

A liberalização comercial brasileira após 1990 e o desempenho das grandes empresas industriais*

DONALD HAY**

Este artigo analisa os efeitos da liberalização comercial no Brasil após 1990 sobre a produtividade total de fatores, parcelas de mercado e lucros, em uma amostragem de 318 grandes empresas industriais. A estimação de uma função de produção a partir de um painel de dados para o período 1986/94 revela ganhos expressivos de produtividade total de fatores entre 1990 e 1994, que foram acompanhados por grandes quedas nas parcelas de mercado e lucros. A explicação oferecida é que o choque da liberalização comercial nos lucros foi tão grande que as empresas foram estimuladas a aumentar a eficiência drasticamente.

1 - Introdução

Até 1990, a economia brasileira estava altamente protegida por várias barreiras tarifárias e não-tarifárias ao comércio, e a política industrial era intervencionista, com grande variedade de incentivos, subsídios ao crédito e controle de preços. Pequenas rachaduras começaram a aparecer nessa edificação em 1988, mas, depois de 1990, toda a estrutura estava mais ou menos destruída. O foco deste artigo são os efeitos dessa mudança de política sobre o desempenho das grandes indús-

Nota do editor: Uma versão deste texto em língua inglesa será publicada no mês de julho de 2001.

* O autor agradece à equipe do IBGE, responsável pela Pesquisa Industrial Anual (PIA), por permitir acesso aos dados usados neste estudo, principalmente os de 1994; a Kepler Mauro de M. Magalhães, pela programação rápida e eficiente; à Funcex, no Rio de Janeiro, pelo cálculo dos rendimentos brutos e comércio, por setor desde 1989; a Honório Kume, pelo cálculo da proteção nominal e efetiva por setor; e a Flavio Borges Barros, pela assistência de pesquisa. Em relação ao conteúdo da pesquisa, o crédito intelectual dos trabalhos publicados pertence, em grande parte, a Regis Bonelli e Honório Kume — cujos incentivos e conselhos foram muito apreciados. Roberto Iglesias também contribuiu muitíssimo com detalhado conhecimento sobre as fontes de dados e a indústria brasileira. Steve Nickell, Paul Ruud e Francis Teal deram conselhos muito úteis sobre métodos econométricos. O trabalho se beneficiou dos comentários de participantes de seminários no IPEA, no Rio de Janeiro; no Institute of Economics and Statistics, de Oxford; no ESRC Network of Industrial Economists, de Lancaster; na Royal Economic Society, de Warwick; e no Centro para Estudos Brasileiros, de Oxford. O IPEA, no Rio de Janeiro, ofereceu um ambiente de pesquisa excelente, graciosamente cedido pelo ex-diretor Claudio Monteiro Considera. A Anpec ofereceu uma bolsa generosa para garantir minha estadia no Brasil durante um ano a fim de que pudesse realizar este estudo.

** Da Universidade de Oxford.

trias. Antecipando os resultados da análise que se segue, podemos identificar os principais efeitos da liberalização comercial como sendo uma redução das parcelas de mercado no âmbito doméstico, queda pronunciada nos lucros e aumento significativo na eficiência das grandes indústrias brasileiras. Em outras palavras, o choque da competição ocasionada pela importação (real ou potencial) estimulou as empresas a se tornarem mais eficientes.

A análise teórica dos efeitos da liberalização comercial na eficiência das empresas nacionais é dúbia.¹ Por exemplo, em um modelo-padrão de oligopólio de Cournot, com utilidade empresarial positiva linear em lucros e quadrática negativa em esforços, o efeito da liberalização comercial, na margem, é reduzir o esforço e, conseqüentemente, a eficiência.² Esse resultado tem uma interpretação clara: se a utilidade marginal de lucros é constante na margem, então qualquer coisa que reduza a lucratividade marginal da firma reduzirá, também, o incentivo a diminuir os custos. Suponhamos, no entanto, que o efeito da competição causada pela importação nos lucros das companhias não seja marginal: há, por exemplo, uma mudança discreta no estado de competição no mercado, que acarreta perdas substanciais de lucros para as empresas. Então, é pouco provável que a utilidade marginal de lucros mantenha-se constante: em vez disso, pode-se esperar que ela aumente e o esforço, também. Resultado semelhante pode ser obtido se a utilidade empresarial depender da parcela de mercado em vez de depender dos lucros. Esse mecanismo é necessário para que se explique a ligação entre parcelas de mercado, lucros e eficiência, no caso brasileiro.

O foco deste artigo é totalmente empírico. Portanto, na Seção 4 analisamos o grau em que as mudanças na produtividade em vendas (isto é, vendas por trabalhador) podem ser explicadas pelas modificações nos níveis de proteção em diferentes setores, depois de 1990. Essa análise precisa levar em consideração os efeitos do ciclo macroeconômico na produtividade. Na Seção 5 relacionamos as parcelas de mercado e os lucros das empresas com a sua eficiência e o grau de proteção de seus mercados. Essas análises baseiam-se nos dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) que está descrita na Seção 3. O painel de dados inclui contabilidade detalhada e informação sobre custos para as principais indústrias a cada ano, entre 1986 e 1994, exceto em 1991. A conclusão do estudo é que a liberalização comercial teve efeito profundo nessas empresas brasileiras.

1 Para uma discussão mais detalhada, ver Rodrik (1992).

2 Para mais detalhes, ver Hay e Liu (1997) e Hay (1999); uma cópia do último pode ser solicitada ao autor. Vousden e Campbell (1994) seguem abordagem diferente no modelo do agente principal da firma: a proteção, sob a forma de subsídio da produção, aumenta os custos marginais de informação que devem ser pagos pelo dono para induzir o esforço industrial. O aumento no custo marginal do esforço resulta em reduzidos esforços administrativos e, portanto, em maior frouxidão organizacional. Miyagiwa e Ohno (1995) concentram-se nos incentivos para inovar e fechar o hiato tecnológico em relação às melhores práticas mundiais. O resultado depende da forma exata de proteção e do fato de esta ser considerada permanente ou temporária.

Existe, naturalmente, ampla literatura sobre os efeitos da liberalização comercial [ver Michaely, Papageorgiou e Choksi (1991)], mas, para fins comparativos, são de maior interesse os estudos com painéis de dados semelhantes para outras economias latino-americanas [ver Tybout e Westbrook (1995) para o México; Roberts e Tybout (1996) para a Colômbia e Bolívia; Tybout, Melo e Corbo (1991) para o Chile; e Barrera (1995) para a Colômbia]. Apesar de haver diferenças, tanto na metodologia quanto no uso de dados nesses estudos — por exemplo, os autores usam painéis que dizem respeito a plantas de produção em vez de empresas e, em alguns casos, conseguem rastrear o processo de saída e entrada de plantas —, os impactos da liberalização comercial parecem ser maiores no caso do Brasil, pelo menos no que diz respeito às grandes indústrias que compõem a amostragem da PIA.

2 - Liberalização comercial e política industrial

A partir da metade dos anos 80, as empresas industriais brasileiras certamente passaram a apreciar a ironia da tradicional imprecisão chinesa: “Que você possa viver em tempos interessantes.” Muito do “interesse” originava-se das vicissitudes da política macroeconômica e do desempenho nesse período.³ Houve um ciclo pronunciado na atividade econômica agregada, com um crescimento acentuado no período 1984/87, seguido por uma recessão que durou cinco anos, e foi, em parte, resultado das medidas de política econômica adotadas em 1990. Um novo período de expansão se iniciou em 1993. Esse ciclo era ainda mais acentuado na atividade industrial. A principal preocupação de política econômica era a inflação. De uma taxa estável de 100% a.a. no início dos anos 80, a inflação acelerou na maior parte da década, atingindo um pico de 2.574% a.a., em 1990. As medidas de política e a recessão reduziram a taxa um pouco em 1991/92, mas a inflação acelerou novamente em 1993 e 1994 e foi, finalmente, controlada pelo Plano Real em 1994, caindo a apenas 10% em 1996.

A resposta de política incluiu nada menos que cinco planos distintos entre 1986 e 1994, procurando conter a inflação com um misto de controle de preços (ou congelamento) e tentativas de interromper a indexação. Como se a instabilidade macroeconômica não fosse suficiente para complicar o funcionamento das empresas, o período também testemunhou uma transformação profunda nas políticas comerciais e industriais. Como essa transformação é o objeto principal deste artigo, precisamos expor as mudanças em detalhes.

³ Os acontecimentos principais estão resumidos na Tabela 1; uma discussão detalhada está disponível em Silva e Velloso (1987a), Silva (1991), Silva *et alii* (1993) e Levy e Hahn (1996).

TABELA 1

Desempenho macroeconômico e resumo das políticas — 1980/94

Ano	Varição do PIB (%)	Produção industrial (%)	Deflator do PIB	Estágio do ciclo	Políticas macroeconômicas
1980	9,2	7,30	-	Recuperação	Crescimento com dívida externa
1981	-4,3	-10,38	101	Recessão	Preço do petróleo e altas taxas de juros internacionais: medidas para restringir a demanda doméstica
1982	0,8	-0,18	101	Recessão	Idem
1983	2,9	-5,84	131	Recessão	Programa de estabilização FMI: maxidesvalorização
1984	5,4	6,17	202	Recuperação	Crescimento liderado por exportação
1985	7,9	8,34	249	Recuperação	Crescimento liderado por consumo
1986	7,5	11,30	149	Recuperação	Plano Cruzado
1987	3,5	0,95	206	Recuperação	Plano Bresser
1988	-0,1	-3,41	628	Recessão	
1989	3,2	2,88	1.304	?	Plano Verão
1990	-4,4	-9,46	2.574	Recessão	Medidas emergenciais do Plano Collor para evitar hiperinflação
1991	0,3	-2,36	423	Recessão	Plano Collor II
1992	-0,8	-4,08	995	Recessão	<i>Impeachment</i>
1993	4,2	8,08	2.072	Recuperação	Por que recuperação?
1994	5,7	7,74	2.295	Recuperação	Plano Real

FONTES: IPEA (1996) e estudos citados na Seção 2.

2.1 - Barreiras tarifárias e não-tarifárias antes de 1988

O modelo de proteção na indústria brasileira antes de 1988 foi analisado cuidadosamente por Kume (1989). O conjunto de medidas protecionistas tinha se acumulado através dos anos, resultando no fato de muitas medidas serem simplesmente redundantes. A estrutura de tarifas permanecera praticamente sem mudanças desde a introdução das tarifas *ad valorem*, em 1957. Por volta de 1988, havia tarifas redundantes em todos os setores, exceto no farmacêutico, de vestuário, calçados e outros produtos. Quer dizer, a tarifa excedia a diferença entre o preço mundial e o doméstico, que é a tarifa implícita. Para a indústria manufatureira, em geral,

a tarifa real era de 56%, enquanto a implícita era de 16%. Além disso, havia impostos adicionais sobre importados: IOF (sobre transações de câmbio), TMP (um imposto hipotecado para investimento em instalações portuárias) e AFRMM (um imposto que dava subsídio para a Marinha Mercante nacional). Segundo Kume, esses impostos aumentavam o custo dos importados em 28%, em média, e, considerados junto com as tarifas, implicavam redundância em cada setor industrial.

Apesar disso, na prática, a estrutura de tarifas era totalmente irrelevante. As mesmas reformas de 1957 que haviam estabelecido as tarifas *ad valorem* também haviam criado a Comissão de Política Aduaneira (CPA), dando poderes arbitrários à Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil (Cacex) para controlar as importações — e as condições sob as quais os bens poderiam ser importados —, e ativado a Lei do Similar Nacional. Essa última estabeleceu, como critério para julgar se a importação de determinado produto deveria ser permitida, a existência ou não de produto similar produzido no país. Na década de 80, essas entidades efetivaram uma série de barreiras não-tarifárias. Primeira: havia uma lista de 1.300 produtos que, na prática, não tinham permissão para ser importados — o chamado Anexo C. Segunda: todas as empresas tinham de apresentar, com antecedência, o planejamento anual para suas importações. Uma terceira barreira não-tarifária implícita afetava a importação de bens de capital: o acesso a subsídios fiscais e crédito subsidiado dependia do conteúdo doméstico de um projeto de investimento. Finalmente, em 1988, havia 42 regimes especiais que eram responsáveis por 70% de todas as importações, exceto petróleo.

Dentro desses regimes, as tarifas eram zero ou muito reduzidas, mas estavam sujeitas à Lei do Similar Nacional. Sob essa lei, um produto só podia ser importado com isenção ou redução dos impostos de importação, caso fosse possível demonstrar que produto semelhante não estava disponível no mercado doméstico. Devido às altas tarifas anteriores a 1990, a lei aplicava-se à grande maioria dos importados. No caso de máquinas e equipamentos, a associação de produtores nacionais de maquinaria foi consultada para determinar a existência de produtos similares, o que apenas serviu para fortalecer a natureza protetora da medida. Os produtos incluídos nos regimes decorriam de acordos internacionais ou eram suprimentos essenciais ao mercado doméstico ou selecionados para dar incentivos a empresas que planejavam exportar uma parte significativa do que produziam.

Pinheiro e Almeida (1994) analisaram a distribuição setorial de tarifas nominais, a proteção efetiva e as barreiras não-tarifárias (conforme medidas pela proporção dos produtos afetados em determinado setor). Esses autores descobriram que todas as três tinham a mesma estrutura relativa em 1980 e 1988: bens de consumo, especialmente os duráveis, tinham os níveis mais altos de proteção e os bens de capital e os intermediários eram os menos protegidos. Em especial, eles descobriram que, antes de 1988, a alta proteção estava geralmente associada a baixa relação capital/produto e baixa produtividade, baixos salários, baixas

economias de escala e baixa concentração, e que também estava associada a uma certa dominância de empresas brasileiras em um setor.

2.2 - A nova política industrial de 1988

As políticas introduzidas em 1988 pelo Governo Sarney tinham objetivos limitados. Um deles era eliminar a redundância na estrutura das tarifas: as novas tarifas eram estabelecidas, aproximadamente, pelo diferencial entre preços internos e externos.⁴ Dois dos impostos mais importantes (IOF e TMP) foram eliminados. Apesar disso, Kume (1989) demonstra que as tarifas acrescidas dos impostos continuaram a dar proteção redundante em quase todos os setores. As tarifas implícitas eram, respectivamente, 21%, 21% e 3% nos setores de bens de capital, intermediários e de consumo; as tarifas reais, incluindo os impostos, eram 50%, 31% e 50%. Exceções à regra geral de redundância foram os setores de mobiliário, borracha, produtos farmacêuticos, vestuário e calçados, mas barreiras não-tarifárias cobriam, pelo menos, 80% dos produtos em todos esses setores, exceto no farmacêutico. Alguns regimes especiais foram abolidos também, mas Kume mostra que eles cobriam apenas 15% do total de importados (excluindo o petróleo bruto). Ele conclui que as reformas não foram tão radicais como se pretendia de início, principalmente devido à forte oposição dos setores produtivos interessados. No entanto, Pinheiro e Almeida (1994) identificam algumas mudanças significativas no modelo de proteção setorial em 1989 (assim como reduções definitivas em barreiras não-tarifárias). Havia, relativamente, mais proteção para setores de alta tecnologia e diminuição na proteção dos setores de baixa produtividade e baixa escala que, anteriormente, desfrutaram de alta proteção.

2.3 - Liberalização comercial: o programa após 1990

Contrastando com a reestruturação tarifária limitada de 1988/89, o programa de reformas introduzido pelo Governo Collor em 1990 constituiu uma quebra significativa do protecionismo do passado e uma decisão de perseguir a abertura comercial como estratégia de longo prazo para o desenvolvimento brasileiro. As reformas cobriam três áreas. Primeiro: o Anexo C — a lista com 1.300 produtos de importação proibida — foi abolido. Segundo: quase todos os regimes especiais foram extintos. Terceiro: um programa de reforma tarifária foi anunciado, com alguns ajustes imediatos⁵ e um programa de redução gradual ao longo de quatro

4 Isso não era, de maneira alguma, um exercício simples. Para descrição de algumas dessas dificuldades, ver Tyler (1980) ou Braga, Santiago e Ferro (1980). As estimativas da Comissão de Política Aduaneira nunca foram oficialmente liberadas.

5 Para maiores detalhes, ver Horta, Piani e Kume (1991).

anos, com a meta de trazer todas as tarifas para a faixa de 0% a 40%, com um valor modal de 20%.

De fato, o programa de redução tarifária foi cumprido em três anos, tendo os quatro passos sido dados em fevereiro de 1991, janeiro de 1992, outubro de 1992 e julho de 1993. Os dois passos iniciais enfatizavam a redução de tarifas em bens de capital e intermediários, com a redução principal nos bens de consumo sendo feita posteriormente. As reduções nas tarifas não eram radicais e nem rápidas, segundo os padrões internacionais, mas, aliadas à remoção do aparato das barreiras não-tarifárias, eram suficientes para sinalizar a total mudança de direção e estimular o setor industrial a adotar medidas defensivas. Isso era exatamente o que os defensores da liberalização haviam esperado que acontecesse.

2.4 - Estudo sobre o impacto da liberalização comercial

Há apenas um estudo detalhado, de Moreira e Correa (1996), sobre o impacto da liberalização em nível industrial. Antes de nos voltarmos para ele, vale a pena dar atenção aos estudos da Confederação Nacional da Indústria (CNI), baseados em uma pesquisa dirigida aos gerentes industriais. A cada ano, começando em 1991, era solicitado aos destinatários do questionário que avaliassem os efeitos da liberalização comercial em suas empresas e indicassem como estavam planejando lidar com os esperados aumentos na competição dos importados. Essas respostas foram, então, analisadas em grupos, fazendo-se a distinção entre os diferentes setores. A seqüência de estudos é interessante e acompanha a crescente conscientização dos efeitos da liberalização comercial e, portanto, da necessidade de agir de modo eficaz para enfrentar a crescente competição. Inicialmente, a maior parte das preocupações concernentes à concorrência crescente originou-se dos setores de bens intermediários e de capital, os primeiros a experimentar reduções significativas de tarifas para os quais o ritmo da liberalização comercial parecia muito rápido. Em 1994 os setores de bens de consumo também começavam a sentir os efeitos da liberalização, porém estes não foram considerados fortes antes de 1995. E, apesar da crescente concorrência, 90% dos consultados em 1994 ainda viam favoravelmente a liberalização comercial — ainda que o percentual fosse consideravelmente mais baixo nos setores têxteis e um pouco mais baixo nos setores de indústria química e de engenharia mecânica. Em 1995 um número muito maior de consultados preocupava-se com a taxa cambial em vez da redução de tarifas.

As respostas às perguntas relativas às reações à liberalização comercial sugerem que o instinto básico da indústria brasileira era alcançar a competitividade aumentando a produtividade das fábricas existentes, melhorando a qualidade dos produtos e investindo em novas tecnologias. A fraca posição da concorrência do setor de bens de capital foi assinalada já em 1992, com algumas empresas dos setores pertinentes relatando que estavam abandonando seus planos de investimento. Em 1994 relatavam, também, o fechamento de fábricas. Em 1995, o fenô-

meno de abandono de investimento de algumas empresas havia se expandido a outros setores. Mesmo assim, a grande maioria dos consultados permaneceu confiante em sua capacidade de concorrência e relatou que devido às medidas tomadas já havia atingido ganhos substanciais em termos de produtividade e melhoria na qualidade.

Moreira e Correa (1996) analisaram o impacto da liberalização comercial sob o aspecto setorial. O estudo apresentou estimativas da produção industrial bruta, medida em dólares, em 45 setores, no período 1989/95, e dos fluxos de comércio exterior por setores. Essas estimativas foram então usadas para calcular os índices de penetração da importação e da participação das exportações na produção. Tais estimativas apresentaram um aumento generalizado na penetração das importações em todos os setores para níveis observados pela última vez em 1968/73 — em particular, nos setores de ferramentas mecânicas, eletrônicos, têxteis (fibras naturais e artificiais), carros e caminhões, tratores e equipamentos elétricos pesados. No que se refere às exportações, houve um aumento geral na participação das vendas externas em todos os setores, com ênfase nos produtos de madeira, metais não-ferrosos, celulose, suco de laranja, sapatos e ferro e aço.

Um estudo de Fonseca (1996), referente ao impacto da liberalização comercial, deve ser mencionado. Em um minucioso estudo econométrico relativo à qualidade dos produtos na indústria brasileira de automóveis, ele mostrou que um efeito positivo da crescente abertura comercial foi a melhoria considerável na qualidade dos automóveis produzidos e fornecidos ao mercado local brasileiro.

Na próxima seção descreveremos as fontes de dados utilizadas em nossa análise, que segue nas Seções 4 e 5.

3 - A PIA e outras fontes de dados

3.1 - Dados das empresas

A fonte básica de informações para o estudo é a excelente PIA das principais empresas industriais da economia brasileira. O propósito e a metodologia da pesquisa são descritos detalhadamente em uma série de publicações [IBGE (1994, 1995 *a* e *b* e 1996)]. O conjunto de dados originais inclui quase 500 empresas com informações relativas a cada ano da pesquisa. A quantidade de empresas analisadas foi reduzida devido a inúmeros fatores: *a*) em setores⁶ onde faltavam séries de dados complementares, como, por exemplo, índices de preços (publicados e impressos), medidas de proteção em vigor (sabonetes e perfumes); *b*) em setores que apresentam acordos não-comerciais (por exemplo, refinaria de petróleo, álcool);

6 A classificação industrial brasileira de setores é de nível 100, destinado especificamente a facilitar a construção de uma matriz insumo-produto, que corresponde (aproximadamente) ao Isic de três dígitos. O nível 50 resulta da agregação de alguns setores do nível 100.

c) em alguns setores envolvidos no processamento básico de matérias-primas, por exemplo, produtos de madeira, celulose, couro; e d) supostos “erros” de dados em um ou mais anos relativos a uma determinada empresa, por exemplo, devido a fusões ou alterações nas práticas contábeis. A amostra final incluiu 318 empresas.

A PIA contém várias informações referentes às empresas, combinando dados de balanço com dados relacionados a emprego, vendas e custos. Para o propósito deste trabalho usamos somente três variáveis: vendas líquidas, estoque de capital e mão-de-obra.

Vendas líquidas. Nossa medida de produção foram as vendas líquidas, deflacionadas pelo índice de preços do setor (IPA-FGV) de cada ano. Obviamente, teríamos preferido usar uma estimativa de valor adicionado, porém há dois problemas com os dados. O primeiro é que a pesquisa inclui uma categoria residual: *outros custos e despesas (incluindo a compra de matéria-prima)*, nos quais os *custos* e as *despesas* são diferenciados. Infelizmente, os valores apresentados sob o título *despesas* são, em geral, muito elevados e a sua dedução algumas vezes gerou um valor adicionado negativo. O segundo problema é a valoração de alterações nos estoques de matéria-prima e trabalhos em progresso, definidos simplesmente como a alteração nos respectivos valores ao longo do ano, o que não é muito informativo em um período de inflação alta. Evidentemente, uma medida apropriada do valor adicionado deve ser ajustada para tais alterações em termos reais, o que não é possível com os dados conforme são apresentados.

Estoque de capital. Nossa medida de estoque de capital origina-se do balancete das empresas. Felizmente, para as empresas principais, normas rigorosas de contabilidade inflacionária foram aplicadas durante o período. Essas normas permitiram a indexação de valores ao longo do ano, incluindo aquisições de novos ativos fixos, alienação de ativos e depreciação, de forma a apresentar um valor ajustado pela inflação em 31 de dezembro de cada exercício. Em princípio, portanto, os valores relatados, deflacionados pelo mesmo índice usado em sua construção, deveriam fornecer um indicador dos ativos reais da empresa.⁷

Mão-de-obra. A única medida da mão-de-obra disponível para empresas na PIA é a população ativa no fim de ano.⁸ Não há dados sobre a variação da

7 Contudo, duas advertências devem ser feitas aqui. Em primeiro lugar, os valores resultantes desse procedimento sugerem que o crescimento médio do estoque de capital real em 1992/93 era muito baixo, o que não está de acordo com as informações do investimento total da indústria nesse período. Por essa razão deflacionamos os valores dos ativos no final do exercício por um índice geral de preços de produção industrial, o que gerou taxas de crescimento mais plausíveis e estimativas mais razoáveis das funções de produção. Em segundo, o choque da liberalização comercial após 1990 certamente reduziu o estoque de capital em vigor, de modo que unidades produtivas foram parcial ou completamente fechadas. Não fica claro como tal redução foi contabilizada pelas empresas. Porém é provável que o valor dos ativos em 1990 apresente um exagero no estoque de capital das empresas.

8 Note-se que esse é um problema apenas para a parte da PIA que trata das empresas. Os dados da PIA para estabelecimentos incluem totais mensais.

mão-de-obra ao longo do ano ou em relação à qualidade — como, por exemplo, o nível educacional.

3.2 - Medidas de proteção

Índices de proteção nominal e efetiva em cada setor foram disponibilizados por Honorio Kume. Como explicado na Seção 2, antes de 1988 barreiras não-tarifárias sugeriam que a maioria das tarifas era redundante, isto é, as tarifas excediam o diferencial entre os preços internos e externos. A reforma tarifária de 1988 procurou remover essa redundância. Partindo de tal premissa, as tarifas nominais de 1989 podem ser usadas como um índice aproximado do grau de proteção em diferentes setores durante a segunda metade dos anos 80. A partir de 1990, as tarifas tiveram uma importância econômica renovada e, conforme observado, foram progressivamente reduzidas de acordo com um programa planejado. Para esse período, então, uma medição apropriada de proteção é dada pelos índices de Kume da proteção efetiva, calculada com base na matriz insumo-produto de 1985.⁹

3.3 - Tamanho do mercado

Estimativas da produção bruta em valores monetários domésticos de 1990 e fluxos comerciais em valores correntes do dólar para setores (nível 50) no período 1985/96 foram elaborados pela Funcex [Haguenauer, Markwald e Pourchet (1997)]. Enquanto os fluxos de comércio baseiam-se diretamente em dados primários, as medidas da produção bruta são obtidas através de estimativas indiretas, na ausência de qualquer censo industrial após 1985. Nossa estimativa do mercado em cada setor é dada pela soma da produção bruta e importações a preços de 1990.

4 - Os determinantes da eficiência empresarial

Nesta seção exploramos os impactos da liberalização comercial e dos choques de recessão sobre a eficiência das empresas na nossa amostra no período 1986/94, seguindo a metodologia de Nickell (1996).

⁹ As alterações nas tarifas não obedeceram precisamente aos anos civis. Assim sendo, escolhemos as medidas tarifárias vigentes durante a maior parte de um determinado ano:

1990 — setembro de 1989 a setembro de 1990;

1991 — fevereiro de 1991 a janeiro de 1992;

1992 — janeiro de 1992 a outubro de 1992;

1993 — outubro de 1992 a julho de 1993, e julho de 1993 a dezembro de 1994 (média dos dois); e

1994 — julho de 1993 a dezembro de 1994.

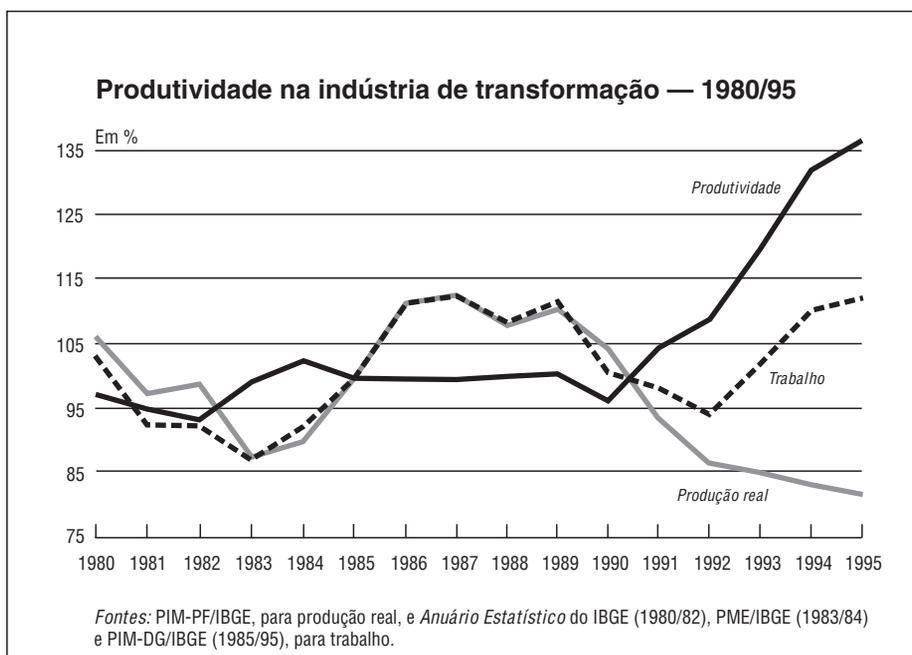
A análise contribui para um debate mais amplo sobre o crescimento da produtividade no Brasil [Bonelli (1996) e Salm, Saboia e Carvalho (1996)]. O fator primordial a ser explicado é que a produtividade da mão-de-obra no setor industrial brasileiro, que havia mudado pouco no período 1985/90, iniciou um crescimento repentino a uma taxa de 7,35% a.a. no período 1991/95 (ver gráfico). Esse período de crescimento da produtividade incluiu duas fases distintas. Na primeira, até 1992, houve uma profunda recessão com queda da produção mas queda ainda maior no emprego. Na segunda fase, depois de 1992, a produtividade e a produção cresceram; contudo, a produtividade cresceu mais rapidamente, o que significa que a mão-de-obra empregada continuou a cair, ainda que a uma taxa inferior àquela observada em 1990/92. Uma característica adicional do crescimento da produtividade da mão-de-obra no período 1985/95, que é enfatizada por Bonelli (1996), é que o mesmo padrão encontra-se presente em diferentes setores industriais. Ele calculou a produtividade¹⁰ em sete setores (metalúrgico, engenharia mecânica, elétrico, equipamentos de transporte, químico, têxtil e alimentação), que em 1985 produziram em conjunto 70% do valor adicionado do setor industrial. Apresentando algumas variações, todos os sete setores demonstraram o mesmo comportamento. Utilizando como base 1985 = 100, a produtividade em 1990 manteve-se basicamente no mesmo nível registrado em 1985, porém em 1995 havia crescido para níveis entre 120 (equipamentos de transporte e têxteis) e 180 (elétrico), com uma média ponderada de 145.

As explicações rivais desse fenômeno colocadas em debate foram pertinentemente resumidas por Bonelli (1996):

a) Um estudo anterior de Silva *et alii* (1993) analisou a mudança na produtividade em 1990/92, e concluiu que esta poderia ser mais bem explicada por uma profunda recessão (traçando um paralelo com o início dos anos 80). Os autores notaram ainda que não havia nenhuma evidência clara na alteração do comportamento das empresas em relação à eficiência — seja no que se refere a investimento em novas tecnologias, seja quanto a alterações nas técnicas administrativas. Segundo Bonelli, essa conclusão foi desmentida pelos fatos, uma vez que a produtividade continuou a crescer depois da retomada do crescimento da produção em 1992/95. Contudo, é possível que o choque da recessão tenha continuado a afetar o comportamento administrativo muito após o fim da recessão [ver Nickell, Wadhvani e Wall (1992)].

b) Feijó e Carvalho (1994) afirmam que o crescimento da produtividade nesse período ocorreu devido ao progresso técnico e a uma revolução administrativa. Em relação ao progresso técnico, eles ressaltam um rápido crescimento na importação de bens de capital no período posterior a 1990. Quanto às técnicas administrativas, um estudo subsequente de Salm, Saboia e Carvalho (1996) apresentou forte correlação entre o crescimento produtivo em 12 setores industriais e o

10 Índices de produção real do setor divididos por um índice de horas trabalhadas.



grau de adoção de várias técnicas administrativas. Os autores afirmam que seus resultados podem explicar como os ganhos de produtividade foram atingidos sem um aumento considerável no nível de investimento.

c) Considera (1995) afirmou que ganhos substanciais de produtividade originaram-se da saída de produtores ineficientes do mercado diante da pressão da concorrência de produtos importados e de novos produtores pertencentes a empresas estrangeiras no mercado doméstico brasileiro. Ele sugeriu, ainda, que a terceirização — a contratação externa de serviços industriais e outros — pode ter produzido efeitos consideráveis, ainda que isso seja difícil de ser avaliado com precisão.

d) Amadeo e Gonzaga (1996), ainda que dando a devida importância às melhorias administrativas e à terceirização, também sugeriram a importância dos insumos importados. Se as empresas substituem componentes anteriormente fornecidos por elas mesmas por insumos importados, a relação entre o valor da produção e o valor adicionado muda. Por exemplo, maior produção setorial poderia, na verdade, representar um valor adicionado inferior. A comprovação da substituição da produção doméstica por peças importadas é grande em alguns setores (eletrônicos, automotivos); porém, na ausência de informações de censo industrial, as alterações na razão entre valor adicionado e valor da produção não podem ser observadas.

Nossa análise não está apta a tratar de todas essas questões. Deveríamos poder estabelecer a importância relativa da liberalização comercial, da recessão e da recuperação. Porém, os dados não permitem a exploração da hipótese de ganhos de produtividade através da saída de produtores ineficientes do mercado, uma vez que a PIA inclui somente as principais empresas. Tampouco podemos examinar a hipótese da terceirização/insumos importados, uma vez que o único indicador confiável da produção são as vendas em vez do valor adicionado. Temos de presumir que os insumos intermediários por unidade de produção não foram consideravelmente alterados ao longo do período, de forma que as vendas (tendo sido deflacionadas apropriadamente) são um indicador adequado da produção real.¹¹

O modelo empírico básico é uma função de produção Cobb-Douglas na forma log-linear:

$$Y_{it} - \eta_{it} = \gamma(Y_{it-1} - \eta_{it-1}) + (1-\gamma)\alpha(\kappa_{it} - \eta_{it}) + (1-\gamma)(\alpha + \beta - 1)\eta_{it} + \\ + \phi_1(\text{proteção}) + \phi_2(\text{taxa de câmbio real}) + \theta_i + \theta_t + \epsilon_{it}$$

onde Y_{it} é o logaritmo da produção real, η_{it} é o logaritmo do emprego, κ_{it} é o logaritmo do estoque de capital, α e β são os expoentes do capital e mão-de-obra na função de produção Cobb-Douglas, ϕ_1 e ϕ_2 são os coeficientes das medidas de proteção e taxas de câmbio real (a serem definidas adiante) e θ_i e θ_t são efeitos fixos para firmas e anos. θ_i captura todos os fatores específicos às firmas, afetando o nível de produtividade. θ_t captura choques específicos comuns a todas as empresas, por exemplo, o nível geral de atividade na economia. ϵ_{it} representa todos os outros choques na produtividade empresarial e admite-se que não sejam correlacionados serialmente. Note-se que os retornos à escala são indicados por $(\alpha + \beta - 1)$: na prática estes não se mostraram significativos, de modo que essa variável foi suprimida na análise subsequente. Dinâmicas simples, refletindo defasagem no ajuste dos produtos aos insumos, são capturadas por meio da inclusão da variável dependente defasada [Nickell (1996)].

Uma questão fundamental é se essa equação deve ser estimada em níveis ou em primeiras diferenças. Considerando a preocupação específica deste trabalho, optamos por um procedimento em dois estágios. No primeiro estágio, estimamos

11 Um parecerista sugeriu que o cálculo das vendas reais poderia estar sujeito a um viés sistemático causado pela inflação; mais especificamente, que nos períodos de inflação alta as vendas reais estariam superestimadas. Esse problema não pôde ser abordado diretamente com os dados disponíveis, porém notamos que no primeiro período de inflação alta, 1989/90, a produtividade medida caiu segundo nossas estimativas, enquanto no segundo período, 1992/94, subiu fortemente. Outro possível viés no uso das vendas como um indicador de produção é que os estoques mudam ao longo do ciclo. Conforme notamos na Seção 2, os dados da PIA não nos permitem identificar as verdadeiras alterações nos estoques das empresas.

a equação em primeiras diferenças,¹² eliminando assim os efeitos fixos relativos às firmas e também a proteção no período 1986/89 (devido à forma como essa variável foi medida). Isso nos permitiu obter uma estimativa dos coeficientes da variável dependente defasada e da relação capital/trabalho. Esses coeficientes foram então utilizados para estimar a equação em níveis de modo que fossem obtidas estimativas dos efeitos fixos relativos às firmas e dos efeitos de diferentes níveis de proteção entre os setores.

A equação, além de variáveis *dummies* anuais, inclui variáveis para a proteção e taxa de câmbio real. Conforme explicado na seção de dados, para os anos anteriores a 1990 usamos o logaritmo da proteção nominal em 1989 (LPN)¹³ como uma *proxy* para proteção, baseados no fato de as tarifas serem estabelecidas naquele ano de acordo com o diferencial entre os preços internos e externos. A partir de 1990, usamos o logaritmo da taxa de proteção efetiva (LPE) calculado por Kume. Essas variáveis pré-1990 e pós-1990 têm de ser inseridas separadamente na equação, uma vez que não são diretamente comparáveis. A taxa de câmbio real (LERR) é calculada como o produto da multiplicação de um índice geral mundial de preços para bens industriais por um índice das taxas de câmbio médias de um conjunto de moedas dos principais parceiros comerciais do Brasil, dividido pelo índice de preços no atacado doméstico. Um aumento no valor desse índice indica crescimento na competitividade da indústria brasileira; uma redução indica queda na competitividade. Levando em conta 1990 = 100, o índice apresentou um valor de 82 em 1986, subindo consideravelmente para 107 em 1989, aumentando novamente em 1991/93 com uma alta de 125 em 1991 e depois caindo em 1994 e 1995. Nossa expectativa é de que esse índice seja negativamente correlacionado à eficiência. Uma depreciação “protege” a indústria nacional; uma valorização a “expõe” às importações, fazendo com que ela se torne mais eficiente.

A equação foi estimada usando o método generalizado de momentos (GMM) e variáveis endógenas defasadas como instrumentos [Arellano e Bond (1991)]. Os resultados das primeiras especificações em diferenças aparecem na Tabela 2. Na coluna (1) não foi incluída a variável dependente defasada, e a especificação é rejeitada em dois testes para a validade dos instrumentos — ela não é aprovada no teste de Sargan e há autocorrelação de segunda ordem nos resíduos. Contudo, os coeficientes estão alinhados às expectativas: o coeficiente na relação capital/trabalho é 0,25 e as *dummies* anuais captam com precisão o crescimento (ou o declínio) ano após ano da produtividade identificado em estudos mais completos. É de particular interesse o coeficiente negativo na mudança da proteção efetiva após 1990: uma queda de 1% na proteção foi associada a um ganho de 0,3% na produtividade. Contudo, essa equação não é robusta do ponto de vista estatístico. A adição da variável dependente defasada na coluna (2) da Tabela 2 é uma

12 Note-se que isso envolveu a diferenciação entre um período de dois anos para 1990/92, considerando-se que não há dados para 1991.

13 Note-se que isso é definido como $(1 + \tau)$, onde τ é a tarifa alinhada ao modelo teórico da Seção 3.

TABELA 2

Equações para o crescimento da produtividade das vendas

	(1) IV	(2) IV
Constante	-0,06 (-1,85)	-0,04 (-1,20)
Δ Vendas por trabalhador defasadas (DLSANT1)		0,32 (2,41)
Δ Capital por trabalhador (DLKNT)	0,25 (3,26)	0,17 (2,09)
<i>Dummies</i> de anos		
1986	-0,01 (-0,33)	-0,01 (-0,21)
1987	0,16 (7,54)	0,15 (6,03)
1988	0,01 (0,40)	-0,04 (-1,44)
1990	-0,06 (-2,50)	-0,05 (-1,77)
1992	0,09 (1,31)	0,20 (2,48)
1993	0,17 (6,70)	0,09 (1,98)
1994	0,21 (8,29)	0,17 (4,61)
Δ Proteção efetiva (DLPE)	-0,30 (-2,01)	-0,03 (-0,17)
Número de observações	2.544	2.544
\bar{R}^2	0,20	0,07
d.p.	0,28	0,31
m_1 (estatística-t)	-0,29 (-13,94)	-0,48 (-25,40)
m_2 (estatística-t)	-0,11 (-4,97)	-0,03 (-1,25)
<i>Dummy</i> de setores (χ^2 , g.l., prob)	79,23.28.0,00	82,97.28.0,00
Sargan (χ^2 , g.l., prob)	9,292.5.0,10	11,368.7.0,12
Instrumentos	LKNT ($t-2$ a $t-4$) NT ($t-2$, $t-3$)	LSANT ($t-3$, $t-4$) LKNT ($t-2$ a $t-4$) NT ($t-2$ a $t-4$)

NOTA: Variável dependente — primeira diferença do logaritmo das vendas por trabalhador.

OBS.: As variáveis do lado direito estão em primeiras diferenças (Δ); m_1 e m_2 representam autocorrelação serial de primeira e segunda ordens dos erros; o teste de Sargan é utilizado para a validade dos instrumentos: a hipótese nula de validade é convencionalmente rejeitada se a probabilidade for menor que 0,10; definição das variáveis: LSANT = logaritmo das vendas por trabalhador e LKNT = logaritmo de capital por trabalhador. O *D* na frente do nome da variável indica a primeira diferença; e a estatística-t heterocedástica consistente está entre parênteses.

solução para o problema de autocorrelação de segunda ordem, e os instrumentos são válidos. O coeficiente da produção por trabalhador defasada sugere que 2/3 dos ajustes ocorrem no período corrente. O coeficiente de longo prazo da relação capital/trabalho é 0,25, o mesmo que na coluna (1). O coeficiente referente à proteção efetiva após 1990 torna-se insignificante. Os coeficientes das *dummies* anuais que representam o crescimento anual na produtividade total de fatores mostram os padrões esperados. Entre 1986 e 1990 há pouca alteração na produtividade, exceto em 1987. Há uma queda considerável em 1990, seguida de um rápido crescimento em 1994. O coeficiente sugere um crescimento acumulado na produtividade total de fatores de 58%, entre o ponto mais baixo em 1990 e 1994.

Na Tabela 3 apresentamos os resultados da estimação da mesma equação especificada em níveis. Usamos os coeficientes da estimativa anterior (0,32 para a variável dependente defasada e 0,17 para a relação capital/trabalho), para calcular a produtividade total de fatores como um resíduo. Esta se torna a variável dependente em uma regressão tendo como variáveis explicativas as variáveis de proteção e taxa de câmbio real, *dummies* anuais (1989 é o ano de referência) e um conjunto completo de *dummies* por firma. Os resultados na coluna (4) se referem apenas às *dummies* anuais e por firma. O padrão já observado surge novamente: a produtividade permaneceu bastante estável entre 1986 e 1990, caiu drasticamente em 1990 e então cresceu continuamente até 1994. O desafio empírico é distinguir nesse padrão os efeitos do ciclo econômico e os efeitos de proteção e das taxas de câmbio reais.

Nas colunas (1) e (2), medidas de proteção e taxas de câmbio reais são introduzidas e as *dummies* anuais suprimidas. Os coeficientes das medidas de proteção (LPN e LPE) são negativos, como esperado, e significativos. Observe-se que o LPN capta tanto um efeito temporal quanto um efeito setorial. O efeito setorial surge da variação na proteção não-tarifária nos setores antes de 1990; o efeito temporal se refere à remoção das barreiras não-tarifárias em 1990 — provavelmente esse efeito é maior quanto maior tiver sido a proteção anterior a 1990. O valor médio da proteção nominal em 1988 era de 32%, e o coeficiente implica que uma redução em 1% na proteção foi acompanhada por um aumento em 0,9% na eficiência.

Supondo uma proteção nominal em 1989 como um indicador razoável de barreiras não-tarifárias, a implicação é que a eficiência aumentou em média 22% devido à sua remoção em 1990.¹⁴ Considerando um exemplo sabidamente extremo, a remoção da barreira não-tarifária na indústria automotiva, equivalente a uma tarifa nominal de 65%, teria aumentado a eficiência 35%. Os efeitos das reduções na proteção após 1990 são apenas ligeiramente menores. De acordo com os cálculos de Kume (1996), a tarifa média vigente caiu de 45,5% em 1990 para

14 Lembre-se que a variável PN é definida como $(1 + \tau)$, onde τ é a tarifa: assim, com a remoção de barreiras não-tarifárias, o valor caiu de 1,32 para 1, uma redução de 24,2%. Multiplicando pela elasticidade de 0,9 oferece uma melhoria na eficiência de 22% indicada no texto.

TABELA 3

Proteção, ciclo econômico e a produtividade total de fatores da firma

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
Constante	5,81 (61,75)	5,80 (25,72)	5,60 (59,68)	5,49 (65,16)
Proteção nominal (1986/89): LPN	-0,92 (-16,73)	-0,92 (-13,44)	-0,36 (-3,55)	
Proteção efetiva (1990/94): LPE	-0,58 (-12,32)	-0,58 (-12,15)	-0,09 (-1,55)	
Taxa real de câmbio: LERR		0,00 (0,04)		
<i>Dummies</i> de anos				
1986			-0,03 (-1,66)	-0,03 (-1,60)
1987			0,09 (4,59)	0,09 (4,62)
1988			0,02 (0,16)	0,02 (1,19)
1990			-0,15 (-4,20)	-0,07 (-3,62)
1992			0,02 (0,73)	0,11 (5,79)
1993			0,09 (12,57)	0,18 (9,30)
1994			0,23 (6,73)	0,33 (16,68)
Número de observações	2.544	2.544	2.544	2.544
\bar{R}^2	0,70	0,70	0,73	0,73
F	19,34	19,28	22,37	22,36

NOTA: Variável dependente — produtividade total de fatores da firma (níveis).

OBS.: a) Testes χ^2 para importância das variáveis na equação (3):

	Estatística	Graus de liberdade	Probabilidade
Variáveis de proteção	14,58	2	0,000
<i>Dummies</i> de anos	324,75	7	0,000
<i>Dummies</i> de firmas	3.310,75	317	0,000

b) Estatística-t entre parênteses.

19,9% em 1994. O coeficiente na variável LPE sugere que, em média, esta aumentou a eficiência cerca de 10%. Os resultados na coluna (2) também sugerem que a taxa cambial real não desempenhou papel relevante.

Na coluna (3), tentamos avaliar as contribuições relativas do ciclo econômico e da proteção ao aumento da eficiência. Comparados aos resultados na coluna (4), não há diferença nos coeficientes anuais antes de 1990, porém a partir de 1990 esses coeficientes são muito mais baixos. Os coeficientes de LPN, e especialmente de LPE, também são bastante reduzidos. Infelizmente é improvável que tais coeficientes apresentem uma indicação precisa dos efeitos individuais: a remoção de barreiras não-tarifárias coincidiu precisamente com a recessão de 1990 e o processo de redução de tarifas vigentes após 1990 coincidiu com a rápida recuperação da atividade econômica. Uma comparação com o período 1981/85 é elucidativa, se não conclusiva. O padrão de declínio e crescimento na atividade produtiva nesse período não foi distinto do observado em 1990/94 (ver gráfico).

Nesse período a produtividade da mão-de-obra aumentou 5,2%. Se essa experiência pudesse ser estendida até 1990/94, pareceria que dos 50% do crescimento da produtividade total de fatores, no máximo 5 pontos percentuais poderiam ser contabilizados pelos efeitos cíclicos, deixando cerca de 45 pontos percentuais a serem explicados pela liberalização comercial e privatização/desregulamentação da economia. Destes 45 pontos percentuais, talvez 22 pontos estejam relacionados ao abandono de barreiras não-tarifárias em 1990 e 10 à redução progressiva das tarifas vigentes durante o período; os 13 pontos restantes podem ser atribuídos à liberalização geral da economia, incluindo a privatização/desregulamentação de alguns setores, como, por exemplo, a indústria do aço.

Para concluir, nossos resultados indicam consideráveis perdas de eficiência associadas à proteção não-tarifária anterior a 1990. Após 1990, houve ganhos consideráveis de eficiência causados por um conjunto de fatores: a recuperação econômica posterior à recessão de 1990/91, a liberalização comercial e a liberalização da economia em geral. Ainda que não seja possível identificar a contribuição de cada fator em termos quantitativos, nossas equações e uma comparação com 1981/85 sugerem que uma grande parte dos ganhos deve ser atribuída à liberalização comercial. Nossa próxima tarefa é investigar mais profundamente os mecanismos que levam as empresas a melhorar sua eficiência de modo tão dramático, em resposta aos choques de recessão e concorrência das importações. Investigamos especificamente os efeitos nas parcelas de mercado e nos lucros das empresas domésticas.

5 - Parcela de mercado e lucros

5.1 - Parcela de mercado

No modelo-padrão de oligopólio homogêneo, a parcela de mercado de uma empresa é determinada pelos seus próprios custos unitários, c_{it} , relativos à média dos custos unitários de seus concorrentes, \bar{c}_t .¹⁵ Para a nossa análise, precisamos distinguir os custos unitários dos concorrentes nacionais, \bar{c}_{jt} , e dos concorrentes estrangeiros, $(1 + \tau_t) ER_t \bar{c}_{kt}^*$, onde τ é a tarifa, ER_t é a taxa cambial e \bar{c}_{kt}^* é a média de custo de unidade dos concorrentes estrangeiros em moeda estrangeira. Para fins empíricos, especificamos uma relação geral log-linear entre c_{it} e \bar{c}_{jt} e $(1 + \tau_t) ER_t \bar{c}_{kt}^*$. Como *proxies* para c_{it} e \bar{c}_{jt} , usamos índices de eficiência das empresas, construídos a partir da análise de função de produção da seção anterior, observando que os custos estão inversamente relacionados à eficiência. Assim, no lugar de c_{it} , a medida de eficiência é o efeito fixo da firma, θ_i , mais o efeito fixo temporal, θ_t . No lugar de \bar{c}_{jt} , usamos uma média das medidas de eficiência para empresas nacionais no mesmo setor.

Os custos dos fornecedores estrangeiros são representados por $(1 + \tau_t) ER_t$ na ausência de informações sobre \bar{c}_{kt}^* . Na prática, conforme definido, c_{it} e \bar{c}_{jt} têm θ_t em comum, de modo que somente uma dessas variáveis pode ser incluída na equação. Optamos por usar apenas a medida relativa à firma, ou a razão entre a eficiência da firma e a eficiência média do setor. As contrapartes empíricas são (em logaritmos) LEFF para a medida de eficiência da firma, LREFF para a eficiência relativa da firma e LPN e LPE para $(1 + \tau_t)$; a taxa cambial real não foi considerada significativa e foi descartada das estimações. Nossa expectativa era de que a parcela de mercado da firma (em logaritmo) esteja positivamente relacionada a LEFF ou LREFF e positivamente relacionada a LPN e LPE. Observe-se que a análise captura um efeito de seção cruzada (produtores nacionais mais eficazes terão uma parcela maior no mercado) e um efeito temporal (alterações no custo relativo de fornecedores domésticos e estrangeiros).

As parcelas de mercado são calculadas como a razão entre as vendas por firma e as estimativas de tamanho de mercado descritas na Seção 3.¹⁶ Os resultados são apresentados na Tabela 4. Um conjunto de estimativas usadas como base é apre-

15 Em um mercado de bens diferenciados, a situação é naturalmente mais complexa, porém os custos unitários relativos dos concorrentes continuam sendo determinantes importantes da parcela de mercado e lucros da firma.

16 Isso está longe de ser uma medida ideal de parcela de mercado, considerando que o valor bruto da produção calculada pela Funcex é exatamente isto — produção, e não vendas, excluindo portanto as alterações nos estoques. Seria também preferível excluir da análise as exportações por firma, porém essa informação não é incluída na PIA. Cinco setores (53 empresas) precisaram ser excluídos da análise porque a parcela calculada de mercado era inadmissivelmente alta ou apresentava outras peculiaridades.

TABELA 4

Eficiência da firma, proteção e parcela de mercado

	(1)	(2)	(3)
Constante	-9,98 (-27,28)	-3,06 (-34,93)	-10,49 (-29,37)
Eficiência da empresa (LEFF)	1,25 (20,31)		
Eficiência relativa da empresa		1,46 (22,94)	1,46 (23,02)
Proteção nominal (1986/89)	1,87 (10,33)	0,83 (4,89)	
Proteção efetiva (1990/94): LPE	0,90 (5,74)	0,22 (1,44)	
<i>Dummies</i> de anos			
1986			-0,07 (-1,02)
1987			0,04 (0,54)
1988			0,04 (0,61)
1990			-0,13 (-1,96)
1992			-0,16 (-2,45)
1993			-0,25 (-3,86)
1994			-0,35 (-5,26)
Número de observações	2.120	2.120	2.120
\bar{R}^2	0,45	0,48	0,48
F	68,16	74,91	68,83

NOTA: Variável dependente — LMSHARE (logaritmo da parcela de mercado da firma).

OBS.: a) Todas as equações incluem *dummies* setoriais que são invariavelmente significativas em conjunto.
b) Estatística-t entre parênteses.

sentado na coluna (3), em que a parcela de mercado é regredida na eficiência relativa e em um conjunto de *dummies* anuais. O padrão dos coeficientes das *dummies* anuais é como esperado: as parcelas de mercado não variam no período até 1990, porém, após esse ano, há um declínio contínuo até 1994. A queda média na parcela de mercado passa de 12% em 1990 para 30% em 1994. As estimativas nas colunas (2) e (3) mostram que as empresas relativamente mais eficientes possuem uma parcela maior de mercado, com uma elasticidade de 1,46. Observe-se que isso capta um efeito de seção cruzada, uma vez que tal medida não varia com o tempo. A proteção também apresenta um efeito significativo

na parcela de mercado. Na coluna (1), o coeficiente implica que uma redução em 1% da proteção nominal (refletindo barreiras não-tarifárias) anterior a 1990 reduziu a parcela de mercado de empresas nacionais em média 1,87%.

Isso é parcialmente um efeito de corte seccional, mas também indica a resposta da parcela de mercado à redução das barreiras não-tarifárias após 1990. Considerando uma tarifa nominal de 32% anterior a 1990, a implicação é que apenas a remoção de barreiras não-tarifárias teria reduzido a parcela de mercado em 45%! As estimativas implicam também que a queda da proteção associada à redução das tarifas efetivas após 1990 teriam reduzido a parcela de mercado com uma elasticidade de 0,90, resultando em uma redução adicional de 16%. Porém essas estimativas ignoram o efeito indireto de uma redução na proteção sobre a eficiência da firma e, por conseguinte, na participação de mercado. Vimos na Seção 4 que a eficiência média aumentou 32%, em resposta à liberalização comercial, que, de acordo com o coeficiente em LEFF na coluna (1) da Tabela 3, causou um aumento na parcela de mercado de 40%. O efeito negativo líquido previsto da remoção de proteção é de 21%, comparado à média observada de 30%. Uma coisa parece certa — a liberalização comercial teve um efeito dramático sobre a parcela de mercado dos produtores nacionais nesse período. Enquanto indubitavelmente um número considerável de empresas simplesmente fechou sob o impacto da concorrência das importações, aqueles que permaneceram no mercado tiveram de envidar esforços na redução de custos para minimizar suas perdas.

5.2 - Lucros

Para identificar a relação entre eficiência e lucros das firmas, apelamos uma vez mais ao modelo-padrão do oligopólio homogêneo. Os lucros da empresa i são uma função não-linear de três variáveis: os custos médios das empresas nacionais \bar{c}_{jt} , os custos médios de fornecedores estrangeiros $(1 + \tau_t) ER_t \bar{c}_{kt}^*$, e a eficiência da empresa i em relação aos seus concorrentes nacionais $(\bar{c}_{jt} - c_{it})$.

Para a investigação empírica especificamos uma relação log-linear geral entre os lucros reais (LPROF), a eficiência média de empresas domésticas em um setor (LMEFF) derivada da análise da função de produção, a eficiência relativa da empresa i (LREFF), medida como a razão entre a eficiência da empresa e a eficiência média setorial, e medidas de proteção (LPN anterior a 1990, e LPE a partir de 1990). A título de comparação, também efetuamos equações com a eficiência relativa (LREFF) e *dummies* anuais. As *dummies* setoriais foram incluídas em todas as especificações.

A medida de lucro é a melhor aproximação do conceito de lucro bruto que se pode derivar de dados da PIA. Das vendas líquidas são deduzidos custos de produção identificáveis — salários e custos de mão-de-obra correlatos e os custos dos insumos. Conforme explicado na Seção 3, a natureza de alguns outros gastos

registrados não ficou clara, portanto estes não foram deduzidos. Tampouco foi feito qualquer ajuste em relação a alterações no trabalho em progresso ou em estoques de matéria-prima. Lucros nominais foram deflacionados pelo índice de preços setorial (IPA) de forma a apresentar uma medida real dos lucros.

Os lucros brutos calculados foram negativos em cerca de 25% das observações. Por essa razão, a estimativa ocorreu em dois estágios seguindo o procedimento apresentado por Heckman (1979). O primeiro passo foi uma equação *probit* para identificar os determinantes de lucros empresariais positivos; o segundo passo explorou os determinantes dos lucros nos 75% dos casos em que esses foram positivos. A ligação entre as duas estimativas é dada pela função inversa da razão de Mills dos resíduos do *probit*, que entra como uma variável explicativa na segunda equação. Os resultados são apresentados na Tabela 5. A equação de *probit* [colunas (1) e (2)] é razoavelmente bem-sucedida na identificação de firmas/anos de exercício com lucros positivos. Como esperado, empresas mais eficientes tinham mais chances de apresentar lucro positivo. O interesse principal encontra-se no padrão das variáveis *dummies* anuais. Estas indicam muito claramente o colapso nos lucros em 1992/93, com alguma recuperação em 1994.¹⁷ Comparado ao melhor ano em termos de lucros neste período, 1989, a probabilidade de que uma empresa tivesse lucros em 1992/93 foi reduzida 0,4 [ver a coluna (2) da Tabela 5].

Os resultados da equação de lucros são apresentados nas colunas (3) e (4) da Tabela 5. Na especificação com *dummies* anuais, o colapso dos lucros em 1990/92 em relação a 1989 é bastante evidente: a diferença nos coeficientes equivale a um declínio de 65% nos lucros médios. Apesar de os lucros terem se recuperado um pouco mais tarde, o nível de 1994 ainda estava 50% abaixo do de 1989. Na especificação que inclui a eficiência média de empresas domésticas (LMEFF) e medidas de proteção [ver a coluna (3)], os sinais dos coeficientes foram os esperados, com exceção da variável LPE. Quer dizer, os lucros das firmas eram maiores quanto maior a eficiência da firma em relação aos seus concorrentes nacionais, quanto maior a eficiência média dos produtores nacionais e quanto maior o nível de proteção. A elasticidade dos lucros em relação à eficiência é de 0,8, o que implica um aumento de 25% nos lucros entre 1990 e 1994, considerando o número previamente definido de 32% na melhoria da eficiência relacionada à liberalização comercial. A elasticidade dos lucros com relação à proteção nominal (que é uma *proxy* de proteção não-tarifária) é de 1,6; assim, a remoção de barreiras comerciais em 1990, equivalente a uma redução de 24% na tarifa nominal, teria cortado os lucros em 39%.

O enigma está no fraco desempenho da variável de proteção efetiva após 1990 (LPE). Existem duas explicações possíveis: a) o principal impacto da liberalização

17 Os baixos lucros de 1986 foram o resultado dos controles de preço estabelecidos pelo Plano Cruzado, e os altos lucros em 1988 surgiram a partir de reajustes quando os controles de preço foram abandonados.

TABELA 5

Eficiência da firma, proteção e lucros

	(1) PROBIT PROFPOS	(2) Efeito médio sobre a probabilidade	(3) OLS LPROF	(4) OLS LPROF
Constante	1,89 (9,67)	0,50	11,37 (4,38)	16,27 (85,50)
Eficiência relativa da empresa (LREFF)	0,75 (6,93)	0,20	0,85 (4,25)	1,00 (2,75)
Eficiência média do setor (LMEFF)			0,81 (1,79)	
Proteção nominal (1986/89): LPN			1,61 (2,16)	
Proteção efetiva (1990/94): LPE			-0,07 (-0,15)	
Proporção inversa Mills			-1,07 (-4,21)	-0,56 (-0,55)
<i>Dummies de anos</i>				
1986	-0,42 (-2,82)	-0,11		-0,87 (-4,80)
1987	-0,79 (-5,66)	-0,21		-0,26 (-0,83)
1988	-0,28 (-1,88)	-0,08		0,60 (2,76)
1990	-1,12 (-8,13)	-0,29		-1,02 (-2,46)
1992	-1,66 (-12,19)	-0,44		-0,96 (-1,37)
1993	-1,60 (-11,85)	-0,43		-0,50 (-0,72)
1994	-0,69 (-4,88)	-0,18		-0,70 (-2,87)
Número de observações	2.544		1.906	1.906
\bar{R}^2	0,19		0,16	0,19
F			12,103	13,245
Log-verossimilhança	-1.197,20		-	-
% PROFPOS = 1	75%		-	-
% previsão correta	78%		-	-

NOTA: Variáveis dependentes — PROFPOS (variável *dummy* para lucros positivos) e LPROF [logaritmo do lucro da empresa (preços constantes)].

OBS.: a) Todas as equações incluem *dummies* setoriais que são invariavelmente significativas em conjunto.

b) *Efeitos médios sobre a probabilidade* são médias amostrais do efeito de cada variável independente sobre a probabilidade de que PROFPOS seja igual a 1, isto é, que a firma receba lucros positivos.

c) Estatística-t heterocedástica consistente entre parênteses.

comercial veio não das reduções progressivas nas tarifas efetivas após 1990, mas da remoção total das barreiras não-tarifárias em 1990; e *b*) o elevado número de empresas com lucros negativos em 1992 e 1993 limitou fortemente o número de observações disponíveis para a obtenção de estimativas confiáveis para esse período — as baixas estatísticas-t para as *dummies* de 1992 e 1993 na coluna (4) também refletem esse problema. Somos mais favoráveis a essa última explicação, especialmente por saber que a parcela de mercado foi consideravelmente afetada nesse período. Na ausência de um efeito contínuo da liberalização comercial após 1990, é difícil explicar o porquê de os lucros terem caído tanto a partir de 1990 até 1994, considerando as melhorias na eficiência atingidas pelas empresas.

Os resultados têm duas implicações importantes para nosso estudo:

a) Não há dúvidas de que a queda nos lucros originária da recessão de 1990/91 e da liberalização comercial de 1990 em diante foi não-marginal. O argumento de que as empresas empreenderam mais esforços, uma vez que a utilidade marginal dos lucros aumentou de maneira dramática, é claramente plausível, ainda que não tenha sido demonstrado.

b) A queda nos lucros foi atenuada, até certo ponto, pela melhora na eficiência dos produtores domésticos. É evidente que esse efeito foi completamente destruído pelo efeito direto da concorrência dos importados.

6 - Conclusões

Os proponentes da liberalização comercial basearam seus argumentos na suposição de que a concorrência dos importados estimula os produtores nacionais a melhorar sua eficiência-X e a se atualizar tecnologicamente [Tybout (1992)]. Há, contudo, opiniões mais céticas com relação a tal efeito [ver Rodrik (1992)], e a questão continua aguardando solução através de estudos empíricos. A experiência da liberalização comercial brasileira posterior a 1990 é muito interessante, pois nos permite estudar seus impactos sobre uma estrutura industrial altamente protegida e relativamente ampla e bem desenvolvida.

A análise deste trabalho sugere que o otimismo dos defensores da liberalização comercial tem fundamento. As principais empresas industriais brasileiras responderam à liberalização comercial após 1990 com um impressionante crescimento na produtividade, ainda que parte desse crescimento também representasse os efeitos da liberalização geral da economia e uma recuperação dos efeitos desfavoráveis da recessão de 1990/91. O crescimento da produtividade total de fatores representa um papel fundamental na melhoria da eficiência-X e do desenvolvimento tecnológico. Resta desvendar a natureza da resposta comportamental das empresas. Uma vez que a concorrência reduz a lucratividade, por que as empresas não reagiram diminuindo seus esforços e aceitando a inevitável redução

de seus lucros e parcelas de mercado? A explicação sugerida aqui é de que os choques nos lucros foram tão grandes que a utilidade marginal dos lucros em relação ao esforço na verdade aumentou, estimulando uma eficiência maior. Apesar de esse mecanismo não ser diretamente observável, nossa análise demonstrou que os choques adversos nos lucros foram proporcionalmente muito grandes.

Abstract

The paper analyses the effects of the 1990 Brazilian trade liberalization on the total factor productivity, market share and profits of a sample of 318 large manufacturing firms. A panel data production function analysis for the period 1986/94 indicates very large total factor productivity gains in the period to 1994, which were accompanied by large falls in market shares and profits. The explanation advanced is that the shock of trade liberalization to profits was so great that firms were stimulated to improve their efficiency dramatically.

Bibliografia

- AMADEO, E. J., GONZAGA, G. *Salário, produtividade e câmbio: uma análise do custo unitário na indústria brasileira, 1985-1995*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia, 1996.
- ARELLANO, M., BOND, S. R. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.
- BARRERA, F. *Trade liberalization and intra-industry heterogeneity: Colombia's manufacturing sector: 1975-87*. Oxford University, 1995 (Doctoral Thesis).
- BONELLI, R. *Ensaio sobre política econômica e industrialização no Brasil*. Rio de Janeiro: Senai/DN/Ditec/DPEA, Ciet, 1995.
- . Produtividade industrial nos anos 90: controvérsias e quase-fatos. *A Economia Brasileira em Perspectiva — 1996*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 619-648, 1996.
- BRAGA, H. C., SANTIAGO, G. C. C., FERRO, L. C. M. *Proteção efetiva no Brasil: uma estimativa a partir da comparação de preços*. Rio de Janeiro: IPEA, 1980 (Série Estudos de Política Industrial e Comércio Exterior, 13).
- CONSIDERA, C. M. Ideologia, globalização e emprego. *Jornal do Economista*, São Paulo: Corecon, n. 83, 1995.
- FEIJÓ, C. A., CARVALHO, P. G. M. Sete teses equivocadas sobre o aumento da produtividade industrial nos anos recentes. *Boletim de Conjuntura – Suplemento*, Rio de Janeiro: UFRJ/Instituto de Economia Industrial, 1994.

- FONSECA, R. *Trade liberalization and quality innovation in Brazilian autos*. Rio de Janeiro, IPEA, 1996 (Texto para Discussão, 418).
- HAGUENAUER, L., MARKWALD, R., POURCHET, H. *Estimativas do valor da produção industrial e elaboração de coeficientes de exportação e importação da indústria brasileira 1985/96*. Rio de Janeiro: Funcex/IPEA, 1997, mimeo.
- HAY, D. A. *Trade liberalization and firm performance: a model of endogenous efficiency, market share and profits*. University of Oxford, Department of Economics, 1999, mimeo.
- HAY, D. A., LIU, G. S. The efficiency of firms: what difference does competition make? *Economic Journal*, v. 107, p. 597-617, May 1997.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-162, 1979.
- HORTA, M. H., PIANI, G., KUME, H. A política cambial e comercial. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1992*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 59-80, 1991.
- IBGE. *Pesquisa industrial: empresas líderes do setor industrial — 1986, 1987 e 1988*. Rio de Janeiro, 1994.
- . *Pesquisa industrial: empresas líderes do setor industrial — 1989 e 1990*. Rio de Janeiro, 1995a.
- . *Pesquisa industrial: empresas líderes do setor industrial — 1992*. Rio de Janeiro, 1995b.
- . *Pesquisa industrial: empresas líderes do setor industrial — 1993*. Rio de Janeiro, 1996.
- IPEA. Estatísticas e indicadores econômicos — séries anuais. *A Economia Brasileira em Perspectiva — 1996*. Rio de Janeiro, p. 787-838, Tabelas 5 e 7, 1996.
- KUME, H. *A reforma tarifária de 1988 e a nova política de importação*. Rio de Janeiro: Funcex, 1989 (Texto para Discussão, 20).
- . *A política de importação no Plano Real e a estrutura de proteção efetiva*. Rio de Janeiro: IPEA, 1996 (Texto para Discussão, 423).
- LEVY, P. M., HAHN, L. M. D. A economia brasileira em transição: o período 1993/96. *A Economia Brasileira em Perspectiva — 1996*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 17-48, 1996.
- MICHAELY, M., PAPAGEORGIOU, D., CHOKSI, A. (eds.). *Liberalizing foreign trade, lessons of experience in the developing world*. Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1991.
- MIYAGIWA, K., OHNO, Y. Closing the technology gap under protection. *American Economic Review*, v. 85, n. 4, p. 755-770, Sep. 1995.

- MOREIRA, M. M., CORREA, P. G. *Abertura comercial e industrial: o que se pode esperar e o que se vem obtendo*. Rio de Janeiro: BNDES/AP/Depec, 1996 (Texto para Discussão, 49).
- NICKELL, S. J. Competition and corporate performance. *Journal of Political Economy*, v. 104, n. 4, p. 724-746, Aug. 1996.
- NICKELL, S. J., WADHWANI, S. B., WALL, M. Productivity growth in UK companies, 1975-86. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 1.055-1.085, June 1992.
- PINHEIRO, A. C., ALMEIDA, G. B. de. *Padrões setoriais da proteção na economia brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, 1994 (Texto para Discussão, 355).
- ROBERTS, M., TYBOUT, J. *Industrial evolution in developing countries: micro patterns of turnover, productivity and market structure*. New York: Oxford University Press for the World Bank, 1996.
- RODRIK, D. Closing the productivity gap: does trade liberalization really help? In: HELLEINER, G. K. (ed.). *Trade policy, industrialization and development: new perspective*. Oxford: Clarendon Press, 1992.
- SALM, C., SABOIA, J., CARVALHO, P. G. M. *Produtividade na indústria brasileira: uma contribuição ao debate*. Rio de Janeiro: UFRJ/Instituto de Economia Industrial, 1996 (Texto para Discussão, 76).
- SILVA, A. B. O., DOELLINGER, C. von, CONSIDERA, C. M., HORTA, M. H., LEVY, P. M., VILLELA, R. Retrospectiva da economia brasileira. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1994*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 13-42, 1993.
- SILVA, J. C. F. Origens, evolução e estágio atual da crise econômica. *Perspectivas da Economia Brasileira — 1992*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 5-19, 1991.
- SILVA, J. C. F., VELLOSO, R. C. Política econômica: retrospecto de uma década. *Perspectivas da Economia Brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 7-19, 1987a.
- . O Plano Cruzado. *Perspectivas da Economia Brasileira*. Rio de Janeiro: IPEA, p. 21-38, 1987b.
- TYBOUT, J. R. Linking trade and productivity: new research directions. *World Bank Economic Review*, v. 6, n. 2, p. 189-211, May 1992.
- TYBOUT, J. R., MELO, J., CORBO, V. The effects of trade reforms on scale and technical efficiency: new evidence from Chile. *Journal of International Economics*, v. 31, n. 3-4, p. 231-250, Nov. 1991.
- TYBOUT, J. R., WESTBROOK, M. D. Trade liberalization and the dimensions of efficiency change in Mexican manufacturing industries. *Journal of International Economics*, v. 39, n.1-2, p. 53-78, Aug. 1995.
- TYLER, W. G. *Recent effective tariff protection for Brazil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1980 (Texto para Discussão Interna, 18).

VOUSDEN, N., CAMPBELL, N. The organizational cost of protection. *Journal of International Economics*, v. 37, n. 3-4, p. 219-238, 1994.

(Originais recebidos e revistos em março de 2000.)