

A INFLUÊNCIA DA EFICIÊNCIA DE ESCALA E DOS RENDIMENTOS CRESCENTES DE ESCALA NO DESEMPENHO EXPORTADOR DAS FIRMAS INDUSTRIAIS NO BRASIL

João Alberto De Negri¹

Resumo

O paradigma dominante na literatura sobre os determinantes do comércio internacional afirma que as exportações dos países em desenvolvimento estão relacionadas às tradicionais vantagens comparativas. Estas vantagens são determinadas pela dotação de fatores como mão-de-obra pouco qualificada e recursos naturais, e são associadas ao comércio interindústria. No caso dos países desenvolvidos, as exportações baseiam-se em economias de escala e diferenciação de produto e estão, essencialmente, associadas ao comércio intra-indústria. O Brasil é um país em desenvolvimento e a abundância em recursos naturais e mão-de-obra torna o país competitivo nas exportações de bens que demandam maior dotação relativa destes fatores. Esta trabalho encontrou evidências de que o tamanho do mercado brasileiro permite que as firmas instaladas no território nacional atinjam escala de produção competitivas. Desta forma, as firmas brasileiras também são competitivas na produção de bens onde rendimentos crescentes de escala são um dos fatores determinantes da competitividade das firmas no mercado internacional. Estas evidências empíricas são realizadas com um banco de dados inédito que reúne informações de 50 mil firmas industriais, durante o período de 1996 a 2000. As estimativas foram realizadas para trinta segmentos da indústria de transformação. As conclusões sugerem que os ganhos de produtividade total dos fatores que a firma pode obter com o aumento da escala de produção são positivamente relacionados com a probabilidade da firma tornar-se exportadora. Finalmente, as evidências indicam que rendimentos crescentes de escala são também um dos determinantes das exportações brasileiras.

Abstract

The main argument of the dominant paradigm in the literature about the determinants of international trade illustrates that the exports from developing countries are linked to traditional comparative advantages. These advantages are determined by endowments factors like unskilled labour force and natural resources moreover they are connected to inter-industry trade. In the case of developed countries the exports are based on economies of scale and product differentiation, and are associated with intra-industry trade. As a developing countries Brazil is endowed with abundant natural resources and plenty labour force. This condition turns it competitive regarding export of goods most of which require intensive use of these factors. The evidence displayed in this paper demonstrates that the size of Brazilian market allows locally established companies to reach competitive scale of production. The production size enables Brazilian firms compete in the production of goods in which increasing returns of scale influence competitiveness in the international market. This empirical evidence was found by employing a new database that provides information on 50 thousand firms during the period from 1996 to 2000. The estimates have been taking into account thirty segments of the manufacturing industry. The conclusions suggest that the total factor productivity with a company might achieve with the increase of the production scale is positively related to the likelihood of the firm to become an exporter. Finally, the evidences imply that increasing returns of scale are among the most essential determinants of Brazilian exports.

¹ Pesquisador do IPEA. Email: denegri@ipea.gov.br

Classificação JEL:: F1 C6

Palavras-chave: rendimentos crescentes de escala, comércio internacional, firmas, países em desenvolvimento, Brasil.

Key Words: increasing returns of scale, international trade, firms, developing countries, Brazil.

1- INTRODUÇÃO

O paradigma dominante na literatura sobre os determinantes do comércio internacional afirma que o comércio Norte-Sul se deve às tradicionais vantagens comparativas determinadas pela dotação de fatores de produção dos países e associado ao comércio interindústria, enquanto que o comércio Norte-Norte baseia-se em economias de escala e diferenciação de produto e está, essencialmente, associado ao comércio intra-indústria. Portanto, de acordo com a literatura², os países em desenvolvimento são inseridos no comércio internacional via exportações de bens intensivos em recursos naturais e mão-de-obra, e os países desenvolvidos inserem-se nas exportações de bens intensivos em capital, mais sofisticados tecnologicamente e que são produzidos com tecnologias que exibem rendimentos crescentes de escala.

Este artigo procura mostrar que rendimentos crescentes de escala também são determinantes das exportações brasileiras. Dessa forma, apesar da sua abundância em recursos naturais e mão-de-obra, o que confere ao Brasil reconhecida competitividade nos bens que demandam maior dotação relativa destes fatores³, o tamanho do mercado doméstico permite que as firmas instaladas no território brasileiro atinjam escala de produção suficientemente ótimas de forma a torná-las competitivas na produção de bens onde rendimentos crescentes de escala são determinantes da competitividade das firmas no mercado internacional. Nesse sentido, o Brasil é um país em desenvolvimento capaz de se inserir internacionalmente nas exportações de bens manufaturados com tecnologias que exibem rendimentos crescentes de escala⁴.

Arbache e De Negri (2002) mostraram que escala de produção é uma variável explicativa da probabilidade de uma firma ser exportadora na indústria de transformação brasileira. Foi demonstrado também que uma parte do diferencial de produtividade das firmas exportadoras *vis-à-vis* as firmas não exportadoras não é explicada pelas características da mão-de-obra, da indústria, da região ou da propriedade do capital destas firmas. Argumentou-se que uma possível fonte do diferencial de produtividade não explicado seria a escala de produção da firma. O trabalho aqui desenvolvido tem o objetivo de verificar se há algum elo de ligação entre a produtividade da firma, sua escala de produção e seu desempenho exportador. A hipótese é que rendimentos crescentes de escala são um dos determinantes da capacidade exportadora da firma na indústria de transformação no Brasil. Para tanto foi utilizada a literatura de fronteira de produção como instrumento de análise de comparação entre as firmas exportadoras e não exportadoras da indústria brasileira.

Os resultados empíricos deste artigo estão baseados em um conjunto de dados inédito, que reúne os micro-dados não desidentificados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Relatório Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) do Ministério de Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior (MDIC), do Censo do Capital Estrangeiro do Banco Central (BACEN) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE. A PIA foi responsável pelo fornecimento das informações sobre faturamento, valor adicionado, pessoal ocupado na produção, setor

² Ver Dosi et al. (1990), Ethier (1982 e 1995), Grossman and Helpman (1994), Helpman (1981), Helpman and Krugman (1985), Krugman (1981 e 1986), Lancaster (1980)

³ Ver Braga (1988), Hidalgo (1985), Lafeta Machado (1997), Pinheiro et.al. (1993).

⁴ Evidências de comércio intra-indústria e intra-firma do Brasil com outras economias são encontradas em Baumann (1993), Braga e Hickmann (1988), Hidalgo (1990 e 1993), Luque (1977).

industrial da firma e gastos com energia elétrica. Da SECEX foram extraídas as informações sobre as exportações das firmas. Do censo de capitais estrangeiros foram obtidas as informações sobre a propriedade de capital das firmas. Da RAIS foram extraídas as informações sobre a remuneração do trabalhador, o número de horas trabalhadas, a ocupação do trabalhador na firma, o tempo de estudo e o tempo de permanência do trabalhador na firma. A ligação entre estas bases de dados só foi possível porque as informações foram identificadas pelo Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ) das firmas. A PNAD foi utilizada para testar a consistência das declarações da RAIS⁵.

O banco de dados é composto por uma amostra de aproximadamente 50 mil firmas industriais, exportadoras e não exportadoras, nacionais e estrangeiras, e de 5 milhões de trabalhadores que nelas trabalham. Estas firmas são responsáveis por aproximadamente 90% do valor adicionado na indústria brasileira e por cerca de 90% das exportações totais realizadas pelo Brasil no período 1996 a 2000.

O artigo está dividido em três seções. A seção 1 detalha o método de programação linear que foi usado para estimar a fronteira de produção determinística. A seção 2 esclarece os procedimentos utilizados para as estimativas da eficiência de escala e dos rendimentos de escala, apresenta os resultados das estimativas feitas para diversos segmentos da indústria de transformação brasileira e analisa a diferença entre as firmas exportadoras e não exportadoras em termos de eficiência de escala e elasticidade de escala. A seção 3 sintetiza as evidências encontradas de que rendimentos crescentes de escala determinam as exportações brasileiras.

2 - CARACTERÍSTICAS DE UMA ABORDAGEM DE PROGRAMAÇÃO LINEAR PARA ESTIMAÇÃO DOS RENDIMENTOS DE ESCALA A PARTIR DA FRONTEIRA DE PRODUÇÃO DETERMINÍSTICA

A eficiência das firmas pode ser estimada por uma fronteira de produção determinística cujo processo gerador das estimativas é implementado por meio de programação linear. Este procedimento é conhecido na literatura por *Data Envelopment Analysis* (DEA). O DEA foi inicialmente introduzido na literatura pelo trabalho de Charnes, Cooper e Rhodes (1978 e 1981), e posteriormente modificado por Banker, Charnes e Cooper (1984). A diferença mais importante entre estes dois procedimentos é a possibilidade de tratamento das economias de escala. O modelo Banker, Charnes e Cooper (1984), que será aqui utilizado, permite estimar uma fronteira de produção determinística com rendimentos variáveis de escala.

O DEA é aplicado na literatura das mais variadas formas, mas utilizado sempre para avaliar a eficiência de unidades produtivas que usam insumos para obter produtos. Bowlin (2002) mostrou que o DEA tem sido usado para avaliar atividades variadas como as das escolas públicas, dos hospitais, dos militares, da força aérea, etc. A flexibilidade do uso deste instrumental reside no fato de não requerer a definição de uma forma funcional, como é exigido nas abordagens de regressão. Esta flexibilidade é uma das vantagens especialmente relevantes deste método, pois permite a aplicação em diversas áreas. O interesse dos economistas pelo DEA surge porque este método tem por objetivo estimar uma fronteira de produção que maximiza o produto sujeito à quantidade de insumos

⁵ Ver De Negri Et.al. (2001)

utilizada. Este procedimento implica atender a condição de otimalidade Pareto-Koopmans. Dessa maneira, há uma estimativa do máximo de produto que uma dada quantidade de insumos pode obter. O desvio da unidade produtiva em relação a esta fronteira é a sua medida de ineficiência. Não consta na literatura brasileira nenhuma utilização do DEA para análise da eficiência das firmas industriais exportadoras.⁶

O DEA parte da premissa de que existe uma fronteira de produção que envolve as firmas na indústria. Como as firmas são heterogêneas, a distância da firma à fronteira varia para cada unidade produtiva. Esta distância estabelece a medida de eficiência técnica da firma. Quando a estimativa é baseada na produção, a eficiência é igual a Produtividade Total dos Fatores (PTF). Apoiado na formalização de Coelli, Rao e Battese, (1998), pode-se descrever o método partindo da definição do conjunto das N firmas que utilizam K insumos e produzem M produtos. A matriz de insumos X é uma matriz $K \times N$ que representa os insumos utilizados pelas firmas. A matriz Y é uma matriz $M \times N$ que representa os produtos produzidos pelas firmas. Cada firma é representada nestas matrizes por um vetor de produto, \mathbf{y}_i , e de insumos, \mathbf{x}_i . Para cada firma é obtida a razão entre os produtos e insumos utilizados, $\mathbf{u}\mathbf{y}_i/\mathbf{v}\mathbf{x}_i$, onde \mathbf{u} é um vetor $M \times 1$ do peso dos produtos e \mathbf{v} é um vetor $K \times 1$ do peso dos insumos. O peso ótimo é encontrado pela resolução do problema de programação linear:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\mathbf{u}, \mathbf{v}} \mathbf{u}\mathbf{y}_i \\ & \mathbf{v}\mathbf{x}_i = 1 \\ \text{sa } & \mathbf{u}\mathbf{y}_j - \mathbf{v}\mathbf{x}_j \leq 0 \quad j = 1, 2, \dots, N \\ & \mathbf{u}, \mathbf{v} \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

A dualidade em programação linear implica que (1) equivale a:

$$\begin{aligned} & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\ & -\mathbf{y}_i + Y\lambda \geq 0 \\ \text{sa } & \theta\mathbf{x}_i - X\lambda \geq 0 \\ & \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

O escalar θ do problema de minimização em (2) representa a eficiência da firma, e λ é um vetor de constantes $N \times 1$. Por definição, temos que $\theta \leq 1$. Quando $\theta = 1$, significa que a firma está sobre a fronteira e, assim sendo, indica uma firma com eficiência técnica máxima de acordo com a definição de Debreu-Farrell.

O problema de minimização em (2) é estabelecido com base em retornos constantes de escala. Para estimar a eficiência de escala da firma e identificar se está operando com

⁶ Existem poucos estudos no Brasil que utilizam o DEA. Recentemente, Marinho e Façanha (1999 e 2000) fizeram avaliações das Instituições de Ensino Superior e dos Hospitais Universitários brasileiros utilizando esta abordagem. Marinho (1996) também avaliou a eficiência de uma universidade utilizando o DEA.

retornos crescentes, constantes ou decrescentes de escala, o problema de minimização deve ser modificado introduzindo-se um vetor unitário representado por $N1$:

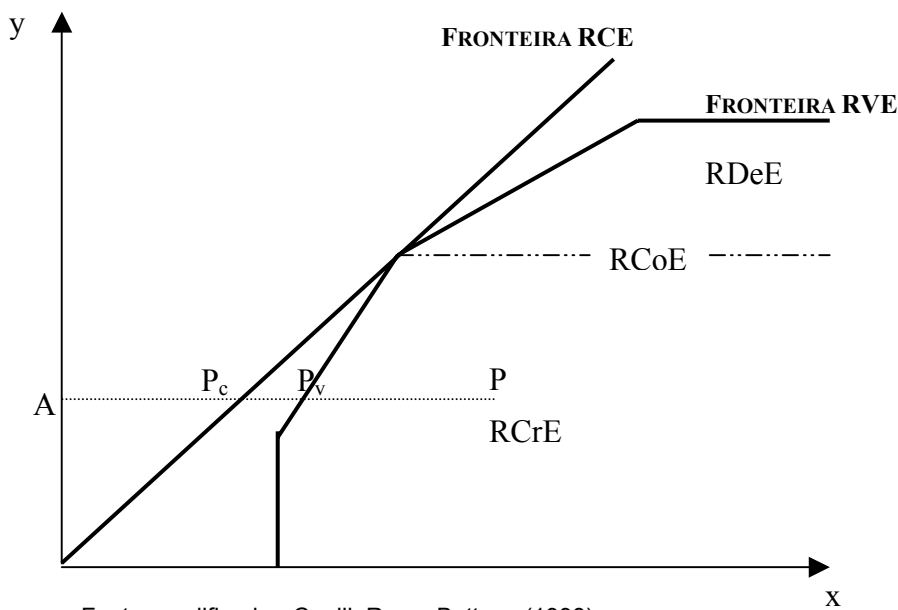
$$\begin{aligned}
 & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta \\
 & - \mathbf{y}_i + Y\lambda \geq 0 \\
 \text{sa} \quad & \theta \mathbf{x}_i - X\lambda \geq 0 \\
 & N1'\lambda \leq 1 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned} \tag{3}$$

A figura 1 adiante representa graficamente o procedimento para o caso de um produto e um insumo. A ilustração identifica a fronteira estimada por de programação linear para retornos constantes de escala (RCE) e para retornos variáveis de escala (RVE). Sob o pressuposto de RCE, a ineficiência técnica do ponto P é PP_c . Sob o pressuposto de RVS, a ineficiência técnica é mensurada através de PP_v . A diferença entre estas duas medidas de eficiência técnica, P_cP_v , é devido à ineficiência de escala. Por trás deste procedimento para mensurar a eficiência de escala está a noção de indivisibilidade da tecnologia como fonte dos retornos de escala. Se a tecnologia fosse infinitesimalmente divisível, a firma operaria sobre a fronteira de produção RCE. Como não é possível dividir a tecnologia, há uma parte da ineficiência técnica da firma que pode ser atribuída à escala. Na ilustração, para qualquer firma localizada sobre a reta que une os pontos P e P_v , a eficiência de escala (EE) é mensurada pela relação:

$$EE = AP_c / AP_v \tag{4}$$

Ainda na figura 4 pode ser vista a representação da linha de rendimentos constantes de escala (RCoE). Firms que operam sobre esta linha teriam eficiência de escala máxima, ou seja, igual à unidade. A linha RCoE delimita as regiões onde as firms operam com rendimentos crescentes e decrescentes de escala. A tecnologia exhibe retornos decrescentes de escala (RDeE) na região acima de RCoE e retornos crescentes de escala (RCrE) na região abaixo de RCoE.

FIGURA 1 – REPRESENTAÇÃO DAS ESTIMATIVAS DE RETORNOS DE ESCALA EM PROGRAMAÇÃO LINEAR



A ausência de parametrização da tecnologia da indústria pode ser uma deficiência deste método, e a ausência de inferência estatística sobre os resultados obtidos faz com que não haja qualquer tratamento dos ruídos ou dos erros de medida que podem estar presentes na base de dados e, assim sendo, qualquer desvio observado é atribuído à ineficiência. Deve ser ressaltado que apenas um erro de medida, em uma única observação, pode ocasionar um viés significativo nos resultados, quando a observação onde o erro de medida ocorre causar deslocamento da fronteira.

Uma das formas de contornar, pelo menos parcialmente, o problema da ausência de inferência estatística sobre as estimativas de eficiência ou eficiência de escala é testar a hipótese de que há diferença estatísticas nestas medidas de eficiência estimadas para dois grupos de unidades de decisão.⁷ Banker (1989, 1993) sugeriu que há dois testes possíveis. O primeiro parte do pressuposto de que a ineficiência segue uma distribuição exponencial, e o segundo pressupões uma distribuição meia normal.

Para o caso da distribuição ser exponencial com média $1+\sigma_1$ para o grupo N_1 e $1+\sigma_2$ para o grupo N_2 , a hipótese nula é que não há nenhuma diferença entre a ineficiência dos dois

⁷ Métodos não-paramétricos também foram sugeridos por Marinho e Façanha (2000). Estes autores mostraram que estatísticas não-paramétricas aplicadas aos trabalhos que usam a programação linear foram feitas por Charnes et alii (1981). O procedimento recomendado por estes autores consiste em dividir a amostra em dois grupos, estimar a fronteira para cada agrupamento e, para cada grupo isoladamente, ajustar a ineficiência das firmas de forma que elas cheguem à fronteira. Após este procedimento, os dois grupos são unidos e aplicam-se testes não-paramétricos, o que pode ser equivalente ao teste t, para testar a hipótese nula de igualdade estatística entre os subgrupos.

grupos, $H_0: \sigma_1 = \sigma_2$. A hipótese alternativa é que o grupo N_1 tem mais baixa eficiência que o grupo N_2 , $H_1: \sigma_1 > \sigma_2$. O teste é dado por:

$$TS_e = \left[\sum_{j \in N_1} (1/h_j^* - 1) / n_1 \right] / \left[\sum_{j \in N_2} (1/h_j^* - 1) / n_2 \right] \quad (5)$$

Onde:

h_j^* = Eficiência θ ou *EE* da unidade de decisão estimada pelo DEA;

N_1 = Unidades de decisão do grupo 1;

N_2 = Unidades de decisão do grupo 2;

n_1 = Número de unidades de decisão do grupo 1;

n_2 = Número de unidades de decisão do grupo 2;

TS_e = Inferência estatística com distribuição F e $2n_1$ e $2n_2$ graus de liberdade.

No caso de uma distribuição meia normal, o teste assume a forma:

$$TS_{hm} = \left[\sum_{j \in N_1} (1/h_j^* - 1)^2 / n_1 \right] / \left[\sum_{j \in N_2} (1/h_j^* - 1)^2 / n_2 \right] \quad (6)$$

Onde:

TS_{hm} = Inferência estatística com distribuição F e n_1 e n_2 graus de liberdade.

O procedimento de programação linear tem sido validado pela literatura por inúmeros meios, mas, de forma especialmente relevante pela comparação com estimadores de regressão. Bowlin et al. (1985) identificou que o DEA e os estimadores dos mínimos quadrados ordinários chegaram a resultados semelhantes quando analisadas a fonte e a quantidade de ineficiência. Banker et al. (1988) comparou o DEA com uma fronteira de produção de uma regressão translog. Este autor conclui que os resultados do DEA são semelhantes ao resultado das estimativas de regressão, tanto na estimativa da ineficiência quanto na estimativa dos retornos de escala. Banker, Conrad e Strauss (1986) também compararam o DEA com um modelo econométrico na análise de eficiência de hospitais. Os resultados indicam que o DEA evidenciou de forma mais acentuada as ineficiências e as possibilidades de retornos de escala do que nos modelos translog. Comparações do DEA com modelos econométricos que obtiveram resultados semelhantes também são encontradas no trabalho de Webster, Kennedy e Johnson (1998).

Existem, portanto, evidências de que estimativas de eficiência baseadas em modelos de regressão chegam a resultados similares às estimativas baseadas no DEA. A primeira grande diferença entre os métodos é que no caso do DEA não é necessário especificar uma forma funcional que relaciona produto e insumo. Por não necessitar de uma forma funcional específica, este método é mais flexível, permitindo inclusive a existência de mais de um produto. Diferente dos modelos de regressão, o DEA é voltado para produzir

estimativas das unidades de decisão e, dessa maneira, provê uma estimativa para cada indivíduo, ao passo que, nos modelos de regressão, as estimativas individuais só podem ser aferidas pelo erro da regressão. Uma das deficiências do DEA é que ele não pode ser usado para fazer previsões sobre o futuro, estimativas possíveis nos modelos de regressão. A segunda deficiência do método é que nenhum teste estatístico é associado à inferência da ineficiência e, portanto, nenhuma consideração sobre o erro da estimativa poder ser feita como no caso da análise de regressão. Por fim, Bowlin (2002) argumenta que as duas metodologias podem ser usadas de forma combinada em um procedimento em dois estágios, sendo que no primeiro estágio são realizadas as estimativas de eficiência do DEA e, depois, utilizadas em um modelo de regressão.⁸

3 - RENDIMENTOS CRESCENTES DE ESCALA NAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS: ESTIMATIVAS A PARTIR DA FRONTEIRA DE PRODUÇÃO DETERMINÍSTICA

Os resultados apresentados nesta seção estão baseados nas estimativa da fronteira de produção traçada pela programação linear, conforme explicado na seção anterior. Optou-se por especificar a fronteira de produção a partir das variáveis comumente utilizadas na estimação da função de produção. O valor adicionado da firma é uma função do capital e da mão-de-obra que ela utiliza. Para medir o capital envolvido na produção utilizou-se o gasto com energia elétrica. Para medir a mão-de-obra foi utilizada a variável pessoal ocupado ligado à produção industrial. A variável valor da transformação industrial mede a produção da firma. Os dados estão organizados em painel compreendendo os anos de 1996 a 2000. O deflator do valor adicionado é o IPA-Setorial e, dos gastos em energia elétrica, o IGP-M.

Para minimizar os problemas de erros de medida, que poderiam causar viés nas estimativas, dois procedimentos seriam plausíveis. O primeiro deles é fazer o exercício para cada ano e depois consolidar a eficiência técnica da firma pela média aritmética dos cinco anos. Este procedimento não eliminaria problemas de erros de medida que poderiam estar presentes em cada ano. A segunda alternativa é fazer a média aritmética, para os cinco anos da amostra, das variáveis que são utilizadas para estimar a fronteira e, depois disso, utilizar os procedimentos de programação linear para estimar a eficiência média da firma no período. Este segundo procedimento foi implementado porque leva vantagem em relação ao primeiro, uma vez que possíveis erros de medida seriam diluídos na média de cinco anos das variáveis.

Deve ser ressaltado que os procedimentos utilizados para contornar o problema de erros de medida inviabilizaram a análise da dinâmica temporal. A perda da capacidade de análise temporal é, entretanto, menor do que os ganhos, por minimizar erros de medida. As estimativas de eficiência técnica e eficiência de escala foram feitas por indústria. Este procedimento é necessário porque cada indústria difere na intensidade do uso dos fatores de produção e, portanto, as estimativas devem ser feitas separadamente. Os agrupamentos industriais foram definidos de acordo com a Divisão CNAE. As divisões: i) produtos químicos; ii) máquinas e equipamentos; iii) máquinas, aparelhos e material elétrico; e iv) fabricação e montagem de veículos foram desagregadas. Os agrupamentos podem ser vistos nas tabelas 1 e 2 que apresentam, também, os resultados obtidos.

⁸ Para exemplos deste tipo de aplicação, ver Arnold et al. (1996) e Bardhan, Cooper e Kumbhakar (1997).

Para cada firma foram obtidas duas estimativas de rendimentos de escala. A primeira estimativa é a eficiência de escala da firma. A eficiência de escala mensura a PTF da firma em relação à escala mais produtiva, ou seja, em relação ao ponto onde a elasticidade de escala é igual à unidade. Para comprovar a hipótese do artigo não é suficiente esta estimativa; é necessária uma qualificação adicional sobre a região de produção da firma, uma vez que firmas operando na região da função de produção com rendimentos crescentes ou decrescentes de escala podem ter o mesmo coeficiente de eficiência de escala. Nesse sentido, a segunda estimativa obtida foi identificar se a firma está localizada na região de rendimentos crescentes, constantes ou decrescentes de escala.

Após a estimativa da eficiência de escala para cada firma e da identificação da região onde a firma está operando em relação aos rendimentos de escala da sua indústria, as firmas foram agrupadas em dois grupos, exportadoras e não exportadoras, dentro de sua respectiva indústria. Em cada uma das indústrias foi feito um teste de hipótese, conforme descrito nas equações (5) e (6), para testar a hipótese nula de que as médias da eficiência de escala eram iguais sobre a hipótese alternativa de que a eficiência de escala das não exportadoras é menor do que a eficiência das exportadoras.

Os resultados destas estimativas são apresentados na tabela 1. As duas primeiras colunas são descritivas, sendo que a primeira coluna descreve a indústria e a segunda separa as firmas exportadoras e não exportadoras dentro de uma mesma indústria. A terceira coluna apresenta a média do índice de eficiência de escala das firmas exportadoras e não exportadoras em cada agrupamento industrial. As colunas quatro e cinco apresentam o teste de hipótese para verificar a significância estatística da média da eficiência de escala das firmas exportadoras e não exportadoras baseado no pressuposto de distribuição exponencial e meia normal, respectivamente. As colunas seis, sete e oito indicam a frequência percentual das firmas exportadoras e não exportadoras, para cada indústria, localizadas nas regiões de rendimentos crescentes, decrescentes e constantes de escala. É importante ressaltar que os resultados apresentados para o total da indústria de transformação na primeira linha da tabela foram realizados a partir da agregação de estimativas de cada indústria. Isto significa que a estimativa da eficiência de escala da firma e a identificação da região onde ela atua é feita a partir da fronteira de produção da sua indústria.

TABELA 1 - EFICIÊNCIA DE ESCALA E FREQUÊNCIA PERCENTUAL DAS FIRMAS QUE OPERAM EM RENDIMENTOS CRESCENTES (RCrE), DECRESCENTES (RDeE) E CONSTANTES (RCoE) DE ESCALA, NA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA – 1996/2000

INDÚSTRIA	FIRMA	Eficiência de escala média	Teste de hipótese		Frequência (%)		
			Exponencial	Meia normal	RCrE	RCoE	RDeE
TOTAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO	não export.	0,41	13,07***	24,1***	92,8	2,8	4,5
	export.	0,71			63,4	9,6	27,0
PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS	não export.	0,31	14,36***	18,9***	95,5	1,8	2,7
	export.	0,70			62,1	13,5	24,4
PRODUTOS DO FUMO	não export.	0,50	17,67***	210,9***	96,6	1,7	1,7
	export.	0,91			42,3	11,5	46,2
PRODUTOS TÊXTEIS	não export.	0,59	11,74***	404,1***	86,2	2,3	11,5
	export.	0,78			41,6	8,7	49,7
CONFECÇÃO DE ARTIGOS DO VESTUÁRIO E ACESSÓRIOS	não export.	0,11	5,56***	7,1***	99,6	0,1	0,3
	export.	0,37			90,8	2,6	6,7

PREPARAÇÃO DE COURO E ARTEFATOS DE COURO, ARTIGOS DE VIAGEM E CALÇADOS	não export.	0,62	7,78***	54,5***	66,7	29,8	3,6
	export.	0,84			22,9	53,7	23,4
PRODUTOS DE MADEIRA	não export.	0,53	12,43***	529,9***	90,5	1,4	8,1
	export.	0,77			55,3	4,3	40,5
CELULOSE, PAPEL E PRODUTOS DE PAPEL	não export.	0,68	15,46***	2142,7***	84,1	2,0	14,0
	export.	0,88			46,1	9,6	44,3
EDIÇÃO, IMPRESSÃO E REPRODUÇÃO DE GRAVAÇÕES	não export.	0,38	12,09***	464,4***	92,4	1,0	6,6
	export.	0,65			47,5	3,9	48,6
COQUE, REFINO DE PETRÓLEO E PRODUÇÃO DE ÁLCOOL	não export.	0,36	8,84***	300,9***	88,2	1,7	10,1
	export.	0,61			74,8	3,0	22,2
PRODUTOS QUÍMICOS INORGÂNICOS E ORGÂNICOS	não export.	0,59	13,16***	214,2***	78,1	3,6	18,3
	export.	0,80			50,2	6,0	43,8
RESINAS E ELASTÔMEROS E FIBRAS, FIOS, CABOS E FILAMENTOS CONTÍNUOS ARTIFICIAIS E SINTÉTICOS	não export.	0,65	6,38***	12,5***	74,1	7,4	18,5
	export.	0,91			28,9	9,3	61,9
PRODUTOS FARMACÊUTICOS	não export.	0,39	51,02***	7494,5***	97,0	1,7	1,4
	export.	0,60			63,8	4,8	31,4
DEFENSIVOS AGRÍCOLAS, SABÕES, ARTIGOS DE PERFUMARIA, TINTAS, VERNIZES, ESMALTES, LACAS	não export.	0,30	32,06***	1576,7***	95,2	1,1	3,6
	export.	0,70			65,2	4,6	30,2
ARTIGOS DE BORRACHA E PLÁSTICO	não export.	0,39	9,60***	18,5***	99,2	0,3	0,5
	export.	0,69			82,4	3,4	14,2
PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS	não export.	0,53	4,80***	81,1***	91,9	1,5	6,7
	export.	0,62			56,4	3,2	40,5
METALURGIA BÁSICA	não export.	0,65	7,81***	120,6***	82,5	3,1	14,4
	export.	0,84			49,6	7,2	43,2
PRODUTOS DE METAL - EXCLUSIVE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS	não export.	0,48	10,46***	36,5***	93,6	2,0	4,3
	export.	0,72			60,8	4,9	34,3
MOTORES, BOMBAS, COMPRESSORES, EQUIPAMENTOS DE TRANSMISSÃO E DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS DE	não export.	0,52	12,83***	180,5***	92,7	1,8	5,5
	export.	0,80			62,8	3,7	33,5
TRATORES E DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS PARA A AGRICULTURA, AVICULTURA E OBTENÇÃO DE	não export.	0,45	6,81***	252,4***	98,0	1,2	0,8
	export.	0,82			76,1	3,1	20,8
MÁQUINAS-FERRAMENTA E DE EQUIPAMENTOS DE USO ESPECÍFICO	não export.	0,43	28,06***	4646,1***	97,6	1,6	0,8
	export.	0,76			84,4	5,1	10,5
ELETRODOMÉSTICOS	não export.	0,34	18,10***	1153,1***	94,6	1,4	4,1
	export.	0,55			59,5	3,6	36,9
MÁQUINAS PARA ESCRITÓRIO E EQUIPAMENTOS DE INFORMÁTICA	não export.	0,47	10,62***	229,0***	89,0	8,2	2,7
	export.	0,70			63,9	8,3	27,8
GERADORES, TRANSFORMADORES E MOTORES ELÉTRICOS E DE EQUIPAMENTOS PARA DISTRIBUIÇÃO...	não export.	0,38	10,94***	806,3***	93,2	2,7	4,1
	export.	0,69			59,6	2,6	37,9
PILHAS, BATERIAS E ACUMULADORES ELÉTRICOS E LÂMPADAS E EQUIPAMENTOS DE ILUMINAÇÃO E DE....	não export.	0,41	27,43***	3686,3***	97,6	1,4	1,1
	export.	0,74			65,2	4,9	30,0
MATERIAL ELETRÔNICO E DE APARELHOS E EQUIPAMENTOS DE COMUNICAÇÕES	não export.	0,46	13,00***	94,5***	97,1	1,7	1,2
	export.	0,84			68,5	17,5	14,1
EQUIPAMENTOS DE INSTRUMENTAÇÃO MÉDICO-HOSPITALARES, INSTRUMENTOS DE PRECISÃO.....	não export.	0,46	19,62***	2057,5***	93,0	1,5	5,5
	export.	0,79			54,5	4,7	40,8
FABRICAÇÃO E MONTAGEM DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, REBOQUÊS E CARROCERIAS	não export.	0,66	6,85***	165,2***	91,0	1,7	7,3
	export.	0,81			35,4	10,1	54,4
PEÇAS E ACESSÓRIOS PARA VEÍCULOS AUTOMOTORES	não export.	0,15	7,87***	7,1***	99,8	0,3	0,0
	export.	0,49			94,2	5,8	0,0
OUTROS EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE	não export.	0,54	6,63***	35,3***	93,6	2,5	3,9
	export.	0,80			80,6	7,8	11,7
MÓVEIS E INDÚSTRIAS DIVERSAS	não export.	0,30	15,29***	10,75,3***	98,6	0,9	0,5
	export.	0,64			94,1	5,1	0,8

Fonte: Estimativas próprias realizadas a partir dos microdados da PIA/RAIS/SECEX/BACEN/PNAD.

*** = Significativo a 1%

Do ponto de vista estatístico, para todos os setores da indústria de transformação, foi rejeitada a hipótese nula de que a eficiência de escala das exportadoras é igual a

eficiência de escala das não exportadoras. Foi aceita a hipótese alternativa de que as não exportadoras têm eficiência de escala menor do que as exportadoras.

Analisando-se o indicador de eficiência de escala para o total da indústria de transformação demonstra-se que para as firmas exportadoras o coeficiente de eficiência de escala é de 0,71, ao passo que para as firmas não exportadora a eficiência de escala é de 0,41. Isto significa que, na média, as firmas exportadoras obtêm 71% da PTF que é alcançada pela escala mais produtiva estimada a partir da fronteira de produção da sua indústria. No caso das firmas não exportadoras, a produtividade é 41% da PTF obtida pela escala ótima.

Em média, o coeficiente de eficiência de escala das firmas exportadoras é 73% maior do que o coeficiente de escala das firmas não exportadoras. O significado deste último percentual é especialmente relevante para os propósitos deste trabalho. Este percentual indica que o fato das firmas exportadoras operarem mais próximas da escala ótima lhes permite obter 73% a mais de PTF do que as firmas não exportadoras. É importante ressaltar que o coeficiente de eficiência de escala mede a produtividade da firma em relação à escala mais produtiva. O coeficiente de escala pode, entretanto, ser menor do que a unidade, indicando haver ineficiência relativa à escala de produção para firmas que operam na região de rendimentos crescentes ou decrescentes de escala. Dessa maneira, a pergunta não respondida é: o que é necessário fazer para aumentar a eficiência de escala da firma não exportadora? É necessário aumentar ou diminuir a escala de produção da firma?

Para responder a estas perguntas é necessário apoiar-se no indicador de RCoE, RDeE e RCrE. Estes indicadores mostram em qual região da tecnologia da indústria operam as firmas. Na tabela 1 é apresentada a frequência percentual das firmas exportadoras e não exportadoras que operam em cada região. Conforme se demonstra, 92,8% das firmas não exportadoras operam na região de RCrE, e apenas 4,5% operam na região de RDeE. Dessa forma, para aumentar a média do coeficiente de eficiência de escala das firmas não exportadoras seria necessário aumentar sua escala de produção. Apenas 2,8% das firmas não exportadoras operam na escala mais produtiva. No caso das exportadoras, 9,6% das firmas operam na escala mais produtiva, 62,4% operam na região de RCrE, e 27% operam na região de RDeE.

De uma maneira geral, os resultados observados no agregado da indústria de transformação se repetem para todos os setores industriais indistintamente. Mesmo quando são comparados os setores intensivos em recursos naturais e mão-de-obra pouco qualificada, onde a princípio os rendimentos crescentes de escala são relativamente menos relevantes, com os setores intensivos em capital, não foi observado um padrão de comportamento único. Para exemplificar pode ser comparado os setores de alimentos, vestuário e madeira, produtos intensivos em mão-de-obra e recursos naturais com os setores de tratores, geradores elétricos e autopeças, produtos intensivos em capital. Os indicadores de eficiência de escala não permitem identificar um padrão que diferencie claramente estes dois grupos. No primeiro grupo, intensivo em mão-de-obra recursos naturais, a diferença na eficiência de escala média das firmas exportadoras para as não exportadoras é de 52,4%. No segundo grupo, intensivo em capital, a diferença na eficiência de escala média das firmas que exportam para as firmas que não exportam é de 53,1%.

A falta de um padrão na comparação entre indústria com diferente intensidade de uso de fatores de produção pode resultar da inapropriada comparação do indicador de eficiência de escala entre setores substancialmente diferentes. Quando se compara, por exemplo, a indústria de vestuário com a indústria de têxtil, observa-se que a eficiência de escala das

firmas exportadoras é 70,3% maior do que as não exportadoras na primeira indústria, e de 24,4% na segunda. Este comportamento é plausível de ser esperado porque, considerando-se que os rendimentos crescentes de escala são reconhecidamente maiores na indústria têxtil do que na de confecções, a sobrevivência das firmas no mercado dependeria de uma eficiência de escala maior do que na indústria de vestuário. Dessa forma, haveria pouco espaço para a sobrevivência de firmas com elevada ineficiência de escala na indústria têxtil, mesmo para aquelas voltadas apenas para o mercado doméstico. Na indústria de vestuário a escala de produção não é tão importante no processo de competição, quando comparado com a indústria têxtil, e, sendo assim, é previsível que o diferencial de escala seja maior porque a ineficiência de escala é compensada por outros fatores que afetam a eficiência da firma. Estas afirmações são também corroboradas com os dados referentes à frequência das firmas que operam em rendimentos decrescentes de escala. Este indicador mostra que a porcentagem de firmas que operam em rendimentos crescentes de escala é maior na indústria de vestuário do que na indústria têxtil. Isto indica que a indústria de vestuário é mais tolerante com a sobrevivência de firmas que operam em escala menor do que a escala ótima.

Uma crítica aos dados apresentados na tabela 1 é a ausência de inferência estatística sobre as estimativas. Na verdade, esta é uma deficiência do método de programação linear. Uma das formas de contornar este problema são o uso de testes não paramétricos como os apresentados na tabela. Outra forma de encontrar evidências estatísticas de que a eficiência de escala é estatisticamente determinante das exportações de uma firma é optar por um modelo probabilístico *probit*, onde a variável dependente é a condição da firma ser ou não exportadora, e a variável independente é o coeficiente de eficiência de escala. Este procedimento, além de ser mais uma das maneiras de contornar os problemas da falta de inferência estatística da programação linear, permite a comparação do quão importante são os rendimentos crescentes de escala na probabilidade de uma firma ser exportadora.

A estimativa realizada com programação linear gerou um coeficiente de eficiência de escala para cada uma das 49,8 mil firmas presentes na amostra entre os anos de 1996 a 2000. Para cada uma destas firmas foi identificado se ela realizou ou não exportações durante o período. Se a firma realizou exportações em qualquer um dos anos, foi considerada exportadora. Segundo os procedimentos de estimativa aqui apresentado, considera-se que a eficiência de escala das firmas é a mesma para todo o período analisado. Este procedimento é plausível porque parte do pressuposto de que a escala de produção da firma é uma variável estrutural e, portanto, permanece relativamente constante por um período pequeno de cinco anos. Os dados foram organizados em *cross-sections* de forma que cada firma apareça apenas uma vez na base de dados que gerou as estimativas do modelo *probit*, independentemente do ano que ela aparece na base de dados original. Este procedimento foi possível porque a eficiência de escala é a mesma para todos os anos e considera-se exportadora a firma que realizou exportações em ano qualquer. Por meio deste procedimento foi possível estimar a probabilidade marginal de uma empresa ser exportadora, que é devida à variação da eficiência de escala da firma. Do ponto de vista da inferência estatística, o teste de significância do parâmetro do modelo *probit* permitiu testar estatisticamente, em um modelo parametrizado de acordo com a problemática em questão, a hipótese nula de que o parâmetro é igual a zero. O modelo probabilístico foi estimado para a indústria de transformação e para cada agrupamento industrial.

Os resultados são apresentados na tabela 2. A primeira coluna identifica a indústria. A segunda coluna da tabela apresenta a estimativa do parâmetro da variável eficiência de

escala e seu respectivo desvio padrão. A terceira e a quarta colunas apresentam a probabilidade marginal e a eficiência de escala média das firmas por agrupamento industrial, respectivamente. A quinta coluna estima o aumento da probabilidade de exportar caso o coeficiente de eficiência de escala aumente, arbitrariamente, 25% na média em cada indústria.

TABELA 2 – ESTIMATIVAS DO AUMENTO DA PROBABILIDADE DA FIRMA BRASILEIRA EXPORTAR COM O AUMENTO DE 25% NA EFICIÊNCIA DE ESCALA DA FIRMA. MÉDIA - 1996/2000

INDÚSTRIA	Parâmetro (Desv.Pad.)	Prob. Marginal	Eficiência de escala média	Aumento da prob. de exportar
TOTAL DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO	1,596*** (0,020)	0,449	0,48	5,38
PRODUTOS ALIMENTÍCIOS E BEBIDAS	1,632*** (0,056)	0,340	0,38	3,20
PRODUTOS DO FUMO	3,661*** (0,814)	0,962	0,62	14,96
PRODUTOS TÊXTEIS	1,302*** (0,100)	0,387	0,64	6,15
CONFECÇÃO DE ARTIGOS DO VESTUÁRIO E ACESSÓRIOS	2,350*** (0,103)	0,355	0,13	1,19
PREPARAÇÃO DE COUROS E ARTEFATOS DE COURO, ARTIGOS DE VIAGEM E CALÇADOS	1,294*** (0,086)	0,455	0,69	7,84
PRODUTOS DE MADEIRA	1,561*** (0,094)	0,502	0,60	7,53
CELULOSE, PAPEL E PRODUTOS DE PAPEL	2,259*** (0,219)	0,576	0,73	10,47
EDIÇÃO, IMPRESSÃO E REPRODUÇÃO DE GRAVAÇÕES	1,461*** (0,139)	0,194	0,41	1,98
COQUE, REFINO DE PETRÓLEO E PRODUÇÃO DE ÁLCOOL	1,624*** (0,264)	0,595	0,45	6,66
PRODUTOS QUÍMICOS INORGÂNICOS E ORGÂNICOS	1,669*** (0,216)	0,633	0,67	10,66
RESINAS E ELASTÔMEROS E FIBRAS, FIOS, CABOS E FILAMENTOS CONTÍNUOS ARTIFICIAIS E SINTÉTICOS	2,615*** (0,479)	1,041	0,79	20,58
PRODUTOS FARMACÊUTICOS	1,347*** (0,182)	0,486	0,46	5,61
DEFENSIVOS AGRÍCOLAS, SABÕES, ARTIGOS DE PERFUMARIA, TINTAS, VERNIZES, ESMALTES, LACAS E DE PREPARADOS QUÍMICOS DIVERSOS	2,299*** (0,114)	0,762	0,42	8,10
ARTIGOS DE BORRACHA E PLÁSTICO	0,734*** (0,104)	0,734	0,48	8,72
PRODUTOS DE MINERAIS NÃO-METÁLICOS	0,492*** (0,088)	0,103	0,54	1,40
METALURGIA BÁSICA	1,667*** (0,160)	0,547	0,70	9,63
PRODUTOS DE METAL - EXCLUSIVE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS	1,350*** (0,076)	0,338	0,53	4,44
MOTORES, BOMBAS, COMPRESSORES, EQUIPAMENTOS DE TRANSMISSÃO E DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS DE USO GERAL	2,239*** (0,139)	0,843	0,63	13,25
TRATORES E DE MÁQUINAS E EQUIPAMENTOS PARA A AGRICULTURA, AVICULTURA E OBTENÇÃO DE PRODUTOS ANIMAIS	3,291*** (0,308)	1,165	0,60	17,34
MÁQUINAS-FERRAMENTA E DE EQUIPAMENTOS DE USO ESPECÍFICO	2,085*** (0,121)	0,814	0,57	11,64
ELETRODOMÉSTICOS	1,351*** (0,286)	0,501	0,42	5,22
MÁQUINAS PARA ESCRITÓRIO E EQUIPAMENTOS DE INFORMÁTICA	1,300*** (0,279)	0,460	0,55	6,32
GERADORES, TRANSFORMADORES E MOTORES ELÉTRICOS E DE EQUIPAMENTOS PARA DISTRIBUIÇÃO E CONTROLE DE ENERGIA ELÉTRICA	1,950*** (0,169)	0,658	0,48	7,88

PILHAS, BATERIAS E ACUMULADORES ELÉTRICOS E LÂMPADAS E EQUIPAMENTOS DE ILUMINAÇÃO E DE OUTROS EQUIPAMENTOS E	2,209*** (0,176)	0,678	0,50	8,53
MATERIAL ELETRÔNICO E DE APARELHOS E EQUIPAMENTOS DE COMUNICAÇÕES	2,307*** (0,193)	0,770	0,59	11,30
EQUIPAMENTOS DE INSTRUMENTAÇÃO MÉDICO-HOSPITALARES, INSTRUMENTOS DE PRECISÃO, EQUIPAMENTOS PARA AUTOMAÇÃO INDUSTRIAL E RELÓGIOS	2,287*** (0,179)	0,764	0,56	10,78
FABRICAÇÃO E MONTAGEM DE VEÍCULOS AUTOMOTORES, REBOQUES E CARROCERIAS	1,221*** (0,293)	0,311	0,69	5,33
PEÇAS E ACESSÓRIOS PARA VEÍCULOS AUTOMOTORES	3,270*** (0,217)	1,297	0,32	10,54
OUTROS EQUIPAMENTOS DE TRANSPORTE	1,897*** (0,264)	0,502	0,59	7,46
MÓVEIS E INDÚSTRIAS DIVERSAS	2,387*** (0,089)	0,653	0,38	6,27

Fonte: Estimativas próprias realizadas a partir dos microdados da PIA/RAIS/SECEX/BACEN/PNAD.

*** = Significativo a 1%

As estimativas para a indústria de transformação mostram que a média da eficiência de escala das firma é de 0,48. Isto significa que a média da PTF das firma é 48% da PTF atingida no ponto onde a escala é mais produtiva. Deve ser recordado que o coeficiente de eficiência de escala varia entre 0 e 1. Se, por exemplo, este coeficiente aumentar 25%, ou seja passar de 0,48 para 0,6, a probabilidade da firma tornar-se exportadora aumenta em 5,58%. Dessa forma, é possível afirmar que há diferenças estatísticas entre a eficiência de escala das firmas exportadoras e não exportadoras e que esta diferença é positivamente relacionada com a probabilidade da firma ser ou não exportadora.

As estimativas para os segmentos industriais vão na mesma direção dos resultados obtidos para o agregado da indústria de transformação. O indicador de aumento da probabilidade de exportar caso a firma aumente em 25% sua eficiência de escala parece apresentar de forma mais clara um padrão interindustrial baseado na intensidade do uso de fatores de produção. Para as indústrias de alimento, vestuário e madeira, intensivas em mão-de-obra e recursos naturais, a media aritmética da probabilidade da firma tornar-se exportadora caso ela aumente em 25% sua eficiência de escala é 3,97% ($[3,20+1,19+7,53]/3$). Esta média é menor do que a média obtida para as indústrias de tratores, geradores elétricos e autopeças, intensivas em capital, que é 11,92% ($[17,34+7,88+10,54]/3$). Os mesmos resultados podem ser vistos quando compara-se a indústria de vestuário com a industria têxtil. Para a indústria têxtil, onde os rendimentos crescentes de escala são maiores do que para a indústria de vestuário, a probabilidade da firma tornar-se exportadora caso aumente em 25% sua eficiência de escala é 6,15%, ao passo que este mesmo indicador para a indústria de vestuário é 1,19%. Estes indicadores mostram que as estimativas estão consistentes com a intuição de que as economias de escala são mais importantes nos setores intensivos em capital do que nos setores intensivos em mão-de-obra e/ou recursos naturais.

Além destas estimativas, uma análise de *cluster* permitiu agrupar as firmas em categorias de eficiência de escala. O agrupamento das firmas em *clusters* de escala foi realizado pelo método descrito por MacQueen (1967). A base da análise de *cluster* é estimar agrupamentos de acordo com similaridades ou distância de variáveis selecionadas. A medida de similaridade usada neste caso é a distância euclidiana.⁹ Este tipo de análise de

⁹ A distância entre observações de ρ dimensões $\mathbf{x} = [x_1, x_2, \dots, x_n]'$ e $\mathbf{y} = [y_1, y_2, \dots, y_n]'$ é dada por $d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})'(\mathbf{x} - \mathbf{y})}$.

cluster é conhecido como *clusters não hierárquicos* e se destina a formar K número de *clusters*. (*K-means*). MacQueen sugere que o termo *K-means* para descrever seu algoritmo que assegura alocar cada item no grupo que apresenta o centróide (média) mais próximo.¹⁰ Dessa forma, foi possível estimar um modelo probabilístico onde as variáveis explicativas da probabilidade da firma exportar são *dummies* por *cluster* de eficiência de escala. As estimativas estão em relação ao *cluster* menos eficiente. Os resultados são apresentados na tabela 3.

TABELA 3 –PROBABILIDADE DA FIRMA BRASILEIRA EXPORTAR POR CLUSTER DE EFICIÊNCIA DE ESCALA DA INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO - 1996/2000

Cluster da indústria de transformação	Parâmetro (Desv.Pad.)	Prob. Marginal
Cluster1 (eficiência entre 0,000 – 0,143)	---	---
Cluster2 (eficiência entre 0,144 – 0,369)	0,675*** (0,256)	0,187
Cluster3 (eficiência entre 0,370 – 0,629)	1,065*** (0,024)	0,294
Cluster4 (eficiência entre 0,630 – 0,856)	1,291*** (0,024)	0,357
Cluster5 (eficiência entre 0,857 – 1,000)	1,591*** (0,0226)	0,440

Fonte: Estimativas próprias realizadas a partir dos microdados da PIA/RAIS/SECEX/BACEN/PNAD.

*** = Significativo a 1%

O modelo probabilístico estimado com *dummies* por *cluster* de eficiência de escala mostra que a probabilidade da firma ser exportadora aumenta monotonicamente se ela migrar de um *cluster* com menor eficiência de escala para um *cluster* de maior eficiência. A probabilidade da firma ser exportadora aumenta 18,7%, 29,4%, 35,7% e 44% se a firma migrar do *cluster* 1 de eficiência de escala para os clusters 2, 3, 4 e 5, respectivamente.

4 SÍNTESE

Em síntese, considerando: i) que as firmas não exportadoras têm coeficiente de eficiência de escala menor do que as exportadoras, ou seja, é possível aumentar a PTF por mudanças na escala de produção; ii) que 92,8% das firmas não exportadoras operam na região da tecnologia onde há rendimentos crescentes de escala e, dessa forma, o aumento da PTF destas firmas depende do aumento da escala de produção; iii) que a diferença entre o coeficiente de eficiência escala das exportadoras e não exportadoras é significativo do ponto de vista estatístico; iv) que a probabilidade da firma ser exportadora é estatisticamente significativa e positivamente correlacionada com a sua eficiência de escala; e v) que a probabilidade da firma exportar aumenta monotonicamente com o aumento da eficiência de escala da firma, pode ser afirmado que há fortes evidências de que rendimentos crescentes de escala são um dos determinantes das exportações das firmas no Brasil.

¹⁰ Maiores detalhes sobre o método podem ser vistos em Johnson e Wichern (1997). Este método é implementado facilmente através do comando PROC FASTCLUS do software SAS.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARBACHE, J. S. e DE NEGRI, J. A.(2002), Determinantes das Exportações Brasileiras: Novas Evidências, *XXX Encontro da ANPEC*.
- ARNOLD, V. L.; BARDHAN, R. R.; COOPER, W. W. and KUMBHAKAR, S. C. (1996), New Uses of DEA and Statistical Regressions for Efficiency Evaluation and Estimation – with an Application to Public Secondary Schools in Texas, *Annals of Operations Research* 66.
- BANKER, R. (1984), Estimating the Most Productive Scale Size Using Data Envelopment Analysis, *European Journal of Operational Research*, 17, 35-44.
- BANKER, R. D. (1989), Econometric Estimation and Data Envelopment Analysis, in CHAN, J. L. and PATTON J. M. eds. *Research in Governmental and Nonprofit Accounting* 5, pp 231-243.
- BANKER, R. D. (1993), Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation. *Management Science* 39(10), pp. 1265-1273.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A. & COOPER, W. W. (1984). Some Models for Estimating Technical and Scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. *Management Science*, 30, p. 1078-1092.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A. & COOPER, W. W. MAINDIRATTA, A. (1988). A Comparison of DEA and Translog Estimates of Production Frontiers. In DROGRAMACI, A. AND R. FARE eds. *Applications of Modern Production Theory: Efficiency and Productivity* (Norwell, Mass: Kluwer Academic Publishers, Inc.)
- BANKER, R. D.; CONRAD, R. F. AND STRAUSS, r. p. (1986). A Comparative Application of Data Envelopment Analysis and Translog Methods: An Illustrative Study on Hospital Production. *Management Science* 32(12), pp. 1613-1627.
- BARDHAN, I., COOPER, W. W. and KUMBHAKAR (1997), A Simulation Study of Joint Uses of DEA and Statistical Regressions for Efficiency Evaluation. *Journal of Productivity Analysis*.
- BAUMANN, R. (1993). Uma Avaliação das Exportações Intrafirma do Brasil:1980 e 1990. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v23, n.3, p. 487-512.
- BOWLIN, W. F. (2002). *Measuring Performance: An Introduction to Data Envelopment Analysis (DEA)*. Mimeo.
- BOWLIN, W. F.; CHARNES, A. and COOPER, W. W. (1985). Data Envelopment Analysis and Regression Approaches to Efficiency Evaluation and Estimation. *Annals of Operations Research*, 2 pp 113-138.
- BRAGA, C. H. e HICKMANN E. (1988), Produtividade e Vantagens Comparativas Dinâmicas na Indústria Brasileira – 1970-83, *XVI Encontro Nacional da ENPEC*
- BRAGA, H. C. (1988). Produtividade e Vantagens Comparativas na Indústria Brasileira: 1970-83. *Anais do 16º Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.235-257.
- BRANDER, J. and KRUGMAN, P. (1983), A “Reciprocal Dumping” Model of International Trade. *Journal of International Economics* 15 pp.313-321.
- CHARNES, A., COOPER, W., and ROHDES, E. (1981), Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through, *Management Science*, v.27, Nº 6, 688-697, June 1981.
- COELLI, T., RAO, D. and BATTESE, G. (1998), *An introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishers.

- DE NEGRI, J. A.; CASTRO, P. F. de; SOUZA, N. R. de e ARBACHE, J. S. (2001), Mercado Formal de Trabalho: Comparações entre os Microdados da RAIS e da PNAD. *Texto para Discussão nº840 IPEA*.
- DOSI, G., PAVITT, K. SOETE, L. (1990). *The Economics of Technical Change and International Trade*. Harvester/Wheatsheaf.
- ETHIER, W. (1982), National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade. *American Economic Review*, 72: 389-405.
- ETHIER, W. (1995), *Modern International Economics*. Third Edition, Norton.
- GROSSMAN, G.M. and HELPMAN, E. (1994), Technology and Trade. *NBER Working Paper nº 4926*.
- HELPMAN, E. (1981) International trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: a Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach. *Journal of International Economics*, 11:305-40.
- HELPMAN, E. and KRUGMAN, P.(1985) *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*. MIT press.
- HIDALGO, A. B. (1985). Intensidades Fatoriais na Economia Brasileira: Novo Teste do Teorema de Heckscher-Ohlin. *Revista Brasileira de Economia* 39 (1) 27-55.
- HIDALGO, A. B. (1990). O Comércio Intra-Industrial Brasileiro. *Anais do 18º Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.
- HIDALGO, A. B. (1993). Mudanças na estrutura do comércio internacional brasileiro: comércio interindústria x comércio intraindústria. *Anais do 21º Encontro Nacional de Economia – ANPEC*.
- KRUGMAN, P. (1981), Intra-industry Specialization and the Gains From Trade. *Journal of Political Economy*, 89(51): 956-73.
- KRUGMAN, P. (1986), A “Technology Gap” Model of International Trade. In JUNGENTFELT, K. ed. *Structural Adjustment in Advanced Economies*.
- LAFETÁ MACHADO, D. (1997), A Qualificação da Mão-de-Obra no Comércio Internacional Brasileira: um Teste do Teorema do Heckscher-Ohlin. *20º Prêmio BNDES de Economia*.
- LANCASTER, K.(1980) Intra-industry Trade Under Perfect Monopolistic Competition. *Journal of International Economics* 10:151-75.
- LUQUE, C. A. (1977). Estimativas de Escala e Taxa Efetiva de Incentivos à Exportação. *Pesquisa e Planejamento Econômico* 7(2), 405-422.
- MARINHO, A. (1996). *Avaliação Organizacional de uma Universidade Pública: uma Abordagem não-Paramétrica da Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV (Tese de Doutorado).
- MARINHO, A. e FAÇANHA, L (2000), Hospitais Universitários: Avaliação Comparativa de Eficiência Técnica, *Economia Aplicada*, vol. 4, Nº 2, 315-349, abril-junho 2000.
- MARINHO, A. e FAÇANHA, L. (1999) Dois Estudos Sobre a Distribuição de Verbas Públicas para as Instituições Federais de Ensino Superior. *Texto para Discussão N. 679, IPEA*.
- PINHEIRO, A. C. et.al. (1993). Composição Setorial dos Incentivos às Exportações Brasileiras. *Revista Brasileira de Economia*, 47(4) 473-501.
- WEBSTER, R., KENNEDY, S. and JOHNSON, L. (1998), Comparing Techniques for Measuring the Efficiency and Productivity of Australian Private Hospitals, *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics* Nº98/3, Australian Bureau of Statistics.