	4,8	10,2	16,1
26 Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo								
1986-1990	36,8	55,0	206	246	5,7	8,1	17,9	23,8
1992-1998	60,4	274,5	224	418	10,4	24,7	23,7	39,7
27 Abate e preparação de carnes								
1986-1990	53,8	98,2	552	839	8,2	16,0	30,6	52,5
1992-1998	65,0	105,6	710	988	16,9	30,8	39,9	62,5

(continua)

(continuação)

	Produção <sup>a</sup>		Trabalhadores (produção)		Estoque de capital <sup>a</sup>		Outros insumos <sup>a</sup>	
	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão	Média	Desvio- padrão
28 Leite e laticínios								
1986-1990	65,6	95,0	363	455	7,1	11,5	37,0	53,8
1992-1998	64,4	106,9	357	578	15,8	39,5	34,8	55,7
29 Indústria do açúcar								
1986-1990	46,1	69,9	935	757	28,3	22,8	23,4	40,6
1992-1998	54,1	85,3	894	1.051	31,6	21,9	27,6	50,5
30 Óleos vegetais e gorduras para alimentação								
1986-1990	84,7	153,7	274	438	16,3	24,4	51,1	88,7
1992-1998	99,4	199,0	243	343	25,5	49,3	58,4	92,9
31 Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas								
1986-1990	46,4	102,8	443	570	8,2	15,2	13,3	25,7
1992-1998	54,2	103,6	453	569	18,0	35,2	17,2	32,2

<sup>a</sup> Em R\$ milhões de agosto de 1994.

indústria de transformação (classificados por nível 50). As estatísticas foram calculadas para dois períodos distintos no tempo: 1986-1990 e 1992-1998. O primeiro período de cinco anos refere-se ao período em que altas tarifas incidiam sobre produtos importados. No segundo, de sete anos, houve progressivo aumento da liberdade do comércio internacional.

As colunas da Tabela 1 mostram que houve, em média, aumento da produção, do estoque de capital e dos insumos utilizados e queda do número de trabalhadores empregados diretamente na produção. Somente 5 dos 27 setores analisados tiveram aumento do número de trabalhadores após 1990, embora 18 deles tenham aumentado o valor da produção. Virtualmente, todos os setores mostram um aumento do estoque de capital. O aumento do uso de matérias-primas (outros insumos) foi generalizado e 23 dos 27 setores da indústria mostram aumento na média.

A Tabela 1 também evidencia a grande heterogeneidade das firmas da indústria de transformação. Há não só uma grande diferença das firmas — em termos de

tamanho, produção e tecnologia — entre os diversos setores, como dentro de cada setor a heterogeneidade também é bastante acentuada. Isto pode ser visto através do fato de os desvios-padrão das variáveis serem substancialmente maiores que as médias.

A grande heterogeneidade observada reforça o argumento de que estimativas de produtividade feitas com base em dados agregados podem ser viesadas. O uso de dados, em nível da firma, permite que a heterogeneidade seja levada em conta ao estimar a produtividade agregada dos diversos setores da indústria.

### 3 PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES<sup>4</sup>

#### 3.1 Metodologia

A PTF é usualmente calculada como a diferença entre a produção observada e a predita por uma estimativa da função de produção. Assim, o principal problema econométrico é como estimar uma função de produção não-viesada. Suponha-se que a tecnologia de uma firma  $i$  é descrita por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_{lw} lw_{it} + \beta_{lb} lb_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + \mu_{it}$$

onde  $y_{it}$  é o logaritmo da produção,  $lw_{it}$  e  $lb_{it}$  são os logaritmos da quantidade de trabalho usada, respectivamente, na administração e na produção,  $m_{it}$  é o logaritmo da quantidade de outros insumos (matéria-prima) e  $k_{it}$  é o logaritmo do estoque de capital usado pela firma  $i$  no período  $t$ . O termo residual  $\mu_{it}$  específico para cada firma pode ser decomposto como  $\mu_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it}$ , onde  $\omega_{it}$  é o termo relacionado à eficiência produtiva (ou nível de produtividade), que é conhecido pela firma, mas não pelo econometrista, e  $\varepsilon_{it}$  é um choque de produtividade inesperado (não observado pela firma nem pelo econometrista e com média 0).

O fato de que  $\omega_{it}$  é conhecido pela firma quando ela toma a decisão se deve permanecer no mercado e produzir e, se decidir produzir, qual combinação de insumos utilizar, faz com que a estimação da função de produção por mínimos quadrados ordinários (MQO) seja viesada. O erro é correlacionado com as variáveis explicativas, o que fere a hipótese-chave para que a estimação por MQO produza estimativas não-viesadas. Há não somente um viés de simultaneidade, mas também um viés de seleção. O viés de simultaneidade decorre do fato de que o nível de eficiência não observado pelo econometrista é levado em conta quando a firma

4. Esta seção segue Schor (2004).

decide qual combinação de insumos vai ser usada na produção e a quantidade a ser produzida. Já o viés de seleção resulta do fato de a firma decidir se vai ficar no mercado e produzir, ou se vai sair do mercado, somente depois que ela conhece seu nível de eficiência, ou produtividade  $\omega_{it}$ , que não é observado pelo econometrista.

Uma alternativa é usar efeitos fixos para corrigir o viés, assumindo-se que  $\omega_{it}$  é específico para cada firma, mas constante no tempo. Entretanto, durante períodos de mudanças substanciais no ambiente econômico, não é razoável supor que a produtividade das firmas seja constante ao longo do tempo. Na verdade, o interesse é justamente medir a mudança ocorrida na produtividade ao longo do tempo.

Até agora, a alternativa-padrão para resolver o viés introduzido pelo reconhecimento de que  $\omega_{it}$  é conhecido pela firma mas não pelo econometrista é dada por Olley e Pakes (1996) (O-P daqui por diante). Partindo-se da mesma função de produção descrita anteriormente, eles propõem um método econométrico baseado em um modelo estrutural que é capaz de resolver os problemas de simultaneidade e do viés de seleção.

Esses autores desenvolveram um modelo onde a firma maximiza seu fluxo de lucro esperado, atual e futuro. Em cada período a firma decide se deixa o mercado ou se continua a produzir comparando o fluxo líquido de lucros e o seu valor caso saia do mercado. Se decide produzir, a firma escolhe então os insumos a serem utilizados. O fator de eficiência específico da firma é conhecido no início do período  $t$  e determina sua escolha.

O problema de maximização da firma pode ser descrito através de uma função valor (*value function*) para o problema dinâmico de escolher a quantidade produzida e os insumos utilizados de forma a maximizar o fluxo líquido de lucros futuros, caso este seja superior ao valor de saída da empresa. Trabalho e matérias-primas são tratados como insumos variáveis, ou seja, são variáveis de controle na programação dinâmica. O estoque de capital, por outro lado, leva tempo para ser ajustado, sendo, portanto, variável de estado.

Para lidar com o fato de que  $\omega_{it}$  não é observado pelos econométristas, os autores já citados escrevem uma função investimento que depende da variável do nível de eficiência não-observada e do estoque de capital. Assumindo-se que o investimento é sempre positivo se a firma decide continuar no mercado e produzir, é possível inverter essa função e escrever  $\omega_{it}$  como uma função das variáveis observáveis em  $t$ : estoque de capital e investimento.

Sigo, de forma bastante próxima, a metodologia de O-P. Entretanto, algumas mudanças devem ser feitas para adequar o método proposto aos bancos de dados brasileiros utilizados neste estudo.

Primeiro, não é possível usar o investimento como *proxy* para a variável de eficiência não-observada, pois, no banco de dados utilizado, a maioria das firmas, na maioria dos anos, não apresenta investimento positivo. Pavcnik (2000) mostra que há uma mudança significativa nos coeficientes estimados quando observações com investimento nulo são incluídas. Levinsohn e Petrin (2003) reconhecem que essa é uma característica bastante comum aos bancos de dados de firmas em países em desenvolvimento e propõem, então, o uso de outros insumos, tais como matéria-prima, como *proxy* para a variável de produtividade não-observada.

Segundo, não é razoável supor que o trabalho seja um fator plenamente móvel, como é assumido no algoritmo de O-P. No Brasil, dados os elevados custos de demissão e a crescente volatilidade da produção, as firmas primeiro ajustam a quantidade de trabalho necessária para a produção através das horas trabalhadas. Somente quando há mudanças significativas na quantidade produzida ou na tecnologia utilizada é que há uma mudança no número de trabalhadores. Como a informação disponível na PIA é do número de trabalhadores, o insumo trabalho parece ser melhor tratado como uma variável de estado.

Terceiro, O-P tratam o viés de seleção de forma explícita, modelando a probabilidade de a firma continuar no mercado como função das variáveis observadas. Embora a PIA contenha informações sobre se a firma está ativa ou se saiu do mercado, há várias observações nas quais a firma não produz, mas também não decide sair definitivamente do mercado (diz-se que está paralisada). Além disso, algumas firmas deixam de fazer parte da amostra sem informação sobre se foi extinta ou se é apenas uma observação que falta. Como consequência, aqui não é corrigido explicitamente o viés de seleção. Levinsohn e Petrin (2003), entretanto, argumentam que, ao usar um painel não-balanceado de firmas, o viés de seleção é significativamente minimizado.

### 3.2 Modelo estrutural e implementação

Como anteriormente, a tecnologia da firma  $i$  pode ser descrita por uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, tal como

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_{lw} lw_{it} + \beta_{lb} lb_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it}$$

Assumimos que a variável de produtividade não-observada  $\omega_{it}$  segue um processo de Markov de 1ª ordem. O valor esperado de  $\omega_{it}$  é função de seu valor no período  $t-1$  e de um choque inesperado com média 0.

$$\omega_{it} = \omega_{it-1} + \zeta_{it} \Rightarrow \omega_{it} = E(\omega_{it} / \omega_{it-1}) + \zeta_{it}$$

Além de trabalho e capital, a firma necessita de outros insumos (matéria-prima) para produzir de acordo com a função de produção mostrada anteriormente. A demanda por esses insumos é função da variável de eficiência  $\omega_{it}$  e das variáveis de estado, trabalho e estoque de capital. A quantidade usada desses insumos é ajustada imediatamente a diferentes níveis observados da variável de eficiência ou produtividade. Trabalho e capital, por outro lado, levam tempo para se ajustar devido aos custos de ajustamento.

$$m_{it} = f_t(\omega_{it}, lw_{it}, lb_{it}, k_{it})$$

Parece ser razoável supor que a função citada seja monotônica em  $\omega$ . Isto é, dado o estoque de capital e trabalho no período  $t$ , quanto maior a produtividade ou o nível de eficiência, maior será a quantidade utilizada de matérias-primas, na medida em que a firma produzirá mais que outra firma com mesmo estoque de capital e trabalho, mas menor produtividade. Assim, podemos inverter a equação citada e escrever  $\omega_{it}$  como função das variáveis observadas — matérias-primas, trabalho e estoque de capital.

$$\omega_{it} = h_t(m_{it}, lw_{it}, lb_{it}, k_{it})$$

Substituindo-se essa equação na função de produção, temos

$$y_{it} = \varphi_t(m_{it}, lw_{it}, lb_{it}, k_{it}) + \varepsilon_{it}$$

onde:

$$\begin{aligned} \varphi_t(m_{it}, lw_{it}, lb_{it}, k_{it}) = & \beta_0 + \beta_{lw} lw_{it} + \beta_{lb} lb_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + \\ & + h_t(m_{it}, lw_{it}, lb_{it}, k_{it}) \end{aligned}$$

Como em O-P e Pavcnik (2000), a função  $\varphi_t$  é aproximada por um polinômio composto pelas variáveis observadas — matérias-primas, trabalho e estoque de capital. A função  $\varphi_t$  é estimada para três períodos distintos (1986-1990,

1992-1994 e 1995-1998) porque, para tal aproximação ser válida, é necessário que o mercado de insumos seja o mesmo para todas as firmas e que sua estrutura não mude ao longo do tempo. Assim, o primeiro estágio do procedimento O-P é estimar  $\varphi_t$ . Aqui a função foi aproximada por um polinômio de quarto grau em todas as variáveis.

Como dito anteriormente, a hipótese de que a eficiência da firma segue um processo de Markov de 1ª ordem permite que seu valor esperado seja escrito como função de seu valor passado:

$$E(\omega_{it} / \omega_{it-1}) = g(\omega_{it-1})$$

A função  $g(\cdot)$  pode então ser expressa como uma função dos valores passados das variáveis observáveis ao substituímos  $\omega_{it-1}$  pelas funções  $h_{t-1}$  e  $\varphi_{t-1}$ .

$$\begin{aligned} g(\omega_{it-1}) &= g(h_{t-1}(m_{it-1}, lw_{it-1}, lb_{it-1}, k_{it-1})) \\ &= g(\varphi_{t-1}(m_{it-1}, lw_{it-1}, lb_{it-1}, k_{it-1}) - \beta_0 - \beta_{lw} lw_{it-1} - \beta_{lb} lb_{it-1} - \\ &\quad - \beta_m m_{it-1} - \beta_k k_{it-1}) \end{aligned}$$

Usando-se os valores preditos de  $\varphi_{t-1}$  estimados no primeiro estágio, podemos estimar (aqui usamos o procedimento de otimização oferecido pelo programa Matlab), num segundo estágio, os coeficientes associados às variáveis observadas por mínimos quadrados não-lineares da função a seguir:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta_0 + \beta_{lw} lw_{it} + \beta_{lb} lb_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_k k_{it} + g(\varphi_{t-1}(m_{it-1}, lw_{it-1}, lb_{it-1}, k_{it-1}) - \\ &\quad - \beta_0 - \beta_{lw} lw_{it-1} - \beta_{lb} lb_{it-1} - \beta_m m_{it-1} - \beta_k k_{it-1}) + \zeta_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

### 3.3 Estimação

Uma função de produção foi estimada para cada um dos 27 setores usando-se a equação e a metodologia descritas anteriormente. Na Tabela 2, são apresentados os coeficientes estimados para cada setor. A maioria dos coeficientes associados ao estoque de capital, estimados pela metodologia O-P, é maior que as estimativas de MQO (23 entre os 27 setores analisados), o que evidencia que o viés de simultaneidade existe na estimação por mínimos quadrados.<sup>5</sup>

5. Se o estoque de capital e a quantidade de trabalho forem positivamente correlacionados, e se ambos, capital e trabalho, forem correlacionados com a variável de produtividade — o que de fato parece ser o caso —, então o coeficiente de capital tende a ser subestimado e o coeficiente do trabalho tende a ser superestimado. Levinsohn e Petrin (2003) discutem em mais detalhes o sinal do viés.

TABELA 2  
ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

	Número de observações	Metodologia de O-P			
		<i>lb</i>	<i>lw</i>	<i>m</i>	<i>k</i>
4		Minerais não-metálicos			
	1.468	0,1634 (0.0102)	0,1668 (0.0098)	0,5152 (0.0109)	0,1553 (0.0086)
5		Siderurgia			
	664	0,2861 (0.0207)	0,1158 (0.0192)	0,4976 (0.0122)	0,1831 (0.0115)
6		Metalurgia dos não-ferrosos			
	712	0,2838 (0.0277)	0,1537 (0.0218)	0,5268 (0.0165)	0,1188 (0.0150)
7		Outros produtos metalúrgicos			
	575	0,289 (0.0216)	0,2475 (0.0173)	0,5232 (0.0164)	0,0695 (0.0157)
8		Aparelhos e equipamentos			
	2.511	0,2654 (0.0186)	0,1765 (0.0164)	0,4767 (0.0125)	0,1609 (0.0130)
10		Material elétrico			
	537	0,3837 (0.0449)	0,1647 (0.0313)	0,4305 (0.0276)	0,0667 (0.0306)
11		Material eletrônico e de comunicações			
	1.033	0,1353 (0.0148)	0,1361 (0.0129)	0,5662 (0.0103)	0,1692 (0.0101)
12		Automóveis, caminhões e ônibus			
	448	0,2988 (0.0247)	0,0777 (0.0230)	0,6341 (0.0190)	0,0892 (0.0163)
13		Outros veículos, peças e acessórios			
	1.063	0,3121 (0.0226)	0,1225 (0.0150)	0,4941 (0.0153)	0,2156 (0.0123)
14		Artigos de madeira e do mobiliário			
	1.517	0,2366 (0.0197)	0,1103 (0.0163)	0,5288 (0.0139)	0,1205 (0.0139)

(continua)

(continuação)

	Número de observações	Metodologia de O-P			
		<i>lb</i>	<i>lw</i>	<i>m</i>	<i>k</i>
15		Indústria do papel e gráfica			
	1.083	0,3077 (0.0165)	0,0026 (0.0133)	0,654 (0.0124)	0,0824 (0.0086)
16		Indústria da borracha			
	894	0,3393 (0.0286)	0,1776 (0.0232)	0,4808 (0.0208)	0,0924 (0.0169)
17		Elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos			
	1.385	0,1308 (0.0170)	0,1164 (0.0148)	0,5418 (0.0167)	0,209 (0.0199)
18		Refino do petróleo e indústria petroquímica			
	873	0,1411 (0.0176)	0,0297 (0.0124)	0,7018 (0.0142)	0,1987 (0.0123)
19		Produtos químicos diversos			
	1.537	0,1273 (0.0131)	0,2163 (0.0114)	0,5631 (0.0092)	0,1194 (0.0088)
20		Produtos farmacêuticos e de perfumaria			
	1.099	0,1982 (0.0138)	0,2835 (0.0097)	0,5034 (0.0131)	0,0826 (0.0071)
21		Material plástico			
	1.585	0,1585 (0.0155)	0,1924 (0.0118)	0,5537 (0.0096)	0,1253 (0.0076)
22		Indústria têxtil			
	3.526	0,2052 (0.0049)	0,1437 (0.0041)	0,5581 (0.0034)	0,1028 (0.0027)
23		Artigos do vestuário e acessórios			
	2.187	0,2104 (0.0154)	0,1707 (0.0138)	0,5225 (0.0124)	0,1823 (0.0119)
24		Calçados e artigos de couro e peles			
	777	0,3103 (0.0110)	0,1937 (0.0091)	0,5153 (0.0082)	0,0761 (0.0098)
25		Indústria do café			
	920	0,2006 (0.0174)	0,1017 (0.0156)	0,5729 (0.0131)	0,1326 (0.0138)

(continua)

(continuação)

	Número de observações	Metodologia de O-P			
		<i>lb</i>	<i>lw</i>	<i>m</i>	<i>k</i>
26		Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo			
	1.230	0,2487 (0.0123)	0,1335 (0.0108)	0,6263 (0.0077)	0,0861 (0.0087)
27		Abate e preparação de carnes			
	1.393	0,3656 (0.0110)	0,087 (0.0091)	0,5745 (0.0068)	0,0527 (0.0062)
28		Leite e laticínios			
	855	0,3525 (0.0210)	0,1696 (0.0191)	0,4752 (0.0137)	0,1472 (0.0135)
29		Indústria do açúcar			
	725	0,1409 (0.0111)	0,128 (0.0106)	0,6302 (0.0103)	0,0992 (0.0145)
30		Óleos vegetais e gorduras para alimentação			
	551	0,1474 (0.0240)	0,027 (0.0168)	0,6475 (0.0102)	0,1541 (0.0173)
31		Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas			
	2.818	0,19 (0.0079)	0,0956 (0.0068)	0,608 (0.0079)	0,1517 (0.0048)

Obs.: Erro-padrão entre parênteses.

Os erros-padrão mostrados não são corrigidos pelo fato de o segundo estágio dos mínimos quadrados não-lineares usar variáveis estimadas em vez dos valores verdadeiros. Embora em O-P não haja muita diferença entre os erros-padrão corrigidos e os não-corrigidos quando se usa a aproximação por polinômios como a que foi aqui utilizada, parece ser importante confirmar esse resultado. Foram calculados os erros-padrão através do *bootstrap* (nesse caso, foi usada a função-padrão do Matlab) da amostra para 1/4 dos 27 setores, devido ao alto custo computacional requerido para tal experimento. Embora eles sejam maiores que os erros-padrão analíticos, nem a significância dos coeficientes nem a conclusão de que o algoritmo de O-P gera coeficientes associados ao capital maiores que os de MQO são alteradas.

A Tabela 3 apresenta a evolução da PTF para os 27 setores estimados. Os ganhos médios de produtividade medidos pela PTF são bastante inferiores àqueles medidos pela produtividade do trabalho. Essa evidência reforça a tese de que houve, nesse período, a substituição do insumo trabalho por capital na produção da indústria de transformação. O aumento da PTF para a indústria de transformação

TABELA 3  
**PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES**  
 [1986 = 100]

	1986	1987	1988	1989	1990	1992
4 Minerais não-metálicos	100,00	80,97	86,62	77,86	83,97	65,53
5 Siderurgia	100,00	111,11	133,24	134,21	131,93	124,28
6 Metalurgia dos não-ferrosos	100,00	121,11	130,97	133,01	120,26	130,96
7 Outros produtos metalúrgicos	100,00	116,43	132,52	134,83	129,37	112,55
8 Aparelhos e equipamentos	100,00	102,56	94,91	98,18	86,20	94,92
10 Material elétrico	100,00	124,49	112,59	133,36	141,32	201,63
11 Material eletrônico e de comunicações	100,00	120,39	135,47	147,00	120,07	148,11
12 Automóveis, caminhões e ônibus	100,00	95,48	111,06	116,95	93,62	107,32
13 Outros veículos, peças e acessórios	100,00	122,37	132,09	141,57	109,91	116,86
14 Artigos de madeira e do mobiliário	100,00	87,10	87,99	81,84	64,02	61,85
15 Indústria do papel e gráfica	100,00	111,48	110,29	113,08	108,58	111,16
16 Indústria da borracha	100,00	113,20	133,28	161,48	136,86	120,91
17 Elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos	100,00	103,81	114,35	118,55	101,65	104,91
18 Refino do petróleo e indústria petroquímica	100,00	95,31	93,78	89,37	76,51	71,19
19 Produtos químicos diversos	100,00	107,46	129,66	142,38	123,55	123,31
20 Produtos farmacêuticos e de perfumaria	100,00	120,99	115,69	132,25	114,81	99,36
21 Material plástico	100,00	121,27	109,26	113,49	104,14	115,12
22 Indústria têxtil	100,00	110,05	119,41	117,21	113,11	115,80
23 Artigos do vestuário e acessórios	100,00	104,96	99,31	57,02	53,24	90,01
24 Calçados e artigos de couro e peles	100,00	102,59	90,21	86,16	77,65	75,69
25 Indústria do café	100,00	144,73	158,48	139,39	118,22	128,08
26 Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	100,00	70,41	67,48	61,63	69,46	66,10
27 Abate e preparação de carnes	100,00	108,46	108,66	98,87	106,48	93,74
28 Leite e laticínios	100,00	95,45	103,03	96,77	82,26	81,05
29 Indústria do açúcar	100,00	111,40	120,61	128,66	115,98	117,28
30 Óleos vegetais e gorduras para alimentação	100,00	113,33	110,44	122,73	118,35	97,61
31 Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	100,00	99,60	127,70	125,02	110,88	98,06
Média dos setores da indústria de transformação	100,00	108,02	113,67	114,92	104,16	106,42
Total da indústria de transformação	100,00	106,13	113,51	117,27	104,58	106,02

(continua)

(continuação)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
4 Minerais não-metálicos	77,40	58,47	43,32	67,03	66,35	63,70
5 Siderurgia	126,49	120,16	110,28	122,90	132,69	134,22
6 Metalurgia dos não-ferrosos	152,65	125,25	120,05	122,95	133,40	133,72
7 Outros produtos metalúrgicos	106,04	103,18	107,98	110,48	123,02	134,24
8 Aparelhos e equipamentos	111,29	97,16	71,49	93,96	105,19	110,65
10 Material elétrico	212,83	216,56	210,92	225,42	237,19	245,96
11 Material eletrônico e de comunicações	171,17	152,08	148,61	161,90	218,84	200,67
12 Automóveis, caminhões e ônibus	123,05	126,81	101,50	117,58	123,42	130,10
13 Outros veículos, peças e acessórios	147,20	137,72	136,26	147,96	160,98	163,05
14 Artigos de madeira e do mobiliário	68,13	71,37	58,77	72,81	75,81	81,13
15 Indústria do papel e gráfica	114,49	111,63	101,12	123,73	122,80	132,48
16 Indústria da borracha	122,92	103,53	96,15	108,12	116,27	127,54
17 Elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos	107,20	107,00	100,08	112,93	111,03	116,20
18 Refino do petróleo e indústria petroquímica	88,95	78,38	65,09	70,83	74,44	85,77
19 Produtos químicos diversos	134,46	124,10	125,28	144,62	139,86	140,04
20 Produtos farmacêuticos e de perfumaria	96,67	83,88	70,48	73,03	63,82	56,91
21 Material plástico	119,62	99,97	88,35	103,67	105,71	107,20
22 Indústria têxtil	129,32	110,97	99,50	103,65	110,18	112,14
23 Artigos do vestuário e acessórios	107,00	121,01	117,25	106,75	119,02	130,54
24 Calçados e artigos de couro e peles	77,86	61,72	47,09	62,89	70,72	72,58
25 Indústria do café	127,21	103,49	97,01	96,29	94,10	114,84
26 Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	76,86	73,06	63,97	67,80	137,06	140,44
27 Abate e preparação de carnes	92,75	89,97	84,24	101,56	96,52	91,46
28 Leite e laticínios	85,86	72,36	68,07	78,88	83,12	79,60
29 Indústria do açúcar	129,65	127,99	119,74	125,32	141,09	137,31
30 Óleos vegetais e gorduras para alimentação	109,04	109,85	95,21	137,70	147,29	140,43
31 Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	99,27	85,81	74,19	82,96	77,37	89,68
Média dos setores da indústria de transformação	115,38	106,42	97,11	109,03	118,05	121,21
Total da indústria de transformação	116,70	107,76	97,34	112,80	124,09	126,59

como um todo, entre 1986 e 1998, foi de 26%, resultado bastante inferior ao aumento de mais de 150% da produtividade do trabalho nesse mesmo período.

Há significativa heterogeneidade na medida de PTF para os diversos setores da indústria de transformação. Comparando-se as taxas anualizadas de crescimento da PTF para os dois subperíodos (1986-1990 e 1992-1998) temos que, no primeiro subperíodo, as taxas de crescimento variam entre 9% (material elétrico) e -14,6% (artigos do vestuário e acessórios), com média de 1,02% a.a. No segundo subperíodo, a dispersão não parece ser menor: média de 2,19%, variando entre 13,3% (beneficiamento de produtos de origem vegetal) e -8,9% (produtos farmacêuticos e de perfumaria).

#### 4 DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE SETORIAL

A evolução da produtividade dos setores apresentada anteriormente foi calculada do modo usual, ou seja, multiplicando-se a produtividade de cada firma do setor pela sua parcela de produção no total produzido pelo setor e somando-se para todas as firmas do setor. Dessa forma, essa medida de produtividade agregada combina duas informações, a evolução da produtividade intrafirma e a evolução da alocação da produção setorial entre as diversas firmas que compõem o setor. A decomposição desses dois fatores nos permite ter uma estimativa da importância de cada um desses fatores no resultado agregado da produtividade setorial.

Primeiramente, o índice de PTF foi normalizado de forma que é possível comparar, através de um índice apenas, a evolução da produtividade da firma ao longo do tempo e em relação a uma firma de referência do setor. Essa medida de produtividade segue Pavcnik (2000) e Aw, Chen e Roberts (2001). Nesse caso, a firma de referência é uma firma sintética que tem o valor da produção, estoque de capital, número de trabalhadores e uso de matérias-primas iguais à média do setor em 1986. De forma mais clara, o logaritmo da medida de produtividade de cada firma  $i$  no período  $t$  é calculado como:

$$\text{prod}_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_{lb} lb_{it} - \hat{\beta}_{lw} lw_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - (y_r - \hat{y}_r)$$

onde  $y_r = \bar{y}_{it}$  e  $\hat{y}_r = \hat{\beta}_{lb} \bar{lb}_{it} + \hat{\beta}_{lw} \bar{lw}_{it} + \hat{\beta}_m \bar{m}_{it} + \hat{\beta}_k \bar{k}_{it}$ . A barra sobre cada variável denota a média simples de todas as firmas de cada setor em 1986. Essa medida de produtividade representa o desvio logarítmico da firma em relação à média do setor no ano-base de 1986.

Para estabelecer a relação entre a produtividade da firma individual e a produtividade agregada do setor, a produtividade do setor foi decomposta segundo

O-P. A produtividade do setor é a média da produtividade das firmas ponderada pela parcela de produção da firma no total da produção do setor. Assim, essa medida de produtividade agregada pode ser decomposta da seguinte forma:

$$\text{prod setor}_t = \sum_{i=1}^N s_{it} pr_{it} = \overline{pr}_t + \sum_{i=1}^N (s_{it} - \bar{s}_t) (pr_{it} - \overline{pr}_t)$$

onde  $s_{it}$  é a parcela de produção da firma  $i$  no período  $t$  no total da produção do setor. As barras sobre as variáveis denotam a média simples de todas as firmas do setor no período.

São dois os componentes dessa decomposição: a média não-ponderada da produtividade das firmas do setor (que representa a evolução da produtividade média das firmas) e a correlação entre o nível de produtividade e a parcela de produção das firmas no setor (que representa a alocação da produção em firmas mais eficientes). A média não-ponderada das firmas é relativa à firma de referência, que tem produtividade 0 por definição.

A Tabela 4 mostra essa decomposição, em termos de taxa de crescimento, para os 27 setores. A primeira coluna mostra a variação da produtividade agregada do setor em relação a 1986. As duas colunas seguintes mostram a variação da produtividade média das firmas e da co-variância entre produtividade da firma e sua parcela de produção. Como era de se esperar, a soma das duas últimas colunas é igual ao valor da primeira.

Chama a atenção a heterogeneidade entre os setores. Do total, oito setores mostram queda de produtividade entre os anos de 1986 e 1998. Com exceção de dois setores (calçados e artigos de couros e peles e outras indústrias alimentares e de bebidas), a queda observada pode ser explicada exclusivamente pela menor produtividade individual das firmas. O mesmo não pode ser dito dos setores que tiveram aumento de produtividade no período. Dos 19 setores que apresentaram crescimento no nível de produtividade, nenhum deles tem esse aumento explicado exclusivamente pelo crescimento da produtividade das firmas individuais. O crescimento da produtividade de cinco setores é explicado apenas pela realocação da produção rumo às firmas mais produtivas, já que a produtividade média das firmas diminuiu, ou permaneceu constante, entre 1986 e 1998. Na maioria dos setores, o aumento da produtividade é devido a uma combinação dos dois fatores: maior produtividade das firmas individuais e maior produção nas firmas com maior produtividade.

TABELA 4  
**DECOMPOSIÇÃO DA TAXA DE CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES**

Setor	Produtividade agregada	Média simples da produtividade da firma	Covariância entre produtividade e parcela de produção
4 Minerais não-metálicos	-0,363	-0,577	0,214
5 Siderurgia	0,342	0,093	0,249
6 Metalurgia dos não-ferrosos	0,337	0,137	0,200
7 Outros produtos metalúrgicos	0,342	0,086	0,256
8 Aparelhos e equipamentos	0,106	-0,078	0,185
10 Material elétrico	1,460	1,304	0,156
11 Material eletrônico e de comunicações	1,007	0,420	0,587
12 Automóveis, caminhões e ônibus	0,301	0,111	0,190
13 Outros veículos, peças e acessórios	0,631	0,596	0,034
14 Artigos de madeira e do mobiliário	-0,189	-0,495	0,306
15 Indústria do papel e gráfica	0,325	0,118	0,207
16 Indústria da borracha	0,275	0,006	0,269
17 Elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos	0,162	0,121	0,041
18 Refino do petróleo e indústria petroquímica	-0,142	-0,205	0,063
19 Produtos químicos diversos	0,400	0,161	0,239
20 Produtos farmacêuticos e de perfumaria	-0,431	-0,591	0,161
21 Material plástico	0,072	-0,036	0,108
22 Indústria têxtil	0,121	0,000	0,121
23 Artigos do vestuário e acessórios	0,305	0,190	0,115
24 Calçados e artigos de couro e peles	-0,274	-0,268	-0,006
25 Indústria do café	0,148	-0,041	0,189
26 Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	0,404	-0,117	0,521
27 Abate e preparação de carnes	-0,085	-0,117	0,032
28 Leite e laticínios	-0,204	-0,323	0,119
29 Indústria do açúcar	0,373	0,249	0,124
30 Óleos vegetais e gorduras para alimentação	0,404	0,142	0,262
31 Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	-0,103	-0,071	-0,032

## 5 EFEITO DA REDUÇÃO TARIFÁRIA NA DISTRIBUIÇÃO DA PRODUTIVIDADE E NA ALOCAÇÃO DA PRODUÇÃO INTRA-SETORIAL

A decomposição do crescimento da produtividade setorial mostra que, em média, as firmas ficaram mais produtivas em 1998 em relação a 1986. Mas como mudou a distribuição das firmas do setor considerando seu nível de produtividade? O efeito se restringiu à média, ou a distribuição sofreu modificações?

Durante o período analisado, a política comercial brasileira sofreu significativa transformação. A tarifa média nominal caiu de 77%, em 1987, para 13,6%, em 1994. A dispersão tarifária também foi fortemente reduzida. O desvio-padrão caiu para 8,4%, em 1994, contra 53,8%, em 1987. Embora tenha havido um movimento de aumento de tarifas na última metade dos anos 1990, a década terminou com tarifa nominal 20 pontos percentuais (p.p.) abaixo do valor inicial. As firmas da indústria de transformação estavam, sem dúvida, muito menos protegidas que anteriormente.

É de se esperar que a redução tarifária tenha contribuído não só para o aumento da média da produtividade das firmas, como mostram Muendler (2004) e Schor (2004), mas também para a redução da dispersão da distribuição intra-setorial da produtividade. Firms menos produtivas devem deixar o mercado — devido à maior competição com importados — e é esperado que firmas mais produtivas tenham sua produção elevada em função do aumento das exportações. Mesmo que não haja aumento da produtividade média das firmas, a produtividade setorial cresce nesse processo.

### 5.1 Distribuição da produtividade intra-setorial

Para analisar a distribuição da produtividade de cada setor, foi estimada a densidade do logaritmo da produtividade das firmas dos 27 setores para dois subperíodos (1986-1990 e 1992-1998). Para cada subperíodo foi calculada a média da produtividade individual de cada firma e, a partir dessa média, a densidade.

A densidade da produtividade de cada setor é estimada, de forma não-paramétrica, através da densidade kernel. De forma semelhante ao histograma, a densidade kernel é estimada mediante divisão dos dados em intervalos, e a cada intervalo é associado o número de observações encontradas na base de dados. A densidade kernel, entretanto, difere do histograma na medida em que os intervalos podem ser superpostos e as observações são ponderadas de acordo com sua distância em relação ao ponto médio do intervalo. Aqui foi utilizada a densidade kernel usando-se a função kernel de Epanechnikov, com janela de tamanho 40, que é o padrão estabelecido pelo programa Stata.

Os resultados obtidos reforçam a análise feita a partir da decomposição da variação da produtividade do setor entre variação da produtividade média das

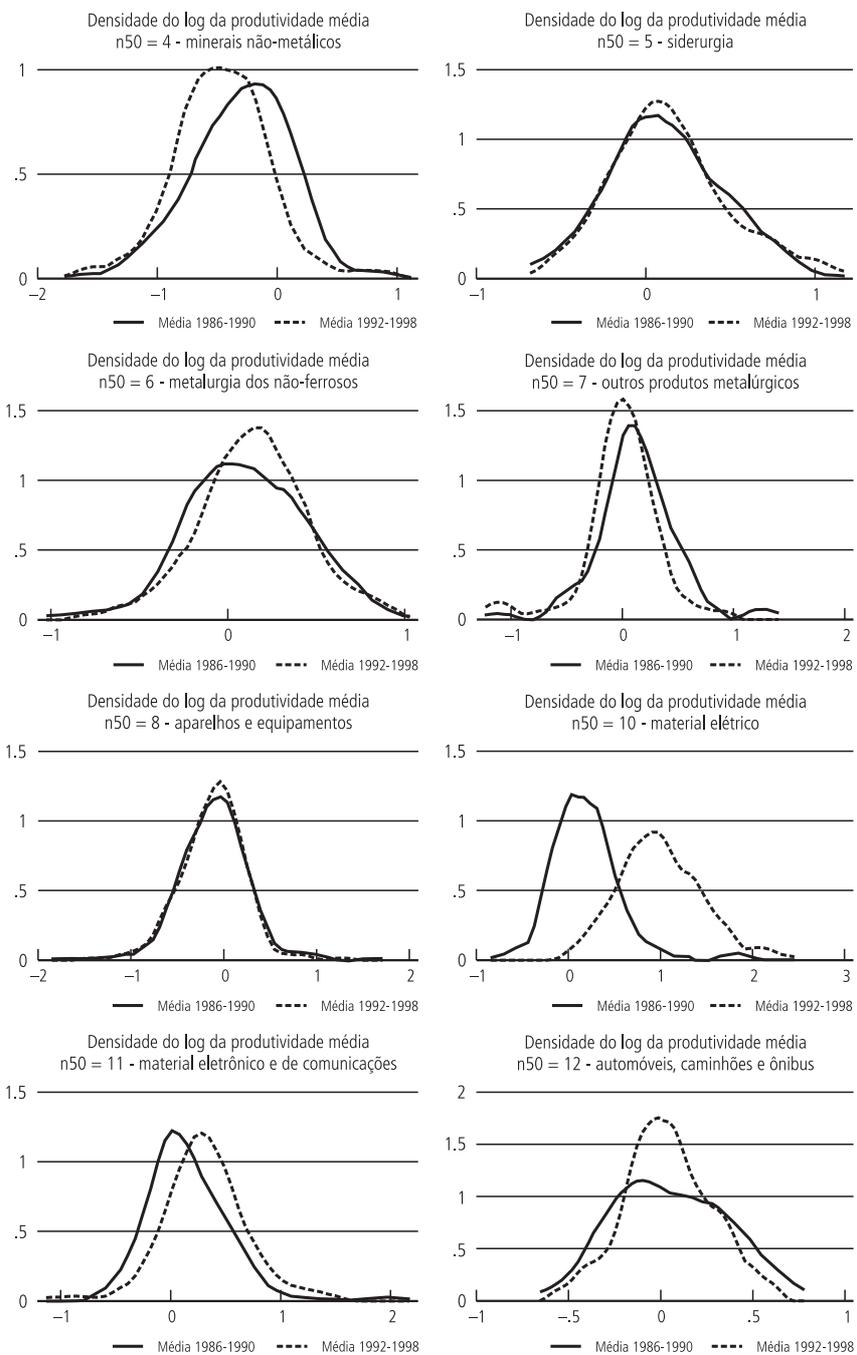
firmas e a realocação da produção entre firmas com diferentes níveis de produtividade. Os setores que tiveram redução da produtividade média das firmas entre 1986 e 1998 [minerais não-metálicos (4), artigos de madeira e do mobiliário (14), refino do petróleo e indústria petroquímica (18), produtos farmacêuticos e de perfumaria (20), calçados e artigos de couro e peles (24), abate e preparação de carnes (27), leite e laticínios (28) e outras indústrias alimentares e indústria de bebidas (31)] mostram o deslocamento para a esquerda da distribuição da produtividade das firmas ao longo do tempo. É possível ver nos gráficos a seguir o deslocamento da distribuição de produtividade para a direita daqueles setores que apresentaram aumento de produtividade em função de um aumento da produtividade das firmas individuais, como os setores de material elétrico (10) e material eletrônico e de comunicações (11).

Para sistematizar a análise das mudanças ocorridas na distribuição da produtividade dos setores industriais, e posteriormente determinar o impacto da redução tarifária nessas mudanças, foram calculados os quatro primeiros momentos das distribuições para todos os setores e para todos os anos entre 1989 e 1998. Os anos entre 1986 e 1988 foram excluídos, pois, segundo Kume, Piani e Souza (2000), a redução tarifária observada nesses anos foi majoritariamente devido à redução de tarifas redundantes. Não houve, portanto, significativa alteração na proteção da maioria das firmas domésticas. Assim, incluir esses anos levaria a uma estimativa viesada da relação entre produtividade (e sua distribuição) e tarifas, uma vez que as mudanças de produtividade observadas no período não tiveram relação com mudanças no nível de proteção.

A Tabela 5 mostra a evolução dos momentos da distribuição através da regressão dessas variáveis na tendência, no período entre 1989 e 1998. A média do logaritmo da produtividade não mudou de forma significativa durante o período, o que parece ser razoável na medida em que os gráficos das distribuições mostram que em muitos setores houve o deslocamento para a esquerda de toda a distribuição e, conseqüentemente, da média, enquanto em outros setores houve o deslocamento para a direita. Por outro lado, houve a redução do desvio-padrão, mesmo controlando pela média. Isto é uma evidência de que houve ao longo do tempo uma redução da dispersão da produtividade entre as firmas de um mesmo setor.

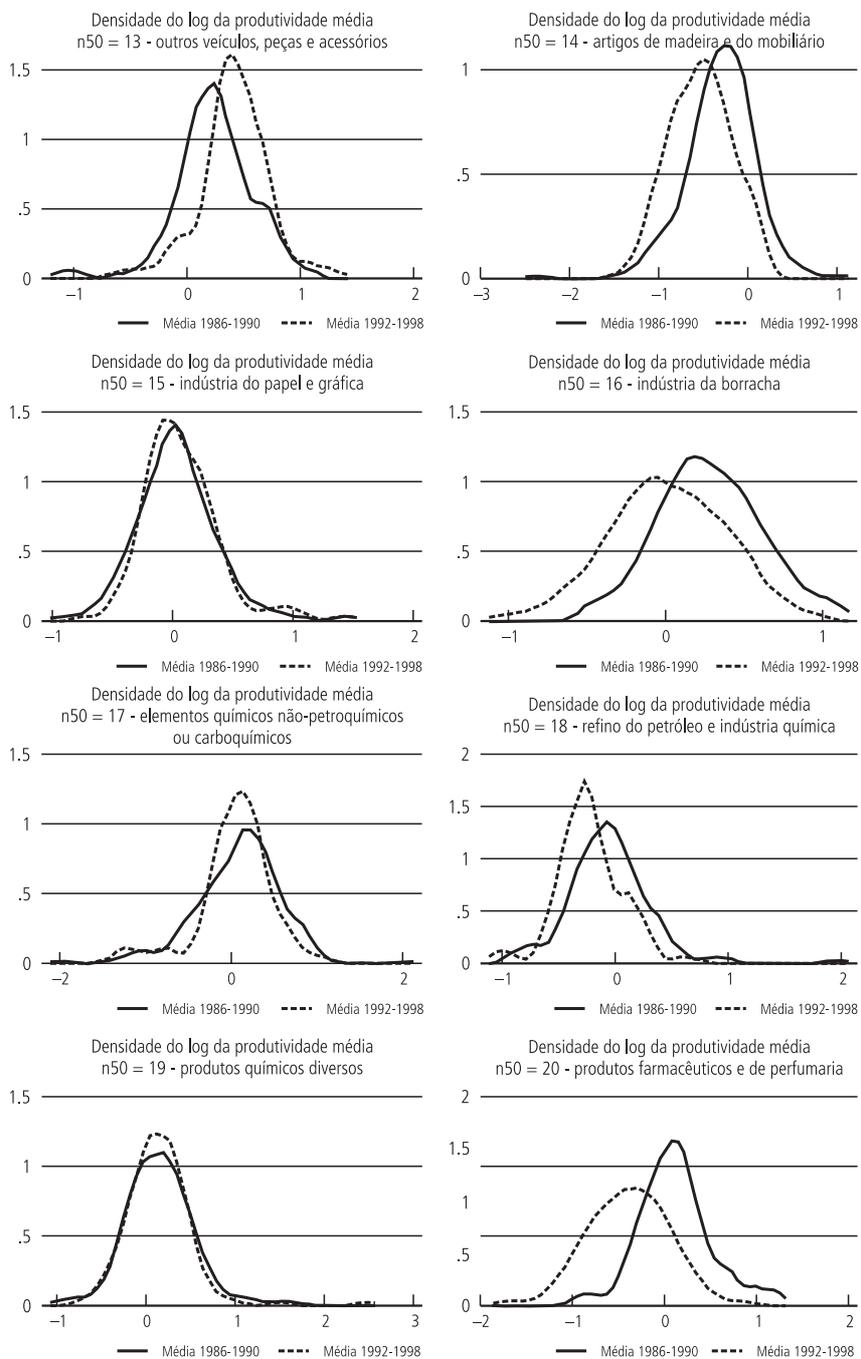
O coeficiente de assimetria também sofre redução ao longo do tempo. A princípio, essa redução pode ser reflexo tanto da redução da assimetria, se o coeficiente é positivo, quanto de um aumento da assimetria, se o coeficiente é negativo. Na média dos setores, o coeficiente de assimetria da distribuição do logaritmo da produtividade é positivo na maioria dos anos. Entre os setores, entretanto, há grande heterogeneidade. O coeficiente de curtose também cai ao longo do tempo. Há, na média dos setores, redução do excesso de curtose em relação à distribuição normal.

**ESTIMATIVAS DA DENSIDADE DA PRODUTIVIDADE INTRA-SETORIAL**



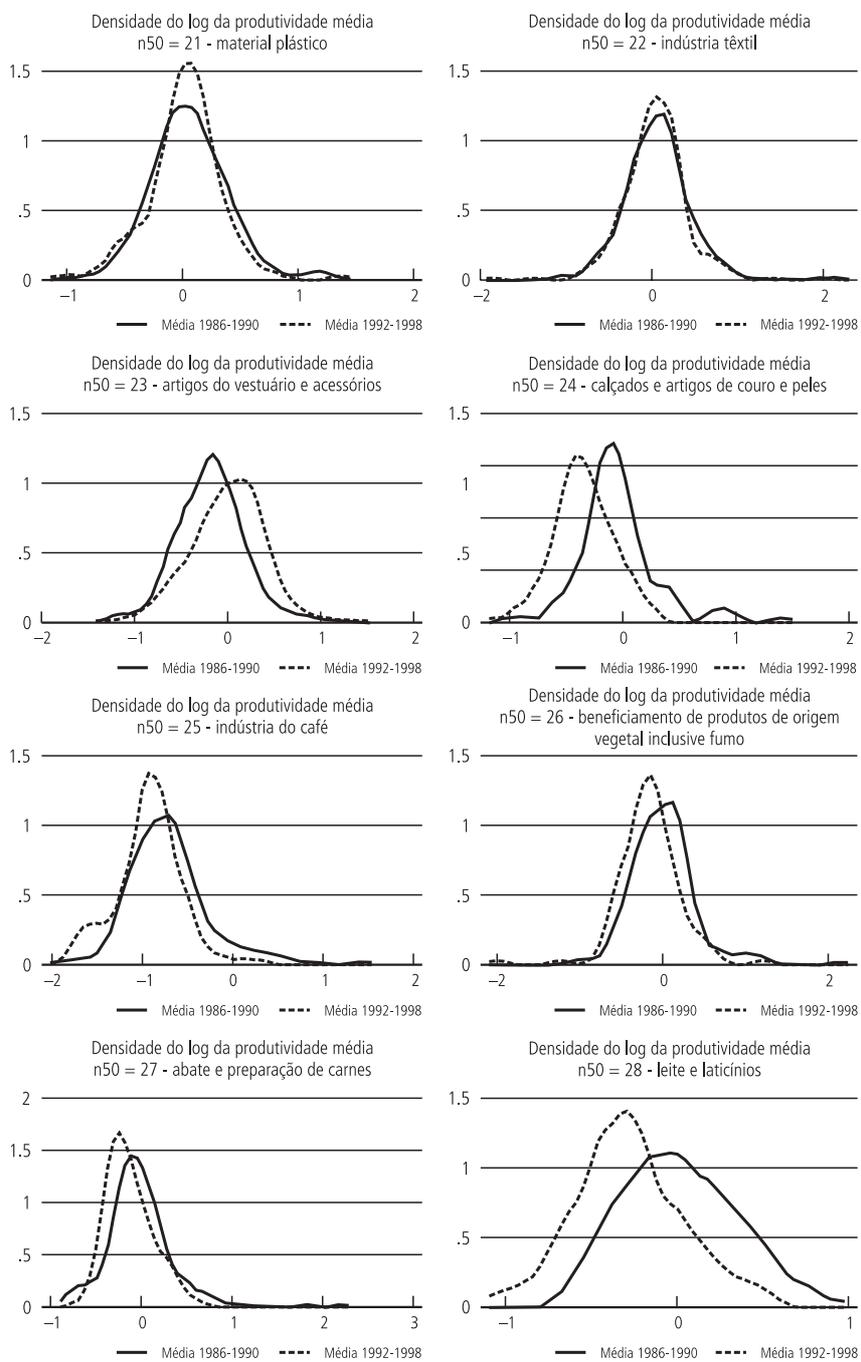
(continua)

(continuação)



(continua)

(continuação)



(continua)

(continuação)

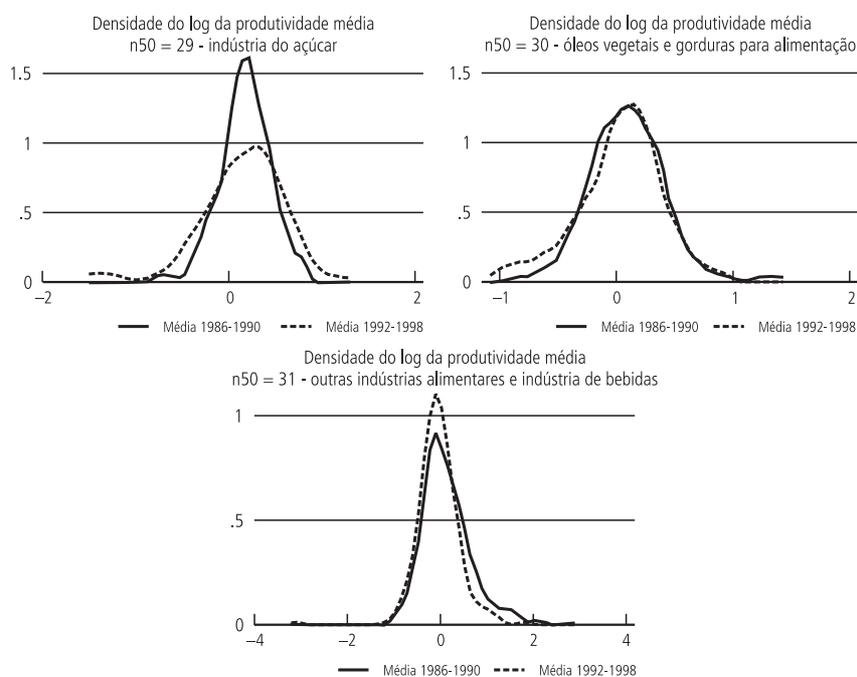


TABELA 5  
EVOLUÇÃO DOS MOMENTOS DA DISTRIBUIÇÃO DO LOG DA PTF

Variável dependente	Tendência	Observação
Média	-0,0083 (0.0067)	243
Desvio-padrão	-0,0074 (0.0018)***	243
Assimetria	-0,0720 (0.0189)***	243
Curtose	-0,2711 (0.0805)***	243

Obs.: A regressão do desvio-padrão na tendência é controlada pela média.

Erro-padrão robusto entre parênteses.

\*\*\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

\* Significativo a 10%.

A Tabela 6 mostra a relação estimada entre as medidas de redução tarifária<sup>6</sup> e a média, desvio-padrão, assimetria e curtose das distribuições de produtividade dos diversos setores. Todas as regressões foram estimadas pelo método de MQO e controladas por *dummies* de ano a fim de expurgar o impacto das demais políticas macroeconômicas sobre os momentos da produtividade.<sup>7</sup>

É possível, entretanto, que essas estimativas sejam viesadas, pois não é razoável supor que as tarifas sejam exógenas em uma regressão onde alguma medida de produtividade está no lado esquerdo da equação. Do ponto de vista do governo, a escolha de quais setores devem ser mais protegidos e quais precisam de maior competição internacional não é de forma alguma aleatória e pode estar associada à distribuição de produtividade intra-setorial. Por outro lado, é razoável supor que as firmas pressionam o governo por mais proteção, seja através de maior tarifa nos bens importados que concorrem com sua produção doméstica, seja através da redução das tarifas dos insumos que utilizam. Ferreira (2000) argumenta que há uma correlação positiva entre tarifas nominais e concentração setorial no Brasil.

Entretanto, não é fácil encontrar bons instrumentos para tarifas nominais. Um bom instrumento deve ser correlacionado não só com a variação no tempo, mas também com a variação setorial da estrutura tarifária e não pode ser correlacionado com a medida de produtividade. No caso brasileiro, entretanto, o processo de liberalização comercial mudou muito pouco a estrutura de proteção. A correlação de Spearman das tarifas nominais dos 27 setores, entre 1986 e 1998, supera 80%. Assim, uma maneira de controlar a possível endogeneidade das tarifas em uma regressão de produtividade é usar as tarifas nominais em 1986 como controle. Também são apresentados os resultados de regressões onde foram incluídas características dos setores,<sup>8</sup> como controles adicionais.

A média da produtividade não é correlacionada com a tarifa nominal, nem com a taxa de proteção efetiva. Os coeficientes associados à assimetria e à curtose da distribuição do logaritmo da produtividade dos setores não são significativamente diferentes de 0 quando usamos características dos setores como controles adicionais nas regressões.

A redução dos desvios-padrão das distribuições de produtividade dos setores observada entre 1989 e 1998, por outro lado, pode ser explicada pela redução da

6. As tarifas nominais e as taxas de proteção efetivas são de Kume, Piani e Souza (2000).

7. O uso de *dummies* de ano é um procedimento que pressupõe que possa existir correlação entre a redução tarifária e as demais políticas macroeconômicas do período, mas assume (razoavelmente) que a redução tarifária entre os diversos setores é independente dessas outras políticas.

8. As características setoriais incluídas foram: grau de concentração (medido pelo índice de Herfindahl em 1986 — baixo, se o setor está no primeiro quartil da distribuição e alto, se no último quartil), penetração das importações em 1986 (alto, se o setor está no primeiro quartil da distribuição e alto, se no último quartil) e razão das exportações em 1986 (alto, se o setor está no primeiro quartil da distribuição e alto, se no último quartil).

TABELA 6  
**MOMENTOS DA DISTRIBUIÇÃO DO LOG DA PTF E TARIFA**

Variável dependente	Tarifa nominal	Taxa de proteção efetiva	Observação	Controles
Média	0,4457 (0.2133)**		243	Ano
Média	0,5603 (0.2586)**		243	Ano, tarifa de 1986
Média	0,1606 (0.2469)		243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Média		0,0208 (0.0376)	243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Desvio-padrão	-0,0781 (0.0672)		243	Ano, média
Desvio-padrão	-0,1987 (0.0776)**		243	Ano, média, tarifa de 1986
Desvio-padrão	-0,2068 (0.0705)***		243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Desvio-padrão		-0,0409 (0.0243)*	243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Assimetria	-0,0258 (0.5361)		243	Ano
Assimetria	0,4845 (0.6711)		243	Ano, tarifa de 1986
Assimetria	0,4017 (0.7747)		243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Assimetria		0,2103 (0.1824)	243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Curtose	1,9881 (2.3500)		243	Ano
Curtose	1,9776 (2.9829)		243	Ano, tarifa de 1986
Curtose	1,5194 (3.0279)		243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores
Curtose		-0,0960 (0.6933)	243	Ano, tarifa de 1986 Características dos setores

Obs.: Erro-padrão robusto entre parênteses.

\*\*\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

\* Significativo a 10%.

proteção ocorrida nesse período. Mesmo controlando pelas tarifas de 1986 e pelas características dos setores, os coeficientes associados à tarifa nominal e à taxa de proteção efetiva são estatisticamente diferentes de 0 ao nível de significância de 10%.

## 5.2 Alocação da produção intra-setorial

Os resultados citados contradizem o efeito esperado da redução tarifária sobre a distribuição da produtividade intra-setorial das firmas. Os dados sugerem que, embora a dispersão da produtividade intra-setorial tenha diminuído em função da redução das tarifas, as firmas menos produtivas continuaram no mercado, mesmo enfrentando um nível de concorrência maior com produtos importados, pois não há evidência de que a produtividade média da distribuição tenha aumentado.

Entretanto, o resultado da decomposição da produtividade setorial entre a evolução da produtividade média das firmas e da realocação da produção em direção às firmas mais produtivas sugere que, embora firmas menos produtivas continuem produzindo, sua participação no mercado diminuiu. Esse é um resultado da liberalização comercial?

A partir da distribuição da produtividade intra-setorial foram calculadas as parcelas de produção do grupo das firmas com produtividade maior que o 75º percentil da distribuição setorial, ou seja, o grupo das firmas mais produtivas (*parcprod75*), e do grupo das firmas com produtividade menor que o 25º percentil da distribuição setorial, isto é, as menos produtivas (*parcprod25*).

A Tabela 7 contrasta a parcela de produção setorial de 25% das firmas mais produtivas e de 25% das firmas menos produtivas para os anos de 1989 e 1998 para todos os 27 setores da amostra. Em média a parcela de produção das firmas mais produtivas subiu de 32% para 48% do total da produção setorial no período. Já a parcela de produção das firmas menos produtivas foi reduzida, em média, de 17% para 11% do total da produção setorial entre 1989 e 1998. Há setores, entretanto, que tiveram aumento da parcela de produção das firmas menos produtivas, como material elétrico (de 13% em 1989 para 19% em 1998) e abate e preparação de carnes (de 10% para 17%). Da mesma maneira, há alguns setores onde as firmas menos produtivas tiveram parcela de produção reduzida, como produtos químicos diversos (de 41% em 1989 para 37% em 1998) e abate e preparação de carnes (de 21% para 15%).

Ao longo do tempo, em média, ambas as variáveis se movem na direção prevista, ou seja, aumento da parcela de produção das firmas mais produtivas e redução da parcela de produção das firmas menos produtivas. A regressão dessas variáveis na tendência mostra coeficiente estimado de 0,0176 com desvio-padrão de 0,0035 (significativo a 1%) para a variável *parcprod75*, e mostra coeficiente estimado de -0,0079, com desvio-padrão de 0,0024 (significativo a 1%) para a

TABELA 7  
PARCELA DA PRODUÇÃO SETORIAL

	25% mais produtivas		25% menos produtivas	
	1989	1998	1989	1998
4 Minerais não-metálicos	0,44	0,52	0,07	0,04
5 Siderurgia	0,29	0,34	0,33	0,20
6 Metalurgia dos não-ferrosos	0,28	0,47	0,24	0,19
7 Outros produtos metalúrgicos	0,30	0,72	0,17	0,13
8 Aparelhos e equipamentos	0,39	0,39	0,14	0,09
10 Material elétrico	0,27	0,65	0,13	0,19
11 Material eletrônico e de comunicações	0,48	0,90	0,11	0,03
12 Automóveis, caminhões e ônibus	0,12	0,33	0,46	0,26
13 Outros veículos, peças e acessórios	0,18	0,22	0,23	0,12
14 Artigos de madeira e do mobiliário	0,46	0,54	0,14	0,05
15 Indústria do papel e gráfica	0,30	0,52	0,12	0,04
16 Indústria da borracha	0,37	0,84	0,07	0,02
17 Elementos químicos não-petroquímicos ou carboquímicos	0,27	0,29	0,13	0,10
18 Refino do petróleo e indústria petroquímica	0,13	0,23	0,37	0,30
19 Produtos químicos diversos	0,41	0,37	0,15	0,12
20 Produtos farmacêuticos e de perfumaria	0,43	0,42	0,11	0,04
21 Material plástico	0,36	0,36	0,14	0,06
22 Indústria têxtil	0,32	0,38	0,09	0,07
23 Artigos do vestuário e acessórios	0,26	0,36	0,21	0,22
24 Calçados e artigos de couro e peles	0,19	0,30	0,21	0,18
25 Indústria do café	0,33	0,69	0,17	0,03
26 Beneficiamento de produtos de origem vegetal, inclusive fumo	0,17	0,78	0,20	0,03
27 Abate e preparação de carnes	0,21	0,15	0,10	0,17
28 Leite e laticínios	0,21	0,45	0,21	0,28
29 Indústria do açúcar	0,44	0,55	0,08	0,05
30 Óleos vegetais e gorduras para alimentação	0,57	0,53	0,04	0,02
31 Outras indústrias alimentares e indústria de bebidas	0,40	0,56	0,09	0,02

variável *parcprod25*. Ou seja, em média as firmas mais produtivas aumentam sua parcela de produção setorial em 1,76% a.a., enquanto as firmas menos produtivas têm sua parcela de produção reduzida em 0,8% a.a. durante o período.

A Tabela 8 relaciona essas variáveis com as medidas de abertura comercial: tarifa nominal e taxa de proteção efetiva. No caso das firmas menos produtivas, sua parcela de produção é positivamente relacionada com as tarifas. Ou seja, quando as tarifas são reduzidas, também é sua participação na produção setorial. No caso das firmas mais produtivas, o resultado é o inverso, pois o coeficiente estimado é negativo. Quando as tarifas são reduzidas, sua participação na produção aumenta. Esses resultados são robustos à inclusão das características dos setores e às duas medidas de proteção comercial. Embora a magnitude do coeficiente associado à taxa de proteção efetiva seja menor que aquele associado à tarifa nominal, o resultado corrobora a análise anterior.

TABELA 8  
PARCELA DE PRODUÇÃO DAS FIRMAS MAIS PRODUTIVAS E DAS FIRMAS MENOS PRODUTIVAS

Variável dependente	Tarifa nominal	Taxa de proteção efetiva	Observação	Controles
<i>parcprod25</i>	0,1943 (0.1421)		243	Ano
<i>parcprod25</i>	0,4084 (0.1621)**		243	Ano, tarifa de 1986
<i>parcprod25</i>	0,2922 (0.1271)**		243	Ano, tarifa de 1986 Característica dos setores
<i>parcprod25</i>		0,1642 (0.0246)***	243	Ano, tarifa de 1986 Característica dos setores
<i>parcprod75</i>	-0,0722 (0.1212)		243	Ano
<i>parcprod75</i>	-0,3512 (0.1479)**		243	Ano, tarifa de 1986
<i>parcprod75</i>	-0,3512 (0.1499)**		243	Ano, tarifa de 1986 Característica dos setores
<i>parcprod75</i>		-0,1804 (0.0523)***	243	Ano, tarifa de 1986 Característica dos setores

Nota: *parcprod25*: parcela da produção das firmas com produtividade abaixo do 25º percentil da distribuição.

*parcprod75*: parcela da produção das firmas com produtividade acima do 75º percentil da distribuição.

Erro-padrão robusto entre parênteses.

\*\*\* Significativo a 1%.

\*\* Significativo a 5%.

\* Significativo a 10%.

Os resultados apontam para a confirmação da hipótese de que a redução das tarifas e da taxa de proteção efetiva leva a uma concentração maior da produção nas firmas mais produtivas. Ou seja, mesmo que as firmas menos produtivas não saiam do mercado, a liberalização comercial leva a uma redução da sua parcela de produção, o que contribui para o aumento da produtividade no setor.

## 6 CONCLUSÕES

Este artigo mostra que a relação observada entre crescimento da produtividade setorial e redução tarifária é resultado não só do aumento da produtividade média das firmas que compõem o setor, em razão do nível menor das tarifas nominais, mas também fruto da dinâmica das firmas do setor.

Parte da variação da produtividade setorial observada pode ser explicada pela correlação positiva entre parcela de produção da firma no setor e sua produtividade. Ou seja, as firmas mais produtivas aumentaram sua participação na produção enquanto as firmas menos produtivas tiveram sua participação reduzida. Durante o período analisado, também foi encontrada grande variação na distribuição de produtividade intra-setorial.

Modelos teóricos, como o de Melitz (2002), predizem que a liberalização comercial afeta a produtividade setorial via realocação da produção nas firmas mais produtivas, pois as firmas menos produtivas são forçadas a sair do mercado como resultado da maior competição com produtos importados. Os resultados, aqui obtidos, não apontam para saída de firmas menos produtivas do mercado, pois a distribuição intra-setorial da produtividade das firmas não é, de forma generalizada, na direção de redução da dispersão junto com um aumento na média da produtividade. Entretanto, as estimativas mostram que setores que tiveram maior redução tarifária são aqueles que tiveram um aumento da concentração da produção em firmas mais produtivas. Assim, embora as firmas menos produtivas não tenham deixado o mercado em função da redução tarifária, elas perderam parcela de mercado.

Assim, mesmo que a redução tarifária não tivesse tido um impacto na produtividade individual de cada firma, como mostram Schor (2004) e Muendler (2004), este artigo mostra que seu impacto sobre a produtividade setorial seria positivo, confirmando o resultado obtido por Ferreira e Rossi (2003). A grande heterogeneidade observada das firmas industriais brasileiras não pode ser desprezada e sim vista como uma fonte importante de dinâmica de produtividade setorial e agregada.

## ABSTRACT

The trade liberalization that took place in the 1990's led to an increase of the aggregate productivity of most Brazilian manufacturing industries. This paper shows that this was due not only to the increase in the firms' productivity, but also to intra-industry firm dynamics. As in Schor (2004), using data from Pesquisa Industrial Anual (PIA) from Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), we estimate the total factor productivity of each firm in the sample, from 1986 to 1998, using consistently estimated production functions for each industry. We find large variance in the distribution of intra-industry productivity and show that part of it can be explained by the positive correlation between the firm's output share in the industry and its productivity. However, there is little evidence that this variance was mainly due to the tariff reduction. Nevertheless, the industries which experienced larger tariff reduction are the same ones whose output concentrated on more productive firms.

## BIBLIOGRAFIA

- AW, B. Y., CHEN, X., ROBERTS, M. J. Firm-level evidence on productivity differentials and turnover in Taiwanese manufacturing. *Journal of Development Economics*, v. 66, p. 51-86, 2001.
- FERNANDES, A. M. *Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries*. The World Bank, 2003 (Working Paper, 3.064).
- FERREIRA, P. C. *Monopoly power, trade protection and growth: cross industry evidence*. Fundação Getúlio Vargas, 2000 (Ensaio Econômico da EPGE, 381).
- FERREIRA, P. C., ROSSI, J. L. New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth. *International Economic Review*, v. 44, p. 1.383-1.407, 2003.
- FOSTER, L., HALTIWANGER, J., KRIZAN, C. J. *Aggregate productivity growth: lessons from microeconomic evidence*. NBER, 1998 (Working Paper, 6.803).
- HAY, D. The post-1990 Brazilian trade liberalisation and the performance of large manufacturing firms: productivity, market share and profits. *The Economic Journal*, v. 111, p. 620-641, 2001.
- ISCAN, T. Trade liberalization and productivity: a panel study of the Mexican manufacturing industry. *Journal of Development Studies*, v. 34, p. 123-148, 1998.
- KUME, H., PIANI, G., SOUZA, C. F. B. de. *A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação*. Ipea, 2000, mimeo.
- LEVINSOHN, J., PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies*, v. 70, p. 317-342, 2003.
- MELITZ, M. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, v. 71, p. 1.675-1.725, 2002.
- MUENDLER, M. *The pesquisa industrial anual 1986-1998: a detective's report*. UC San Diego, 2001.
- . *Trade, technology, and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998*. UC San Diego, 2004.
- OLLEY, G. S., PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, v. 64, p. 1.263-1.297, 1996.
- PAVCNIK, N. Trade liberalization, exit, and productivity improvements: evidence from Chilean plants. *The Review of Economic Studies*, v. 69, p. 245-276, 2000.

- SCHOR, A. Heterogeneous productivity response to tariff reduction: evidence from Brazilian manufacturing firms. *Journal of Development Economics*, v. 75, p. 373-396, 2004.
- TYBOUT, J., MELO, J. de, CORBO, V. The effects of trade reforms on scale and technical efficiency: new evidence from Chile. *Journal of International Economics*, v. 31, p. 231-250, 1991.

(Originais recebidos em dezembro de 2005. Revistos em fevereiro de 2006.)

## APÊNDICE

### CONSTRUÇÃO DA SÉRIE DE ESTOQUE DE CAPITAL DAS FIRMAS

Até 1995 a variável estoque de capital foi construída a partir de informações do balanço das firmas, através da variável imobilizado líquido. A escolha do uso do imobilizado líquido como *proxy* do estoque de capital que a firma utiliza para a produção deveu-se ao fato de essa variável ser contabilmente reconhecida e, portanto, relatada de forma homogênea pelas diversas firmas. Além do mais, durante o período 1986-1994, as regras de indexação dessa entrada contábil são claras e de fácil reprodução. Entretanto, a partir de 1996 não há mais no questionário dados de balanço, apenas de investimento. Assim, a série de estoque de capital para os anos seguintes foi construída a partir do estoque de capital do ano de 1995, acumulando o investimento líquido informado pelas firmas. Dessa forma, apenas as empresas que constavam da amostra em 1995 foram incluídas no período seguinte. Pelas regras contábeis, até 1994 certas contas do balanço (como o imobilizado) eram indexadas por um índice oficial pré-determinado. A indexação tinha por objetivo corrigir os estoques de máquinas, equipamentos e outros bens de capital, de forma que os valores expressos no balanço refletissem os valores a preços de 31 de dezembro do ano de referência. Entretanto, os índices oficiais foram usados como instrumentos de política econômica no período de combate à inflação e não refletiram a real variação de preços desses bens. Assim, para fixar os valores do imobilizado líquido a preços de dezembro por um índice de preços mais adequado, foi feita a correção pela diferença entre o índice oficial de correção monetária e um índice construído a partir do IPA-OG setorial e do vetor de formação bruta de capital fixo da matriz insumo-produto.

Entretanto, essa forma de construção da variável estoque de capital pode apresentar erro nos valores anteriores a 1992, resultado de um ajuste contábil feito no ano de 1991, quando o governo, através da Lei 8.200 de 28/6/1991, permitiu uma atualização opcional de contas do ativo permanente a fim de compensar a defasagem de preços ocorrida, uma vez que os ajustes oficiais anteriores eram sistematicamente menores que a inflação observada. Entretanto, como tal ajuste foi opcional e a lei em questão deixou em aberto qual o percentual a ser aplicado

em cada conta do balanço, não temos como determinar *a priori* quais (e em que proporção) empresas realizaram o ajuste. O fato de a PIA não ter ido a campo em 1991 impossibilita recuperar tais informações. Além disso, ao observar dados agregados por setores, não há sinais claros de que todas as firmas fizeram o ajuste proposto. Assim, neste artigo usamos a série sem correção, já que fazê-la implicaria construir hipóteses não testáveis.