ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 997

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

João Alberto De Negri

Brasília, novembro de 2003

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

ISSN 1415-4765

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 997

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

João Alberto De Negri*

Brasília, novembro de 2003

* Técnico de Planejamento e Pesquisa do Ipea

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Guido Mantega
Secretário-Executivo – Nelson Machado

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Glauco Antonio Truzzi Arbix

Diretor de Administração e Finanças
Celso dos Santos Fonseca

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento
Maurício Otávio Mendonça Jorge

Diretor de Estudos Macroeconômicos
Paulo Mansur Levy

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos
Luiz Henrique Proença Soares

Diretor de Estudos Setoriais
Mário Sérgio Salerno

Diretora de Estudos Sociais
Anna Maria T. Medeiros Peliano

Assessor-Chefe de Comunicação
Murilo Lôbo

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento – BID, via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – Pnud, por meio do Projeto BRA/97/013.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO **7**

2 CARACTERÍSTICAS DE UMA ABORDAGEM DE PROGRAMAÇÃO LINEAR PARA ESTIMAÇÃO DOS RENDIMENTOS DE ESCALA **8**

3 RENDIMENTOS CRESCENTES DE ESCALA NAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS: ESTIMATIVAS A PARTIR DA FRONTEIRA DE PRODUÇÃO DETERMINÍSTICA **12**

4 CONCLUSÃO **19**

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS **21**

SINOPSE

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. Tais vantagens são determinadas pela dotação de fatores como mão-de-obra pouco qualificada e recursos naturais, e são associadas ao comércio interindustrial. No caso dos países desenvolvidos, as exportações baseiam-se em economias de escala e diferenciação de produto e estão, essencialmente, associadas ao comércio intra-industrial. O Brasil é um país em desenvolvimento e a abundância de recursos naturais e mão-de-obra torna-o competitivo nas exportações de bens que demandam maior dotação relativa desses fatores. Este trabalho encontrou evidências de que o tamanho do mercado brasileiro permite que as firmas instaladas no território nacional atinjam escalas de produção competitivas. Dessa forma, as firmas brasileiras também são competitivas na produção de bens em que rendimentos crescentes de escala são um dos fatores determinantes da competitividade das firmas no mercado internacional. Essas 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 à probabilidade de a 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 INTRODUÇÃO

O paradigma dominante sobre os determinantes do comércio internacional afirma que o comércio Norte–Sul deve-se às tradicionais vantagens comparativas determinadas pela dotação de fatores de produção dos países e está associado ao comércio interindustrial; enquanto o comércio Norte–Norte baseia-se em economias de escala e diferenciação de produto e está, essencialmente, associado ao comércio intra-industrial. Portanto, de acordo com a literatura,[1] 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 produzidos com tecnologias que exibem rendimentos crescentes de escala.

Este trabalho 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 desses fatores,[2] o tamanho do mercado doméstico permite que as firmas instaladas no território brasileiro atinjam escalas de produção suficientemente ótimas para torná-las competitivas na produção de bens em que 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 escala.[3]

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 dessas 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 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 da comparação entre as firmas exportadoras e não-exportadoras da indústria brasileira.

Os resultados empíricos deste trabalho estão baseados em um conjunto de dados inédito, que reúne os microdados 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 do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC); do Censo de Capitais Estrangeiros do Banco Central

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

2. Ver Braga (1988), Hidalgo (1985), Lafetá Machado (1997) e Pinheiro et alii (1993).

3. 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) e Luque (1977).

(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 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 essas 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 Rais.[4]

O banco de dados é composto por uma amostra de aproximadamente 50 mil firmas industriais, exportadoras e não-exportadoras, nacionais e estrangeiras, e por 5 milhões de pessoas que nelas trabalham. Essas 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 de 1996 a 2000.

Este artigo está dividido em três seções além desta introdução. A segunda seção detalha o método de programação linear que foi usado para estimar a fronteira de produção determinística. A seção 3 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. A quarta seção 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 eficiência das firmas pode ser estimada por uma fronteira de produção determinística cujo processo gerador das estimativas é implementado por meio de programação linear. Esse procedimento é conhecido 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 esses dois procedimentos é a possibilidade de tratamento das economias de escala. O modelo Banker, Charnes e Cooper, que será aqui utilizado, permite estimar uma fronteira de produção determinística com rendimentos variáveis de escala.

O DEA é aplicado 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 desse instrumental reside no fato de não requerer a definição de uma forma funcional,

4. Ver De Negri et alii (2001).

como é exigido nas abordagens de regressão. Tal flexibilidade é uma das vantagens especialmente relevantes desse método, pois permite sua aplicação em diversas áreas.

O interesse dos economistas pelo DEA surge porque o método tem por objetivo estimar uma fronteira de produção que maximiza o produto sujeito à quantidade de insumos utilizada. Esse procedimento implica atender à 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 essa fronteira é a sua medida de ineficiência. Não consta em estudos brasileiros nenhuma utilização do DEA para análise da eficiência das firmas industriais exportadoras.[5]

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. Tal distância estabelece a medida de eficiência técnica da firma. Quando a estimativa é baseada na produção, a eficiência é igual à 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 KxN que representa os insumos utilizados pelas firmas. A matriz Y é uma matriz MxN que representa os produtos produzidos pelas firmas. Cada firma é representada nessas matrizes por um vetor de produto, y_i, e de insumos, x_i. Para cada firma, é obtida a razão entre os produtos e insumos utilizados, $u'y_i/v'x_i$, em que u é um vetor $Mx1$ do peso dos produtos e v é um vetor $Kx1$ do peso dos insumos. O peso ótimo é encontrado pela resolução do problema de programação linear:

$$\begin{aligned} & Max_{u,v} u'y_i \\ & \quad v'x_i = 1 \\ & sa \quad u'y_j - v'x_j \le 0 \qquad j = 1,2.....N \\ & \quad u,v \ge 0 \end{aligned} \tag{1}$$

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

$$\begin{aligned} & Min_{q,l} q \\ & \quad -y_i + Y? \ge 0 \\ & sa \quad ?x_i - X? \ge 0 \\ & \quad ? \ge 0 \end{aligned} \tag{2}$$

O escalar q do problema de minimização em (2) representa a eficiência da firma, e $?$ é um vetor de constantes $Nx1$. Por definição, temos que $q \le 1$, o que 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 esta está operando com retornos de escala crescentes, constantes ou decrescentes, o problema de minimização deve ser modificado introduzindo-se um vetor unitário representado por $N1$:

5. 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 essa abordagem. Marinho (1996) também avaliou a eficiência de uma universidade utilizando o DEA.

$$
\begin{aligned}
& Min_{?,?}? \\
& -y_i + Y? \geq 0 \\
sa \quad & ?x_i - X? \geq 0 \\
& N1'? \leq 1 \\
& ? \geq 0
\end{aligned}
\tag{3}
$$

A figura 1, adiante, representa graficamente o procedimento para o caso de um produto e de um insumo. A ilustração identifica a fronteira estimada por meio 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 RVE, a ineficiência técnica é mensurada por meio de PP_v. A diferença entre essas duas medidas de eficiência técnica, P_cP_v, é devida à ineficiência de escala. Por trás desse 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 1 pode ser vista a representação da linha de rendimentos constantes de escala (RCoE). Firmas que operam sobre essa linha teriam eficiência de escala máxima, ou seja, igual à unidade. A linha RCoE delimita as regiões onde as firmas operam com rendimentos crescentes e decrescentes de escala. A tecnologia exibe retornos decrescentes de escala (RDeE) na região acima de RCoE e retornos crescentes de escala (RCrE) na região abaixo de RCoE.

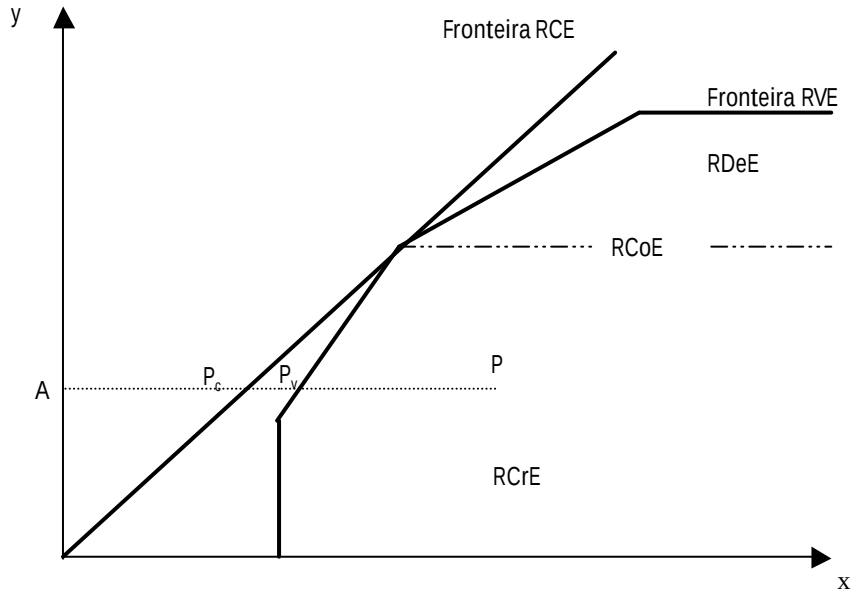
A ausência de parametrização da tecnologia da indústria pode ser uma deficiência desse método, e a ausência de inferência estatística sobre os resultados obtidos faz que não haja qualquer tratamento dos ruídos ou dos erros de medida que podem estar presentes na base de dados e, assim sendo, qualquer 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 sobre 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 estatística nessas medidas de eficiência estimadas para dois grupos de unidades de decisão.[6] 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 pressupõe uma distribuição meia normal.

6. Métodos não-paramétricos também foram sugeridos por Marinho e Façanha (2000). Esses autores mostraram que estatísticas não-paramétricas aplicadas aos trabalhos que usam a programação linear foram feitas por Charnes, Cooper e Rohdes (1981). O procedimento recomendado 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 tal procedimento, os dois grupos são unidos e aplicam-se testes não-paramétricos, o que pode ser equivalente ao teste t, para checar a hipótese nula de igualdade estatística entre os subgrupos.

FIGURA 1

Representação das estimativas de retornos de escala em programação linear



Fonte: Adaptado de Coelli, Rao e Battese (1998).

Para o caso de a 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 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:

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

em que:

$h_j^* =$ eficiência q 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:

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

em que:

$TS_{hn} =$ 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 estima-

dores de regressão. Bowlin, Charnes e Cooper (1985) identificaram 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 alii* (1988) compararam o DEA com uma fronteira de produção de uma regressão *translog* e concluíram 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 relacione produto e insumo. Por não necessitar de uma forma funcional específica, esse método é mais flexível, permitindo até mesmo a existência de mais de um produto. Diferentemente 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 de dois estágios, sendo que no primeiro estágio são realizadas as estimativas de eficiência do DEA e, em seguida, são utilizadas em um modelo de regressão.[7]

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

Os resultados apresentados nesta seção estão baseados nas estimativas 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 que compreende os anos de 1996 a 2000. O deflator do valor adicionado é o IPA–Setorial e, dos gastos em energia elétrica, o IGP-M.

7. Para exemplos desse tipo de aplicação, ver Arnold et alii (1996) e Bardhan, Cooper e Kumbhakar (1997).

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. Esse 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. Esse 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, no entanto, desagregações adicionais foram realizadas para as seguintes 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.

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 em que a elasticidade de escala é igual à unidade. Para comprovar a hipótese deste trabalho não é suficiente essa 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 de escala crescentes, constantes ou decrescentes.

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 dessas estimativas são apresentados na tabela 1. As duas primeiras colunas são descritivas, sendo que a primeira coluna apresenta 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 cinco, seis e sete indicam a freqüência 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. Isso significa que a estimativa da eficiência de escala da firma e a identificação da região onde ela atua são feitas a partir da fronteira de produção da sua indústria.

TABELA 1

Eficiência de escala e freqüência 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 $H_0: \sigma_{re}=\sigma_e$ $H_1: \sigma_{re}>\sigma_e$		Freqüência (%)		
			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 couros 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, 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, ferramentas e 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 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 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, reboques 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 à eficiência de escala das não-exportadoras. Foi aceita a hipótese alternativa de que as não-exportadoras têm eficiência de escala menor 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-exportadoras a eficiência de escala é de 0,41. Isso 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 que o coeficiente de escala das firmas não-exportadoras. O significado deste último percentual é especialmente relevante para os propósitos deste trabalho, pois o percentual indica que o fato de as firmas exportadoras operarem mais próximas da escala ótima lhes permite obter 73% a mais de PTF 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 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 tais perguntas é necessário apoiar-se no indicador de RCoE, RDeE e RCrE, os quais mostram em qual região da tecnologia da indústria operam as firmas. Na tabela 1 é apresentada a freqüência 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 ampliar 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 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 – nos quais 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 podem ser comparados 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 esses dois grupos. No primeiro grupo, intensivo em mão-de-obra e 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 têxtil, observa-se que a eficiência de escala das firmas exportadoras é 70,3% maior que a das não-exportadoras na primeira indústria, e de 24,4% na segunda. É plausível esperar tal comportamento porque, considerando-se que os rendimentos crescentes de escala são reconhecidamente maiores na indústria têxtil que na de confecções, a sobrevivência das firmas no mercado dependeria de uma eficiência de escala maior 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, em comparação 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. Essas afirmações são também corroboradas pelos dados referentes à freqüência das firmas que operam em rendimentos decrescentes de escala. Tal 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. Isso 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, essa é uma deficiência do método de programação linear. Uma das formas de contornar esse problema é 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*, em que a variável dependente é a condição de a firma ser ou não exportadora, e a variável independente é o coeficiente de eficiência de escala. Esse procedimento, além de ser mais uma das maneiras de contornar os problemas da falta de inferência estatística da programação linear, permite a constatação 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 dessas 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 apresentados, considera-se que a eficiência de escala das firmas é a mesma para todo o período analisado. Esse 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 em que ela aparece na base de dados original. Tal 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 qualquer ano. Por meio desse 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 de a 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

(continua)

(continuação)

Indústria	Parâmetro (Desv. pad.)	Prob. marginal	Eficiência de escala média	Aumento da prob. de exportar
Motores, bombas, compressores, equipamentos de transmissão e máquinas e equipamentos de uso geral	2,239*** (0,139)	0,843	0,63	13,25
Tratores, máquinas e equipamentos para a agricultura, avicultura e obtenção de produtos animais	3,291*** (0,308)	1,165	0,60	17,34
Máquinas, ferramentas e 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 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 outros equipamentos e ...	2,209*** (0,176)	0,678	0,50	8,53
Material eletrônico e 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 firmas é de 0,48. Isso significa que a média da PTF das firma é 48% da PTF atingida no ponto em que a escala é mais produtiva. Deve ser recordado que o coeficiente de eficiência de escala varia entre 0 e 1. Se, por exemplo, esse coeficiente aumentar 25%, ou seja, passar de 0,48 para 0,6, a probabilidade de a firma tornar-se exportadora aumenta em 5,58%. Assim, é possível afirmar que há diferenças estatísticas entre a eficiência de escala das firmas exportadoras e não-exportadoras e que essa diferença é positivamente relacionada com a probabilidade de a 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 média aritmética da probabilidade de a firma tornar-se exportadora caso ela aumente em 25% sua eficiência de escala é de 3,97% ([3,20+1,19+7,53]/3). Essa média é menor que a média obtida para as indústrias de tratores, geradores elétricos e autopeças, intensivas em capital, que é de 11,92% ([17,34 +7,88+10,54]/3). Os mesmos resultados podem ser vistos quando se compara a indústria de vestuário com a indústria têxtil. Para esta, na qual os rendimentos crescentes de escala são maiores que para a indústria de vestuário, a probabilidade de a firma tornar-se exportadora caso aumente em 25% sua eficiência de

escala é de 6,15%, ao passo que este mesmo indicador para a indústria de vestuário é de 1,19%. Tais 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 dessas 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 distâncias de variáveis selecionadas. A medida de similaridade usada neste caso é a distância euclidiana.[8] Esse tipo de análise de *cluster* é conhecido como *clusters* **não hierárquicos** e se destina a formar K número de *clusters* (*K-means*). MacQueen sugere o termo *K-means* para descrever seu algoritmo que assegura alocar cada item no grupo que apresenta o centróide (média) mais próximo. Dessa forma, foi possível estimar um modelo probabilístico em que as variáveis explicativas da probabilidade de a 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.

O modelo probabilístico estimado com *dummies* por *cluster* de eficiência de escala mostra que a probabilidade de a firma ser exportadora aumenta monotonicamente se ela migrar de um *cluster* com menor eficiência de escala para um *cluster* de maior eficiência. A probabilidade de a 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.

TABELA 3

Probabilidade de a 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
Cluster 1 (eficiência entre 0,000 – 0,143)	--- ---	--- ---
Cluster 2 (eficiência entre 0,144 – 0,369)	0,675*** (0,256)	0,187
Cluster 3 (eficiência entre 0,370 – 0,629)	1,065*** (0,024)	0,294
Cluster 4 (eficiência entre 0,630 – 0,856)	1,291*** (0,024)	0,357
Cluster 5 (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%.

4 CONCLUSÃO

Em síntese, deve-se considerar: *i)* que as firmas não-exportadoras têm coeficiente de eficiência de escala menor 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 em que há rendimentos crescentes de escala e, dessa for-

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

ma, o aumento da PTF dessas firmas depende da ampliação da escala de produção; *iii)* que a diferença entre o coeficiente de eficiência de escala das exportadoras e não-exportadoras é significativa do ponto de vista estatístico; *iv)* que a probabilidade de a firma ser exportadora é estatisticamente significativa e positivamente correlacionada com a sua eficiência de escala; e *v)* que a probabilidade de a firma exportar cresce monotonicamente com o aumento da eficiência de escala da firma; a partir de tais resultados, pode-se afirmar que há fortes evidências de que rendimentos crescentes de escala são um dos determinantes das exportações das firmas no Brasil.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARBACHE, J. S.; DE NEGRI, J. A. Determinantes das Exportações Brasileiras: novas evidências. *In*: **XXX Encontro da Anpec**, 2002.

ARNOLD, V. L.; BARDHAN, R. R.; COOPER, W. W.; KUMBHAKAR, S. C. 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, 1996.

BANKER, R. Estimating the Most Productive Scale Size Using Data Envelopment Analysis. **European Journal of Operational Research**, 17, 1984, p. 35-44.

_____ . Econometric Estimation and Data Envelopment Analysis. *In*: CHAN, J. L.; PATTON J. M. (Eds.). **Research in Governmental and Nonprofit Accounting**, 5, 1989, p. 231-243.

_____; Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation. **Management Science**, v. 39, n.10, 1993, p. 1265-1273.

_____; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some Models for Estimating Technical and Scale inefficiencies in Data Envelopment Analysis. **Management Science**, 30, 1984, p. 1078-1092.

_____; CHARNES, A.; COOPER, W. W.; MAINDIRATTA, A. A Comparison of DEA and Translog Estimates of Production Frontiers. *In*: DROGRAMACI, A.; FARE R. (Eds.). **Applications of Modern Production Theory:** Efficiency and Productivity Norwell, Mass: Kluwer Academic Publishers, 1988.

_____; CONRAD, R. F.; STRAUSS, R. P. A Comparative Application of Data Envelopment Analysis and Translog Methods: An Illustrative Study on Hospital Production. **Management Science**, v. 32, n. 12, 1986, p. 1.613-1.627.

BARDHAN, I.; COOPER, W. W.; KUMBHAKAR. A Simulation Study of Joint Uses of DEA and Statistical Regressions for Efficiency Evaluation. **Journal of Productivity Analysis**, 1997**.**

BAUMANN, R. Uma Avaliação das Exportações Intrafirma do Brasil: 1980 e 1990. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 3, 1993, p. 487-512.

BOWLIN, W. F. **Measuring Performance**: An Introduction to Data Envelopment Analysis (DEA). 2002 (mimeo).

_____; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Data Envelopment Analysis and Regression Approaches to Efficiency Evaluation and Estimation. **Annals of Operations Research**, 1985, 2, p. 113-138.

BRAGA, C. H.; HICKMANN, E. Produtividade e Vantagens Comparativas Dinâmicas na Indústria Brasileira – 1970-83. *In*: **XVI Encontro Nacional da Enpec**, 1988.

BRAGA, H. C. Produtividade e Vantagens Comparativas na Indústria Brasileira: 1970-83. **Anais do 16º Encontro Nacional de Economia – Anpec**, 1988.

BRANDER, J.; KRUGMAN, P. A "Reciprocal Dumping" Model of International Trade. **Journal of International Economics**, 15, 1983, p. 313-321.

CHARNES, A.; COOPER, W.; ROHDES, E. Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through. **Management Science**, v. 27, n. 6, p. 688-697, junho de 1981.

_____ . Measuring the Efficiency of Decision Making Units. **European Journal of Operational Research**, 2, 1978, 429-444.

COELLI, T.; RAO, D.; BATTESE, G. **An introduction to Efficiency and Productivity Analysis.** Kluwer Academic Publishers, 1998.

DE NEGRI, J. A.; CASTRO, P. F. de; SOUZA, N. R. de; ARBACHE, J. S. **Mercado Formal de Trabalho**: Comparações entre os Microdados da Rais e da Pnad. Brasília: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 840).

DOSI, G.; PAVITT, K.; SOETE, L. **The Economics of Technical Change and International Trade.** Harvester/Wheatsheeaf, 1990.

ETHIER, W. National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade. **American Economic Review**, 72, 1982, p. 389-405.

ETHIER, W. **Modern International Economics**. 3 ed. Norton. 1995.

GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Technology and Trade. **NBER Working Paper**, n. 4.926, 1994.

HELPMAN, E. International trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: a Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach. **Journal of International Economics**, 11, 1981, p. 305-40.

_____ ; KRUGMAN, P. **Market Structure and Foreign Trade**: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy. MIT Press, 1985.

HIDALGO, A. B. Intensidades Fatoriais na Economia Brasileira: Novo Teste do Teorema de Heckscher-Olhin. **Revista Brasileira de Economia,** n. 39, 1985 (1), p. 27-55.

_____ . O Comércio Intra-Industrial Brasileiro. **Anais do 18º Encontro Nacional de Economia – Anpec**, 1990.

_____ . Mudanças na estrutura do comércio internacional brasileiro: comércio interindústria x comércio intraindústria. **Anais do 21º Encontro Nacional de Economia – Anpec**, 1993.

KRUGMAN, P. Intra-industry Specialization and the Gains From Trade. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 51, 1981, p. 956-73.

_____ . A "Technology Gap" Model of International Trade. *In:* JUNGENFELT, K. (Ed.). **Structural Adjustment in Advanced Economies**, 1986.

LAFETÁ MACHADO, D. **A Qualificação da Mão-de-Obra no Comércio Internacional Brasileira:** um Teste do Teorema do Heckscher-Ohlin. 20º Prêmio BNDES de Economia, 1997.

LANCASTER, K. Intra-industry Trade Under Perfect Monopolistic Competition. **Journal of International Economics**, 10, 1980, p. 151-75.

LUQUE, C. A. Estimativas de Escala e Taxa Efetiva de Incentivos à Exportação. **Pesquisa e Planejamento Econômico,** v. 7, n. 2, 1977, p. 405-422.

MacQUEEN, J. Some Methods of Classification and Analysis of Multivariate Observations. **Proceedings of 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics of Probability.** Berkeley: University of California Press, 1967, p. 281-297.

MARINHO, A. Avaliação Organizacional de uma Universidade Pública: uma Abordagem não-Paramétrica da Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ. 1996. Tese (Doutorado) – EPGE/FGV, Rio de Janeiro.

_____; FAÇANHA, L. Hospitais Universitários: Avaliação Comparativa de Eficiência Técnica, **Economia Aplicada**, v. 4, n. 2, abril e junho de 2000, p. 315-349.

_____; _____. **Dois Estudos sobre a Distribuição de Verbas Públicas para as Instituições Federais de Ensino Superior**. Brasília: Ipea, 1999. (Texto para Discussão, n. 679).

PINHEIRO, A. C. *et alii*. Composição Setorial dos Incentivos às Exportações Brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 4, 1993, p. 473-501.

WEBSTER, R.; KENNEDY, S.; JOHNSON, L. Comparing Techniques for Measuring the Efficiency and Productivity of Australian Private Hospitals. **Working Papers in Econometrics and Applied Statistics**, n. 98/3, 1998, Australian Bureau of Statistics.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2003

EDITORIAL

Gerente
Silvânia de Araujo Carvalho

Revisão
Sarah Ribeiro Pontes
Allisson Pereira Souza (estagiário)
Constança de Almeida Lazarin (estagiária)

Editoração
Iranilde Rego
Aeromilson Mesquita
Elidiane Bezerra Borges
Roberto Astorino

Reprodução Gráfica
Antônio Lucena de Oliveira
Edilson Cedro Santos

Apoio Administrativo
Tânia Oliveira de Freitas
Wagner da Silva Oliveira

Divulgação
Geraldo Nogueira Luiz
José Carlos Tofetti

Brasília
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
10º andar – 70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 315-5336
Fax: (61) 315-5314
Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro
Av. Presidente Antônio Carlos, 51,
14º andar – 20020-010 – Rio de Janeiro – RJ
Fone: (21) 3804-8118
Fax: (21) 2220-5533
Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

URL: http://www.ipea.gov.br

ISSN 1415-4765

Tiragem: 130 exemplares

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo