

# ANÁLISE EMPÍRICA DOS EFEITOS *EX-POST* DAS EXPORTAÇÕES SOBRE A PRODUTIVIDADE, EMPREGO E RENDA DAS EMPRESAS BRASILEIRAS

Bruno César Pino Oliveira de Araújo  
Pesquisador do IPEA

## Resumo

Neste artigo discute-se a existência de ganhos de produtividade, emprego e renda do trabalho posteriores à estréia no mercado internacional para as firmas brasileiras. A partir de uma amostra de 7.666 firmas nacionais, entre 1997-2002, e da técnica *propensity score matching* concluímos que a estréia no mercado internacional afeta positivamente a produtividade, com estimativas que variam de 1,1% a 23,7% de acordo com a medida. Porém, os ganhos são evidentes somente para as firmas que estréiam e permanecem no mercado. Nestas firmas o emprego cresce em torno de 20% no primeiro ano após a estréia, mas não há melhora salarial. As evidências acerca de ganhos contínuos de produtividade posteriores ao primeiro ano são ambíguas (só acontecendo para a produtividade do trabalho). Nossos resultados estão alinhados com as estimativas para outros países em desenvolvimento.

**Palavras-Chave:** Efeitos de aprendizado, *Propensity-score-matching*, diferença das diferenças, ganhos de produtividade.

**Área ANPEC:** 8 – Economia Industrial e da Tecnologia

## Abstract

We investigate whether brazilian firms become more productive, employ more and pay higher wages by learning through exporting. Using *propensity score matching* over a panel of 7.666 brazilian firms between 1997-2002, we conclude that there are productivity gains for the new exporters ranging from 1,1% to 23,7%, depending on the measure. However, these gains are only clear to those firms that continue exporting. These firms employ 20% more in the first year after the initiation in the export market, but they do not pay higher wages. There is no clear evidence that the productivity gains are continuous after the first year. Our results are quite similar to those found in others developing countries.

**Keywords:** Learning-by-exporting, Propensity Score Matching, Difference-in-Differences, Productivity gains.

**JEL:** C40, F14, F15

## 1. Introdução

A relação entre produtividade e exportações é um dos tópicos de estudo mais tradicionais da economia. O paradigma das vantagens comparativas de Ricardo estabelece como motor do comércio internacional a existência de vantagens de custos relativos de produção a partir de diferenças de produtividade relativa do trabalho entre os países. Posteriormente, o teorema Heckscher-Ohlin e até mesmo as “novas teorias” de Krugman-Helpman se ligaram a esse paradigma ao relacionar as diferenças de produtividade, respectivamente, às dotações relativas de fatores e à possibilidade de ganhos de escala decorrentes do comércio internacional.

A recente disponibilidade de dados, recursos computacionais e técnicas econométricas específicas têm levado os pesquisadores a avaliar de modo alternativo as teorias de comércio internacional. A análise do comércio internacional ao nível da firma tem também originado uma série de fatos estilizados, que ora confirmam as teorias – tradicionais ou de vocação schumpeteriana –, ora lançam novos *puzzles*. Um dos fatos estilizados recorrentes nas análises de microdados de firmas é que as firmas exportadoras são maiores, mais produtivas, vendem mais no mercado interno, enfim, apresentam indicadores de competitividade mais favoráveis do que as firmas não-exportadoras [Ellery e Gomes (2005) e Tybout (2003)]. Observa-se ainda que esses ganhos de competitividade ocorrem *antes* da firma começar a exportar, o que é um fato consistente com a evidência de custos fixos de entrada e maior competição no mercado internacional, o que faz com que as firmas mais produtivas se auto-selecionem.

Porém, pode haver ganhos posteriores à entrada nesse mercado para as firmas exportadoras. Afinal, os exportadores têm melhor acesso a insumos e equipamentos importados e tendem a se enquadrar em padrões tecnológicos e de qualidade superiores, devido tanto a maior exposição à competição quanto à possibilidade de cooperação tecnológica com outras empresas da cadeia produtiva em nível mundial [Aw e Hwang (1995) e Clerides, Lauch e Tybout (1998)]. Além disso, os ganhos de produtividade *ex-post* podem derivar da presença de economias de escala associadas às exportações. Estas economias de escala podem contribuir para um processo de causalidade cumulativa, processo segundo o qual o crescimento das exportações aumenta a produtividade das firmas via economias de escala, e este aumento de produtividade torna as exportações mais competitivas.

Assim, o objetivo deste trabalho é, a partir de um painel balanceado de 7.666 firmas brasileiras entre 1997-2002, verificar se elas apresentaram ganhos de competitividade, de emprego e de renda dos trabalhadores que sejam posteriores à entrada no mercado internacional. Além da contribuição para a literatura internacional sobre o assunto, a importância desse estudo é que, caso existam tais ganhos, as políticas de promoção às exportações voltadas à ampliação da base exportadora apresentam benefícios econômicos que vão além do balanço comercial.

O presente trabalho se divide em cinco seções, incluída esta introdução. A Seção 2 discorre sobre os fundamentos teóricos acerca do assunto e apresenta algumas evidências internacionais. A Seção 3 apresenta os dados e a Seção 4, a metodologia empregada e os resultados para o caso brasileiro. A Seção 5 apresenta os comentários finais.

## 2. Evidências Internacionais

Os pesquisadores dos determinantes das exportações ao nível da firma são unânimes em afirmar que uma das razões principais para apenas algumas firmas exportarem é a existência de custos fixos de entrada (ou reentrada) no mercado internacional. Tais custos podem vir na forma de prospecção de mercado, adaptação de produtos, financiamento, estabelecimento de redes de logística e distribuição de produtos e até mesmo de barreiras culturais.

Nesse sentido, as firmas mais produtivas se “auto-selecionam” no mercado internacional. De modo inverso, exportadoras que enfrentam queda na produtividade saem do mercado, ainda que com algum atraso, pois pode ser vantajoso para a firma financiar o choque negativo (se ele for percebido como temporário) a fim de evitar os custos de reentrada. Essa dinâmica de entrada e saída de firmas permite-nos compreender o fenômeno da histerese em comércio exterior, ou atraso na resposta das firmas aos incentivos à exportação (por exemplo, câmbio, políticas de promoção das exportações, acordos comerciais).<sup>1</sup>

Entretanto, uma parcela crescente dessa literatura vem se preocupando com a possibilidade de existirem ganhos posteriores à entrada no mercado internacional para as firmas exportadoras. Se este for o caso, a dependência da permanência das firmas no mercado internacional em relação às condições iniciais é enfraquecida (Kannebley Jr. e Valeri, 2006).

As causas para a existência ou não de efeitos de aprendizado se relacionam às possibilidades dos exportadores terem melhor acesso a insumos e equipamentos importados, se enquadrarem em padrões tecnológicos e de qualidade superiores - devido tanto a maior exposição à competição quanto à possibilidade de cooperação tecnológica com outras empresas da cadeia produtiva em nível mundial - e a economias de escala associadas às exportações, conforme mencionado na introdução. Em suma, as explicações para o possível aumento de produtividade após a entrada no mercado mundial se relacionam aos efeitos transbordamento e aprendizado [Bernard e Jensen (1997, p. 7)] e à existência de ganhos de escala em nível mundial.

As evidências empíricas internacionais em relação ao tema são heterogêneas, a partir de diferentes metodologias e diferentes amostras, tanto para países desenvolvidos quanto para países em desenvolvimento. Se, por um lado, Clerides, Lauch e Tybout (1998), Bernard e Jensen (1997, 2001) e Delgado Fariñas e Ruano (2002) demonstram não existirem ganhos *ex-post* para as firmas que exportam, Aw e Hwang (1995), Kraay (1999), Van Biesebroeck (2003), Girma et alii (2004) e Blalock e Gertler (2004) apontam exatamente o oposto. A tabela a seguir resume os principais resultados encontrados por esses autores.

Apesar da aparente controvérsia, dois pontos merecem comentários. O primeiro é que a auto-seleção pode criar a ilusão de que a entrada no mercado internacional retarda o crescimento da produtividade, uma vez que é um fato estilizado que as firmas que entram no mercado internacional apresentam significativa redução em seus custos antes da entrada [Clerides, Lauch e Tybout (1998, p. 911)]. É como o chamado *Ashenfelter's dip* da

---

<sup>1</sup> A descrição de modelos formais acerca da decisão de entrada/saída de firmas pode ser encontrada em Roberts e Tybout (1995, 1997), Bernard e Wagner (1998), e Bernard e Jensen (2001). Basicamente, tais modelos consistem em problemas de otimização dinâmica em que a firma decide ou não exportar em um dado período considerando as informações correntes e passadas.

economia do trabalho, só que às avessas.<sup>2</sup> O segundo ponto é que nos países menos desenvolvidos, onde o acesso à tecnologia é mais restrito e as firmas estão mais distantes da fronteira tecnológica mundial, a exposição das firmas ao mercado internacional pode de fato apresentar maiores benefícios marginais, conforme apontam Blalock e Gertler (2004).

---

<sup>2</sup> *Ashenfelter's dip* é o nome do fenômeno segundo o qual é esperado um aumento de renda dos candidatos aos programas de requalificação profissional independentemente de sua participação, uma vez que estes candidatos tendem a procurar estes programas em épocas de recessão. Assim, quando a economia volta a crescer, a avaliação do verdadeiro impacto do programa sobre a renda dos participantes tem que levar em conta o efeito do ciclo econômico.

**Tabela 1**

**Evidências Internacionais sobre Efeitos de Aprendizado a partir da Exportação**

<i>Artigo</i>	<i>País/amostra</i>	<i>Metodologia</i>	<i>Resultados</i>
Bernard e Jensen (1997, 2001)	Estados Unidos, 50.000-60.000 firmas, 1984-1992.	Modelo de probabilidade linear, equações de prêmio de exportação. <sup>3</sup>	Exportadoras são mais produtivas e se auto-selecionam. Porém, de há pouca evidência de melhora nas características como resultado da exportação, apenas o aumento da probabilidade de sobrevivência da firmas.
Clerides <i>et alii</i> (1998)	Plantas colombianas e marroquinas com mais de dez empregados em 1981-1991 e 1984-1991 respectivamente, 2.800 maiores plantas mexicanas entre 1986-1990.	Regressões de funções de produção em painel para os três países e foco nos resíduos. Depois, estimativa FIML de um sistema que compreende a decisão de exportar e a equação de custo (sem México).	As exportadoras têm produtividade maior e existe um <i>boom</i> de produtividade alguns períodos antes da entrada no mercado. Inversamente, as firmas que saem têm queda abrupta de produtividade. Não existem efeitos posteriores à exportação para Colômbia e México, com alguma evidência para o Marrocos.
Delgado <i>et alii</i> (2002)	1.766 firmas espanholas, 1991-1996.	Testes não-paramétricos acerca da dominância estocástica das distribuições de produtividade.	A distribuição das pequenas empresas exportadoras domina a das não-exportadoras, mas o mesmo não ocorre para as grandes. Com as entrantes ocorre fenômeno semelhante. Não há diferenças no padrão de crescimento entre as exportadoras estabelecidas e entrantes, apenas se considerarmos as empresas novas (com menos de 5 anos).
Aw e Hwang (1995)	2.800 firmas do setor eletrônico de Taiwan, 1986 ( <i>cross-section</i> ).	Funções <i>Translog</i> (com correção pela capacidade de utilização).	Os exportadores são mais produtivos, exceto no setor de armazenagem e processamento de dados. Mas é difícil estabelecer relação de causalidade com os dados em <i>cross-section</i> .
Van Biesebroeck (2003)	200 firmas de cada um dos seguintes países: Burundi, produção, levando em conta	Estimativas de funções de produção, levando em conta	Firmas que começam a exportar enfrentam um choque positivo que varia de 20% a 38%, dependendo da

<sup>3</sup> As equações de prêmio de exportação são equações de mínimos quadrados na forma  $\ln X_{i,T} = b_0 + b_1 \text{export}_{i,t} + b_2 \text{amanho}_{i,T} + b_3 D_i + e_{i,T}$ ; em que  $X_{i,T}$  é a variável de interesse (tamanho, salário, produtividade do trabalho ou total etc.),  $\text{export}_{i,t}$  é uma variável binária indicativa se a firma  $i$  exportou no período  $t$ ,  $\text{tamanho}_{i,T}$  e  $D_i$  são variáveis de controle para o tamanho e uma matriz de controles setoriais e locais, respectivamente. Notemos que  $t$  não precisa ser igual a  $T$ , e desta forma que o coeficiente de  $b_1$  indica se existe prêmio de exportação contemporâneo, passado ou futuro. Uma forma de equação de prêmio de exportação será estimada na próxima seção.

	Camarões, Costa do Marfim, Etiópia, Gana, Quênia, Tanzânia, Zâmbia e Zimbábue, 1992-1996.	endogeneidade a partir de três estimativa. técnicas diferentes: GMM-SYS, sistema FIML da decisão de exportar e função de produção e Olley-Pakes (1996).
Kraay (1999)	2.105 firmas chinesas, 1988-1992.	Equações em painel para PTF, Os exportadores são mais produtivos, e existem ganhos de produtividade do trabalho e produtividade posteriores somente para os exportadores já custos unitários dependendo da estabelecidos. Para as firmas entrantes, não existe efeito-performance passada e das aprendizado. exportações passadas.
Girma (2004)	8.992 firmas do Reino Unido, 1988-1999.	Método da “diferença-das-diferenças” a partir de <i>propensity</i> <i>score matching</i> As firmas exportadoras estreadas apresentam ganhos de emprego, de receita e de produtividade do trabalho, embora não apresentem ganhos na PTF.
Blalock e Gertler (2004)	20.000 firmas indonésias com mais de 20 empregados, 1990-1996.	Três tipos de estimativas de As firmas que estréiam no mercado internacional apresentam funções de produção: efeitos ganhos de produtividade que variam de 2% a 5%, dependendo fixos, Olley-Pakes (1996) e da estimativa. Levisohn-Petrin (2003). <sup>4</sup>

**Fonte:** Elaboração própria.

<sup>4</sup> Os procedimentos de Olley-Pakes e Levisohn-Petrin têm como objetivo modelar os choques de produtividade contemporâneos e endógenos à decisão de exportar na função de produção. A ideia de Olley-Pakes é a seguinte: o investimento é função monotônica positiva da produtividade, de forma que a função investimento é inversível. Assim, o choque idiossincrático de produtividade da firma é função do investimento. A diferença básica entre os estimadores de Olley-Pakes e Levisohn-Petrin é que os últimos modelam o choque de produtividade a partir do uso de insumos intermediários e não do investimento.

### 3. Dados

Os dados utilizados para avaliar a existência de efeitos de aprendizado resultantes da entrada no mercado internacional se originam da concatenação de diversas bases de dados: Pesquisa Industrial Anual (PIA), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); base de dados de comércio exterior da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio exterior (MDIC); Relação Anual de Informações Sociais (Rais), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE); e do Censo de Capitais Estrangeiros (CEB), do Banco Central do Brasil (Bacen). Os dados se referem ao período 1997-2002. Por se tratarem de informações de caráter confidencial, com a estreita colaboração dos órgãos envolvidos, todos os procedimentos concernentes ao sigilo estatístico das informações foram observados.

Uma vez que as firmas transnacionais obedecem a uma dinâmica própria de comércio exterior, nossa amostra se restringe às firmas nacionais, isto é, apenas aquelas com menos de 50% de controle estrangeiro segundo o CEB, tal como em Blalock e Gertler (2004). Além disso, como estamos interessados em acompanhar as firmas ao longo do tempo, limitamos nossa análise ao estrato certo da PIA, ou seja, àquelas firmas que tinham 30 ou mais empregados no ano anterior à pesquisa e que são entrevistadas com probabilidade um. Feitas essas restrições, nossa análise acompanha 7.666 firmas entre 1997 e 2002.

Os efeitos positivos da entrada no mercado internacional são avaliados sobre a produtividade, emprego, faturamento e renda média do trabalho nas firmas. Como medidas de produtividade, empregamos três medidas, a saber: a) produtividade do trabalho, entendida como a razão entre o valor de transformação industrial (VTI) e o pessoal ocupado (PO) médio no ano; b) custo médio por real de receita, calculado como a razão entre as compras de insumos e a massa salarial sobre a receita líquida de vendas (RLV)<sup>5</sup>; e c) uma medida produtividade total dos fatores (PTF), estimada como o resíduo de uma função Cobb-Douglas do VTI sobre o uso dos fatores trabalho e capital, com controles por efeitos setoriais e temporais específicos.<sup>6</sup> Como medidas de emprego e faturamento, foram usados o PO médio durante o ano e a RLV. Todas essas medidas foram elaboradas a partir da PIA. Para o cálculo da renda do trabalho, foram usados dados da Rais. As variáveis nominais da PIA foram deflacionadas pelo Índice de Preços por Atacado – Oferta Global (IPA-OG), da Fundação Getulio Vargas (FGV), e os salários foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), do IBGE. A vantagem do IPA-OG é a disponibilidade de índices de inflação específicos para os setores Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) a três dígitos.

Das 7.666 firmas da amostra, aproximadamente 4.300 nunca exportam entre 1997 e 2002. Entre as exportadoras, temos as estreantes, as que deixam de exportar e as que exportam a amostra inteira. Quando não se considera a dinâmica de exportação e apenas se comparam firmas exportadoras com não-exportadoras, percebe-se que as firmas brasileiras

---

<sup>5</sup> Em verdade, esta medida é o inverso da margem de *mark-up* e, por isso, pode não refletir exatamente os ganhos de produtividade. Porém, a partir das hipóteses de que a maior parte das empresas brasileiras não é formadora de preços em nível internacional e de que os preços recebidos pelas exportações não são maiores que os vigentes domesticamente, para um dado preço a única forma de melhorar a relação custo/receita é através da redução de custos.

<sup>6</sup> Para esta estimativa de PTF, empregamos os gastos de energia elétrica como *proxy* para o uso do fator capital.

que exportam são 50,2% mais produtivas (de acordo com o conceito valor agregado/trabalhador), faturam 169,1% a mais, empregam 83,5% mais trabalhadores e pagam salários 16,3% acima da média das não-exportadoras. Esses números foram gerados a partir de regressões *pooled OLS* sobre as *dummies* de status de comércio exterior e pessoal ocupado (exceto quando este é variável dependente e para o faturamento), controles setoriais, por unidades da federação (UF) e por ano, com o objetivo de tornar possíveis comparações internacionais, que se encontram na tabela a seguir.

**Tabela 2**  
**Diferenças entre Exportadoras e não-Exportadoras a partir de *pooled OLS* para Países Selecionados**

[em %]

	<i>Brasil<sup>a</sup></i>	<i>África sub-saariana<sup>b</sup></i>	<i>Estados Unidos<sup>b</sup></i>	<i>Alemanha<sup>b</sup></i>	<i>Colômbia<sup>b</sup></i>
Salário médio	16,3	34,1	9,3	1,7	17,3
Produtividade do trabalho	50,2	56,0	15,8	21,6	46,1
Faturamento	169,1	312	110	95,7	123,7
Emprego	83,5	212,6	93,6	71,7	197,2
Número de observações	45.996	3.800	190.000	4.200	70.000

**Fontes:** (a) PIA/IBGE, Secex/MDIC, CEB/Bacen e Rais/MTE. Elaboração do autor a partir da transformação dos dados obtidos nas fontes. (b) em diante: Van Biesebroeck (2003, Tabela 2), a partir dos trabalhos de Bernard e Jensen (1997), Bernard e Wagner (1998) e Isgut (2001). Todas as diferenças são significantes a 1%.

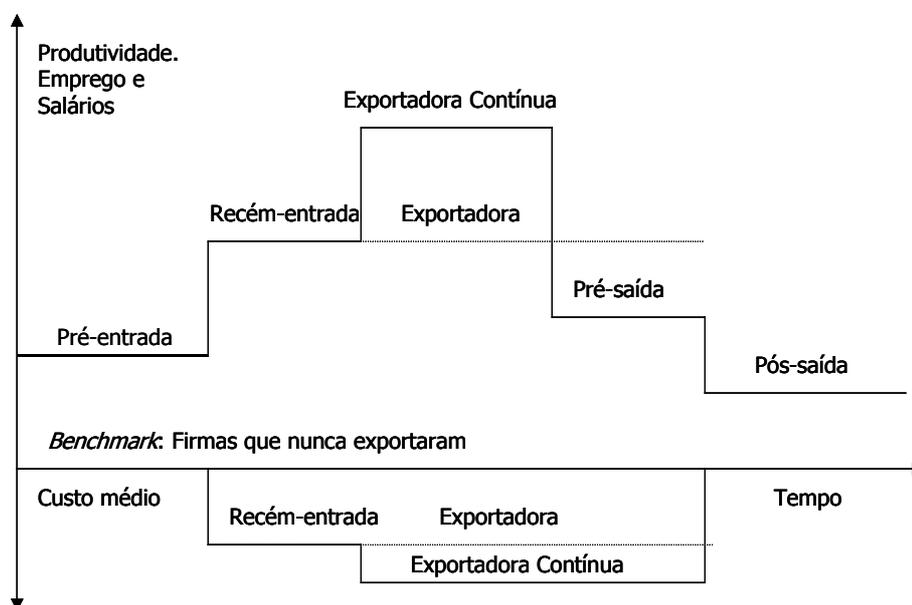
Quando se considera a dinâmica das firmas no mercado internacional, podemos observar na Tabela 3 o “padrão clássico” encontrado na literatura: ganho significativo de produtividade para as firmas entrantes no ano anterior à entrada no mercado internacional (por exemplo, 39,1% a mais na produtividade do trabalho do que a média das não-exportadoras); firmas exportadoras com produtividade, tamanho e remuneração maiores do que a média; exportadoras contínuas com indicadores de competitividade ainda melhores do que a média das exportadoras; firmas prestes a sair do mercado internacional que apresentam queda de produtividade no ano anterior à saída; e firmas saíntes com indicadores de competitividade maiores do que a média das que nunca exportaram. Esses resultados estão na Tabela 3 e ilustrados no Gráfico 1.

**Tabela 3**  
**Dinâmica de comércio exterior e diferenciais de competitividade em relação às firmas que nunca exportam 1997-2002**

	<i>Prod. do trabalho</i>	<i>Custo médio</i>	<i>PTF</i>	<i>Emprego</i>	<i>Salários</i>	<i>Faturamento</i>
Ano pré-entrada (1)	39,1***	n.s.	15,7***	55,3***	11,9***	109,4***
Recém-entrada (2)	n.s.	n.s.	n.s.	-8,6***	-3,7**	-11,7***
Exportadora (3)	50,2***	-2,0*	7,6***	83,5***	16,3***	169,1***
Ano pré-saída (4)	-10,5***	n.s.	n.s.	-13,5***	n.s.	-21,8**
Pós-exportação (5)	24,7***	n.s.	n.s.	49,3***	13,8***	87,9***
Exportadora contínua (6)	31,1***	-4,1*	4,1***	71,6***	11,3***	105,0***

**Fonte:** PIA/IBGE, Secex/MDIC, CEB/Bacen e Rais/MTE. Elaboração do autor a partir da transformação dos dados obtidos nas fontes. Categoria base: firmas que nunca exportam. Regressões *pooled OLS* sobre as *dummies* de status de comércio exterior e pessoal ocupado (exceto quando é variável dependente e para o faturamento), controles setoriais, por UF e por ano. \*\*\* significativa a 1%; \*\* significativa a 5%.

**Gráfico 1**  
**Dinâmica de comércio exterior e diferenciais de competitividade em relação às firmas que nunca exportam 1997-2002**



**Fonte:** Elaboração própria para o caso brasileiro, inspirada em Van Biesebroeck (2003).

## 4. Metodologia e Resultados

A fim de avaliar a existência de ganhos de produtividade, emprego e renda após a entrada no mercado internacional, é necessário fazer uma avaliação contrafactual, isto é, responder à pergunta: “O que aconteceria caso aquelas firmas que, de fato, não exportaram o tivessem feito (ou vice-versa)?”. Em outras palavras, “Qual o efeito médio das exportações sobre a competitividade das firmas?”.

Caso a distribuição entre firmas que exportam e não exportam fosse aleatória dentro da amostra, estimar tal efeito médio seria muito simples: bastaria testar *ex-post* a diferença de médias da variável supostamente impactada pelas exportações, para o grupo de casos (composto por quem exportou) e de controles (composto por quem não exportou). De certo modo, supõe-se que se as firmas estreadas não o tivessem feito, as variáveis de interesse para essas firmas teriam valores semelhantes aos das firmas não-exportadoras – o que é uma forma de imputação.

Entretanto, como já discutido, nosso problema não é tão simples porque as firmas que estreadas no mercado internacional se auto-selecionam – e isso tem de ser levado em conta qualquer que seja a metodologia escolhida. Pois quando os determinantes da auto-seleção são conhecidos e suficientes ou, no caso, se soubermos quais as variáveis que levam uma firma a estrear no mercado, podemos recorrer aos chamados experimentos quase-naturais. Basicamente, o que essa metodologia faz é sofisticar o teste de médias dos experimentos naturais a fim de comparar firmas com características semelhantes.

Dentro desse arcabouço metodológico, a técnica escolhida no presente trabalho é o *propensity score matching* (PSM). O PSM permite um controle do viés de auto-seleção a partir da restrição da amostra original a duas amostras comparáveis, de forma que os grupos de casos e controles tenham características tão semelhantes a ponto de se supor que, entre essas duas amostras comparáveis, a distribuição do “tratamento” (o fato de a firma estrear ou não) seja pseudo-aleatória.

O PSM tem duas principais vantagens: a) como todo método de emparelhamento (*matching*), corrige a auto-seleção de forma bastante intuitiva, a partir da criação de grupos de casos e controles, “comparando firmas comparáveis”; e b) o faz por meio de um escalar, evitando problemas de multidimensionalidade, isto é, condensando em apenas um número todas as variáveis relevantes para comparação entre as firmas estreadas e as que nunca exportam. Esse número é interpretado como a probabilidade de a firma estrear no mercado internacional, de modo que aquelas com probabilidade suficientemente próximas são interpretadas como firmas com características muito semelhantes, cuja única diferença é o fato de umas haverem estreado e outras não.

Assim, o PSM é um procedimento de dois estágios. No primeiro estágio estima-se a probabilidade de as firmas começarem a exportar. Depois, faz-se o emparelhamento das probabilidades estimadas. O emparelhamento é realizado da seguinte forma: seja  $\hat{p}_i(X_i)$  a probabilidade de começar a exportar da firma  $i$ , de maneira que  $i$  efetivamente estrea no mercado internacional. Se, dentro de um raio (pequeno) partindo de  $\hat{p}_i(X_i)$ , existir pelo menos um  $\hat{p}_j(X_j)$ , sendo  $j$  uma firma que não exporta, as firmas  $i$  e  $j$  formarão um par caso-controle, respectivamente. Então, esses grupos são acompanhados no tempo e

efetuam-se testes estatísticos a fim de mensurar os efeitos das exportações sobre as variáveis de interesse.

No caso, nos interessa comparar as firmas que estréiam com as que nunca exportam. As firmas estreantes e do grupo de controle são acompanhadas um ano antes e dois depois de começarem a exportar. Feitas essas considerações, como nossa amostra vai de 1997 a 2002, criamos grupos de caso-controle para os anos de 1998, 1999 e 2000. Nos anos de 1999 e 2000, são consideradas firmas estreantes aquelas que exportaram nesses dois anos e não exportaram nos dois anteriores.

A fim de estimar o modelo probabilístico para 1998, 1999 e 2000, empregamos como determinantes da estréia a produtividade, o uso dos fatores, a escala da firma e as características do mercado no qual a firma atua.<sup>7</sup> Dessa forma, a probabilidade de uma firma começar a exportar é estimada por um *probit* sobre o logaritmo natural da produtividade do trabalho e do gasto de energia elétrica por trabalhador (*proxy* para o uso do capital), tempo de estudo médio dos trabalhadores, *log* do pessoal ocupado e índice de concentração CR4 para a CNAE da firma a três dígitos (na forma quadrática), além de controles por unidade da federação da firma e por CNAE a dois dígitos. Em todas as estimativas, apenas a produtividade do trabalho e a escala, mensurada a partir do pessoal ocupado, foram as variáveis significantes estatisticamente, a 1% de significância.

O emparelhamento é feito a partir do algoritmo *greedy* no software SAS. Esse algoritmo casa pares de firmas de acordo com uma precisão especificada. Por exemplo, um *matching* a dois dígitos significa que uma firma estreante com  $\hat{p}(X) = 0,5674$  será casada com uma firma não-estreante com  $\hat{p}(X) = 0,56xpto$ , em que o *xpto* indica quaisquer algarismos porque os dois primeiros algarismos já são iguais. Assim, no caso do *matching* a dois dígitos, a diferença entre as probabilidades casadas não é superior a 1%. Em um *matching* a três dígitos, essa mesma firma seria casada com uma não-exportadora com  $\hat{p}(X) = 0,567pto$ , de forma que esse emparelhamento é mais preciso do que o anterior (a diferença entre as probabilidades não é maior do que 0,1%), e assim por diante.

A principal vantagem desse algoritmo é ser computacionalmente muito simples, o que é muito importante quando se trabalha com amostras com milhares de observações. O algoritmo foi aplicado sucessivas vezes, com uma precisão inicial de seis dígitos. Sobre as firmas que não foram casadas a seis dígitos, aplicou-se o algoritmo a cinco dígitos, e assim por diante, até chegarmos a dois dígitos. Assim procedendo, montamos 935 pares de casos-controles (1.870 firmas), conforme mostra a Tabela 4.

**Tabela 4**  
**Número de firmas consideradas como casos ou controles por ano à precisão especificada (número de dígitos) – 1998-2000**

Ano	Dígitos					Total
	6	5	4	3	2	
1998	0	6	96	396	184	682
1999	0	18	148	344	122	632
2000	0	14	168	300	74	556

**Fonte:** Elaboração própria.

<sup>7</sup> Para uma revisão detalhada sobre determinantes das exportações ao nível da firma, ver Araújo (2005).

Antes de estimarmos os impactos da estréia no mercado internacional, precisamos saber se os pares casos-controles apresentam características de fato semelhantes. Essa comparação se encontra na Tabela 5. A partir de testes  $t$  de igualdade de médias, concluímos que, embora o grupo das não-estreadas fosse bem distinto do grupo de firmas que estréiam – apenas para o custo médio e o gasto de energia elétrica por trabalhador pudemos aceitar a hipótese nula de igualdade de médias entre os grupos em todos os anos -, fomos bem-sucedidos em encontrar firmas para construir nosso grupo de controle. Para todos os anos e para todas as variáveis o teste  $t$  aceitou a hipótese nula de igualdade de médias entre os grupos casos e controles, a 1 % e 5%. A 10%, apenas o pessoal ocupado em 1999 e o salário médio em 2000 são diferentes.

**Tabela 5**  
**Características dos Grupos: Firms Estreantes, Firms Nunca Exportadoras e Controles – 1998-2000**

	1998			1999			2000		
	<i>Estreantes</i>	<i>Controles</i>	<i>Nunca exportadoras</i>	<i>Estreantes</i>	<i>Controles</i>	<i>Nunca exportadoras</i>	<i>Estreantes</i>	<i>Controles</i>	<i>Nunca exportadoras</i>
Número	357	341	4.449	332	316	4379	289	278	4300
Produtividade do trabalho (R\$ mil)	32,3 (23,4)	30,8 (24,8)	23,9 (21,3)	27,78 (22,47)	26,6 (21,15)	21,97 (19,76)	26,6 (20,9)	28,75 (24,29)	20,13 (18,17)
Custo Médio	0,71 (0,19)	0,70 (0,17)	0,72 (0,20)	0,75 (0,19)	0,77 (0,17)	0,76 (0,21)	0,73 (0,15)	0,71 (0,17)	0,74 (0,2)
Energia elétrica/trabalhador (R\$ mil)	1,37 (1,52)	1,38 (1,68)	1,38 (1,60)	1,28 (1,59)	1,37 (1,57)	1,34 (1,61)	1,45 (1,76)	1,64 (2,04)	1,41 (1,67)
RLV	13.233,0 (21.017)	12.246,0 (25.949)	7.979,5 (24.538)	12.037,0 (22.473)	14.318,1 (42.203)	7.310,1 (22.154)	15.098,8 (49.877)	14.213,9 (36.248,29)	7.109,8 (17.965)
Pessoal ocupado	165,5 (201,6)	152,9 (208,1)	113,6 (188,7)	165,0 (228,15)	196,5 (342,03)	116,1 (210,52)	187,7 (485,6)	170,9 (329,95)	113,2 (183,8)
Tempo de estudo médio (anos)	6,88 (1,59)	6,98 (1,65)	6,56 (1,67)	7,10 (1,44)	7,03 (1,52)	6,77 (1,66)	7,13 (1,44)	7,12 (1,58)	6,94 (1,67)
Salário médio (R\$)	611,8 (288,9)	587,5 (287,0)	493,2 (255,5)	561,3 (258,6)	577,9 (280,5)	510,8 (259,2)	616,9 (283,4)	656,6 (302,6)	542,9 (280,0)

**Fonte:** PIA/IBGE, Secex/MDIC, CEB/Bacen e Rais/MTE. Elaboração do autor a partir da transformação dos dados obtidos nas fontes. Obs.: Desvio-padrão das variáveis entre parênteses.

Em 1998, das 357 firmas industriais estreantes, apenas 16 delas não encontraram uma contraparte para servir de controle; tais perdas nos anos de 1999 foram de 6 e 11 firmas, respectivamente. O período de análise abrange diferentes contextos macroeconômicos – o que nos permite corrigir possíveis vieses de análise caso o estudo fosse feito em apenas um contexto. Cabe notar que a partir de 1999 a média da produtividade das firmas que estrearam caiu, embora só um estudo mais profundo possa avaliar claramente o efeito da flexibilização do regime cambial sobre a dinâmica de comércio exterior das firmas.

A fim de avaliar a existência dos ganhos de competitividade, estimamos a “diferença-das-diferenças” nas variáveis de interesse entre as firmas estreantes e as constantes no grupo de controle. Isso nos permite identificar a diferença na dinâmica de crescimento das variáveis entre as firmas que estréiam e as que não estréiam. Em outros termos, o interesse está em um coeficiente  $\hat{\beta} = \Delta\bar{y}^1 - \Delta\bar{y}^0 = (\bar{y}_1^1 - \bar{y}_0^1) - (\bar{y}_1^0 - \bar{y}_0^0)$ , em que o sobrescrito indica o grupo (estreante ou de controle) e o subscrito indica o tempo.

Avaliamos se houve mudanças nas características das firmas entre o ano anterior e o ano da estréia ( $t_{-1}$  e  $t_0$ ), entre o ano da estréia e o ano posterior ( $t_0$  e  $t_1$ ) e entre o ano posterior e dois anos depois ( $t_1$  e  $t_2$ ). O  $\hat{\beta}$  é calculado de quatro formas diferentes, de acordo com as seguintes equações:

$$\Delta y_{it}^j = \alpha + \beta d_t^j + \delta T_{it} + \varepsilon_{it}^j \quad (1)$$

$$\Delta y_{it}^j = \alpha + \beta_1 d_t^j + \beta_2 d_t^j * cont_i^j + \delta T_{it} + \varepsilon_{it}^j \quad (2)$$

$$y_{it}^j = \alpha + \alpha_1 d_t + \alpha_2 d_t^j + \beta d_t^j + \delta T_{it} + \gamma D_{it} + \varepsilon_{it}^j \quad (3)$$

$$y_{it}^j = \alpha + \alpha_1 d_t + \alpha_2 d_t^j + \beta_1 d_t^j + \beta_2 d_t^j * cont_i^j + \delta T_{it} + \gamma D_{it} + \varepsilon_{it}^j \quad (4)$$

Em que:

- $d_j = 1$  se  $j = 1$ , e 0 caso contrário, isto é, se em  $t = 0$  a firma estreou ou não no mercado internacional;
- $d_t = 1$  se  $t = t_{+1}$ , e 0 caso contrário, isto é, se estamos um ano depois do ano de referência;
- $d_t^j = 1$  se  $j = 1$  e  $t = t_{+1}$ , e 0 caso contrário;
- $cont_i^j = 1$  se a firma estreante não sair do mercado internacional nos dois anos seguintes, e 0 em caso contrário;
- $T_{it}$  é uma matriz de controles para efeitos temporais;
- $D_{it}$  é uma matriz de controles setoriais e por UF.

Na primeira forma, a diferença entre os grupos no que tange ao crescimento médio da variável de interesse  $y$  é calculada da forma mais simples, por meio de um modelo *cross-section* no ano  $t_{+1}$  somente com uma *dummy* indicando se a firma pertence ao grupo das estreantes ou não, além dos controles por efeitos temporais específicos.

Na segunda forma, há uma interação entre  $d_j$  e o subgrupo das estreantes que continuam exportando nos dois anos seguintes. A razão de incluir essa interação é que os benefícios advindos da atividade exportadora podem ser diferenciados para as firmas que percebem o mercado internacional como parte de sua estratégia competitiva e conseguem se

estabelecer. Dos trabalhos citados anteriormente, apenas o de Kraay (1999) faz tal distinção.

A terceira forma, inspirada em Meyer (1995), refina a estimativa de  $\hat{\beta}$  a fim de incorporar uma tendência comum no tempo ( $d_t$ ) e um efeito fixo específico ao grupo de casos ( $d_j$ ), além de controles setoriais, por UF e efeitos temporais.

Por fim, a quarta forma é uma modificação da terceira, a fim de se considerar efeitos diferenciados para as estreates que permanecem no mercado internacional, sendo a forma de estimativa mais completa.

Os resultados das estimativas das equações (1) a (4) estão na Tabela 6.

Tabela 6

## Impactos da Entrada no Mercado Internacional: Diferencial em Relação às Firmas que Nunca Exportam (1997-2002, %)

Modelo	Entre $t_0$ e $t_1$				Entre $t_1$ e $t_2$			
	Ef. Temp.	Ef. fixo	Imp. p/ exp.	Imp. p/ cont.	Ef. Temp.	Ef. fixo	Imp. p/ exp.	Imp. p/ cont.
Produtividade do trabalho (R\$ mil)	1	-	-5,1**	-	12,2***	-	n.s.	-
	2	-	-9,4***	7,4*	n.s.	14,1***	n.s.	-8,1*
	3	13,9***	9,5***	n.s.	12,2***	n.s.	16,2***	n.s.
	4	13,9***	9,5***	-9,4***	8,8**	23,7***	16,2***	12,5***
Custo Médio	1	-	n.s.	-	-2,8**	-	2,1*	-
	2	-	n.s.	n.s.	n.s.	-2,7*	n.s.	n.s.
	3	n.s.	n.s.	n.s.	-2,8*	-	-2,2*	-
	4	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	-3,1*	-2,2*	n.s.
PTF	1	-	-0,6**	-	1,1***	-	n.s.	-
	2	-	-0,9***	n.s.	n.s.	1,1***	n.s.	-
	3	1,0***	0,8***	n.s.	1,1**	n.s.	1,0*	-
	4	1,0***	0,8***	n.s.	n.s.	1,5***	0,6*	n.s.
RLV	1	-	2,6*	-	5,3***	-	-2,3*	-
	2	-	n.s.	8,5***	n.s.	7,8***	-3,0*	n.s.
	3	11,7*	8,2*	n.s.	11,6**	-	18,2***	-
	4	11,7*	8,3*	n.s.	11,6**	41,5***	18,2***	43,2***
Salário médio (R\$)	1	-	n.s.	-	-1,9**	-	n.s.	-
	2	-	n.s.	n.s.	-2,1**	n.s.	n.s.	n.s.
	3	n.s.	n.s.	n.s.	4,6*	3,0*	n.s.	-
	4	n.s.	n.s.	n.s.	4,6*	3,0*	n.s.	n.s.
Pessoal Ocupado	1	-	1,8*	-	n.s.	-	n.s.	-
	2	-	n.s.	3,6**	n.s.	3,6**	n.s.	n.s.
	3	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.	-	n.s.	-
	4	n.s.	n.s.	n.s.	17,2***	21,3***	-9,6*	20,3***

**Fontes:** PIA/IBGE, Secex/MIDIC, CEB/Bacen e Rais/MTE. Elaboração do autor, a partir da transformação dos dados obtidos nas fontes. Ef. Temp. – Efeito temporal  $dt$ , Ef. Fixo. – Efeito fixo específico ao grupo das estreantes,  $dj$ , Imp. p/ exp. – Impacto da estréia sobre as estreantes,  $dij$ , Imp. p/ cont. – Impacto da estréia sobre as estreantes que continuam exportando. \*\*\* significante a 1%, \*\* significante a 5%, \* significante a 10%, n.s. – não-significativo.

De forma geral, observamos a partir da Tabela 6 que existem ganhos notáveis de produtividade do trabalho para as firmas que estréiam no mercado: 12,2% no ano posterior à entrada, embora o patamar de produtividade se estabilize posteriormente (os ganhos entre  $t_1$  e  $t_2$  não são estatisticamente diferentes de zero). Porém, quando se separa o grupo das estreantes entre as firmas que continuam no mercado e as que saem, percebe-se que o ganho de produtividade de 12,2% no agregado é resultado de um expressivo ganho de 14,1% [23,7% na estimativa (4)] por parte das que estréiam e continuam no mercado, enquanto as que saem do mercado não apresentam nenhum ganho. Dois anos depois, as firmas que continuam exportando ainda aumentam em 12,5% sua produtividade, segundo a estimativa (4).

De maneira um tanto surpreendente, as firmas que estréiam no mercado internacional parecem apresentar queda de produtividade do trabalho no ano anterior à entrada em relação às firmas do grupo de controle, embora econometricamente esta queda seja compensada pelo efeito fixo nas estimativas (3) e (4). O efeito associado às firmas que estréiam e permanecem exportando também compensa, ainda que não completamente, estes efeitos gerais negativos sobre a produtividade que aparecem sobre as firmas estreantes no mercado internacional. Talvez este resultado indique que as informações referentes apenas ao ano anterior à estréia não sejam suficientes para captar toda a dinâmica pregressa destas firmas. Porém, devido ao painel disponível ser relativamente curto, caso optássemos por analisarmos mais períodos anteriores, prejudicaríamos nossa análise dos efeitos posteriores à entrada.

Quando se observam os resultados para as outras medidas de produtividade, os ganhos com relação à dinâmica das firmas que não exportam são bem mais modestos, ainda que positivos. No agregado, a PTF cresce 1,1% entre o ano da estréia e o seguinte, enquanto os custos médios caem 2,8% no mesmo período. Não existem ganhos posteriores entre  $t_1$  e  $t_2$ , mas um efeito fixo para as exportadoras de 1% e 0,6% pelas estimativas (3) e (4), respectivamente. Novamente, quando se divide o grupo das estreantes, observa-se que os ganhos agregados resultam do ganho de 1,1% [1,5% na estimativa (4)] na PTF das que estréiam e se mantêm no mercado (embora esses ganhos também cessem no período posterior), e não existem ganhos para as firmas que estréiam e saem do mercado. Em relação ao custo médio, não existem ganhos diferenciados.

Por que essa diferença entre as medidas de produtividade? Uma explicação é que boa parte dos ganhos percebidos na produtividade do trabalho se deve ao aumento na receita líquida de vendas maior do que o aumento no emprego. Enquanto as firmas que estréiam e permanecem exportando vêm suas receitas aumentarem 53,1% no primeiro ano e 61,4% no segundo em relação às firmas que não exportam, o emprego cresce 21,3% no primeiro ano e 20,3% no segundo [estimativas do modelo (4)]. Nota-se também que estas empresas geram mais empregos no ano anterior à estréia que as demais categorias: 3,6% segundo a estimativa (2) e 17,2% segundo o modelo (4).

Vale notar que as exportações não têm impacto sobre as firmas que estréiam e não obtêm sucesso: de fato, estas firmas enfrentam um impacto percentual negativo da exportação sobre as receitas (-11,3% no primeiro ano e -18,1% no segundo), embora econometricamente esta queda seja compensada pelo efeito fixo. No caso do emprego, de acordo com as estimativas (4), as firmas que desistem do mercado internacional demitem no segundo ano 9,6% mais empregados do que firmas que não exportam.

Em relação aos salários, percebe-se que não há repasse dos ganhos de produtividade e receita para os trabalhadores. Embora exista no primeiro ano um efeito fixo de 3,0% nas

estimativas (3) e (4) para os trabalhadores que trabalham nas firmas que estréiam, as estimativas (1) e (2) apontam queda de 1,9% e 2,1% respectivamente, de forma que os resultados são ambíguos.

## 5. Comentários Finais

No presente estudo evidenciamos a existência de ganhos de produtividade posteriores à entrada no mercado internacional, em relação às firmas que não exportam, para firmas industriais brasileiras do estrato certo da PIA entre 1997-2002. Sua contribuição, além da estimativa do problema de pesquisa para o caso brasileiro, é apresentar uma análise conjunta de diferentes medidas de produtividade e outros indicadores e estabelecer uma distinção entre as firmas que estréiam no mercado internacional e têm sucesso das que deixam de exportar.

A partir disso, concluímos que a estréia no mercado internacional afeta positivamente a produtividade, com estimativas que variam de 1,1% a 23,7% de acordo com a medida de produtividade. Os ganhos expressivos percebidos na produtividade do trabalho se devem basicamente ao aumento na receita líquida de vendas como resultado das exportações (entre 5,3% e 53,1%, dependendo da estimativa) bem superior ao aumento do emprego, que cresce no máximo 21,3%. Porém, vale notar os ganhos são evidentes somente para as firmas que estréiam e permanecem no mercado.

A passagem do regime de bandas cambiais para o de câmbio flutuante durante o período de análise (1997-2002) pode ter inflado os ganhos de receita das firmas exportadoras – a ponto de criar, para essas firmas uma espécie de “ilusão monetária” de ganhos de produtividade do trabalho. Porém, é importante ressaltar dois pontos. O primeiro é que analisamos também outras medidas de produtividade, e estas também apontam para a existência de ganhos decorrentes das exportações. O segundo ponto é que estes ganhos não são evidentes para todas as exportadoras, somente para aquelas que conseguem se estabelecer no mercado internacional. Estimativas separadas para os anos de 1998, 1999 e 2000 (não reportadas) apontam que esse padrão se repete. De qualquer modo, pretende-se testar a robustez dos resultados pela expansão do período de análise e o emprego de outras medidas de produtividade, tais como outras formas de estimar a PTF e análises não-paramétricas das distribuições de produtividade e tamanho entre firmas exportadoras e não-exportadoras.

Não há evidências de que os ganhos de produtividade e receita sejam repassados para os salários dos trabalhadores, e as evidências acerca de ganhos contínuos de produtividade posteriores ao primeiro ano são ambíguas (só acontecendo para a produtividade do trabalho).

Enfim, de maneira geral nossos resultados estão alinhados com as estimativas para outros países em desenvolvimento.

A confirmação, a partir de mais estudos e evidências, do sucesso e crescimento *a posteriori* das firmas que estréiam no mercado internacional e nele permanecem vai ao encontro dos critérios de avaliação de vários programas de fomento às empresas, que não raro estabelecem a inserção internacional como uma das metas a serem atingidas - dado que ela serve de *proxy* para a melhora das condições de competitividade da firma. Esta linha de pesquisa também ajudará a elucidar se e como as firmas brasileiras ficaram menos

vulneráveis ao acirramento da concorrência internacional, à valorização do câmbio e a outros fatores.

Contudo, independentemente dos resultados quantitativos, no âmbito desta agenda de pesquisa é importante qualificar e caracterizar a origem de tais ganhos de produtividade. Isto é, se eles são oriundos de ganhos de escala, da cooperação com clientes e fornecedores, de inovações de processo e outras fontes ou se são apenas uma consequência de um processo de crescimento iniciado bem antes do fato da firma começar a exportar. Esta qualificação é fundamental para balizar as políticas de fomento ao setor produtivo no Brasil e, sobretudo, as políticas de promoção às exportações – dado que, de fato, elas podem apresentar benefícios econômicos que vão além do balanço comercial.

## Referências

ARAÚJO, B. C. *Os determinantes do comércio internacional ao nível da firma: evidências empíricas*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.133).

AW, B. Y., HWANG, A. R. Productivity and the export market: a firm-level analysis. *Journal of Development Economics*, v. 47, p. 313-332, 1995.

BERNARD, A., JENSEN, J. B. *Exceptional export performance: cause, effect or both?* Cambridge, MA, 1997 (NBER Working Paper, 6.272).

\_\_\_\_\_. *Why some firms export?* Cambridge, MA, 2001 (NBER Working Paper, 8.349).

BERNARD, A., WAGNER, J. *Export entry and exit by German firms*. Cambridge, MA, 1998 (NBER Working Paper, 6.538).

BLALOCK, G., GERTLER, P. J. Learning from exporting revisited in a less developed country. *Journal of Development Economics*, v. 75, p. 397-416, 2004.

BRITTO, G. Exportações e crescimento sustentável: a lei de Verdoorn para firmas industriais brasileiras, 1996-2002. In ARAÚJO, B. C., DE NEGRI, J. A. *Empresas Brasileiras e o Comércio Internacional*. Brasília, IPEA, 2006 (no prelo).

CLERIDES, S., LAUCH, S., TYBOUT, J. R. Is learning by exporting important? micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 903-947, 1998.

DELGADO, M., FARIÑAS, J., RUANO, S. Firm productivity and export markets: a non-parametric approach. *Journal of International Economics*, v. 57, p. 397-422, 2002.

ELLERY JR, R., GOMES, V. *Perfil das exportações, produtividade e tamanho das firmas no Brasil*. Brasília: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.087).

GIRMA, S., GREENWAY, D., KNELLER, R. Does exporting increase productivity? A microeconomic analysis of matched firms. *Review of International Economics*, v. 12, n. 5, p. 855-66, 2004. ISGUT, A. E. What is different about exporters? evidence from Colombian manufacturing. *Journal of Development Studies*, v. 37, n. 5, p. 53-73, 2001.

KANNEBLEY JR., VALERI, J. O. Persistência e permanência na atividade exportadora: uma análise empírica para empresas industriais brasileiras. In ARAÚJO, B. C., DE NEGRI, J. A. *Empresas Brasileiras e o Comércio Internacional*. Brasília, IPEA, 2006 (no prelo).

KRAAY, A. *Exports and economic performance: evidence from a panel of Chinese enterprises*. World Bank, 1999 (Mimeo).

LEVINSOHN, J., PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *Review of Economic Studies*, v. 70, n. 2, p. 317-341, 2003.

MEYER, B. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business & Economics Statistics*, v. 13, n. 2, p. 151-161, 1995.

OLLEY, S. G., PAKES, A. The dynamics of productivity in the telecommunications industry. *Econometrica*, v. 64, n. 6, p. 1263-1297, 1996.

ROBERTS, M., TYBOUT, J. R. *The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs*. Washington: World Bank, 1995. (Policy Research Working Paper, 1.436)

\_\_\_\_\_. The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs. *The American Economic Review*, v. 87, n. 4, p. 545-564, 1997.

TYBOUT, J. R. Plant and firms level evidence on “new” trade theories. In: CHOI, K., HARRIGAN, J. (Eds.) *Handbook of International Trade*, p. 1.243-1.278, Oxford: Basil Blackwell, 2003.

VAN BIESEBROECK, J. *Exports raises productivity in Sub-Saharan African manufacturing plants*. Cambridge, MA, 2003 (NBER Working Paper, 10.020).