

**TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1231**

**CRESCIMENTO DAS INDÚSTRIAS  
EXPORTADORAS NO BRASIL:  
UM MODELO DINÂMICO DE  
EFEITOS FIXOS COM O PIB  
MUNDIAL COMO VARIÁVEL**

**Patrick Franco Alves  
Miguel Antonio Pinho Bruno**

Brasília, novembro de 2006



# **TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1231**

## **CRESCIMENTO DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS NO BRASIL: UM MODELO DINÂMICO DE EFEITOS FIXOS COM O PIB MUNDIAL COMO VARIÁVEL \***

**Patrick Franco Alves\*\***

**Miguel Antonio Pinho Bruno\*\*\***

Brasília, novembro de 2006

---

\* Os autores gostariam de agradecer a Fernando Freitas, Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Ipea, pela sugestão quanto à construção desta variável representando o Produto Interno Bruto (PIB) mundial.

\*\* Estatístico, mestrando em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais – Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence/IBGE) e Consultor da Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

\*\*\* Doutor em Economia, Professor/Pesquisador do programa de Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais da Escola Nacional de Ciências Estatísticas (Ence/IBGE) e do Departamento de Evolução Econômica da UERJ.

## **Governo Federal**

### **Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão**

**Ministro** – Paulo Bernardo Silva

**Secretário-Executivo** – João Bernardo de Azevedo Bringel



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**

Luiz Henrique Proença Soares

#### **Diretora de Administração e Finanças**

Cinara Maria Fonseca de Lima

#### **Diretor de Cooperação e Desenvolvimento**

Alexandre de Ávila Gomide

#### **Diretor de Estudos Macroeconômicos**

Paulo Mansur Levy

#### **Diretor de Estudos Regionais e Urbanos**

Marcelo Piancastelli de Siqueira

#### **Diretora de Estudos Sociais**

Anna Maria T. Medeiros Peliano

#### **Diretor de Estudos Setoriais**

João Alberto De Negri

#### **Chefe de Gabinete**

Persio Marco Antonio Davison

#### **Assessor-Chefe de Comunicação**

Murilo Lôbo

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

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL L1, L16, L17, F14, F41, F43

## **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/04/052.

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 MODELOS KALDORIANOS E CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES	8
3 MODELAGEM ECONOMETRICA	10
4 RESULTADOS	12
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E ALGUMAS PISTAS PARA PESQUISAS FUTURAS	15
REFERÊNCIAS	29



## **SINOPSE**

A literatura empírica tem encontrado robusta correlação positiva entre desempenho econômico e exportações, seja no nível de plantas industriais, seja para a economia como um todo. Essa relação ganha respaldo com a lei de Kaldor-Thirwall, que enfatiza a importância do comércio exterior como motor do crescimento e da emergência de economias caracterizadas por um padrão *export-led-growth*. Todavia, a endogeneidade existente entre crescimento e exportações evidencia a necessidade de especificações econométricas adequadas, incluindo a abordagem das variáveis instrumentais. O modelo de painéis dinâmicos desenvolvidos por Arellano e Bond (1991) é uma solução justificável para esta situação, considerando-se que as fontes de dados oficiais para a formação de painéis de empresas geralmente possuem periodicidade curta. Para corrigir a endogeneidade nos modelos, o presente trabalho utiliza o PIB dos parceiros comerciais do Brasil como variável instrumental. Os resultados encontrados sugerem a existência de impactos positivos das exportações sobre as empresas industriais brasileiras quando se utilizam os modelos dinâmicos, mesmo após estimação em dois estágios.

## **ABSTRACT**

The empiric literature has been finding a robust positive correlation between economic acting and exports, at the industrial plant and also for the economy as a whole. That relationship backrest with the law of Kaldor-Thirwall, that emphasizes the importance of the foreign trade as an engine of the growth, and the emergence of economies characterized by an export-led growth pattern. Though, the endogeneity between economic growth and exports evidences the need of appropriate econometric specifications, including the approach of the instrumental variables. The model of dynamic panels developed by Arellano and Bond (1991) it is a justifiable solution for this situation, being considering that the official data sources for the formation of panels of companies usually have short periodicity. To correct the endogeneity of models, the present work uses the Brazilian commercial partners' GDP as instrumental variable. The found results suggest the existence of positive impacts of the exports on the Brazilian industrial companies, when the dynamic models are used, even after using this instrument in the estimate in two steps.





# 1 INTRODUÇÃO

A natureza da relação entre exportações das firmas industriais e crescimento econômico tem ocupado amplo espaço na literatura econômica. Todavia, em razão de divergências tanto no plano teórico, quanto no que concerne às evidências empíricas, essa questão permanece sem consenso. A questão central reside no âmbito das performances econômicas observadas. Estas podem resultar de padrões do tipo *export-led* ou *growth-driven* (AWOKUSE, 2003), sendo as conclusões obscurecidas pela direção da causalidade entre as variáveis envolvidas. A expansão das exportações pode ser canalizada para impulsionar o crescimento de duas maneiras: diretamente, como componente agregado da produção; e indiretamente através da alocação eficiente de recursos, utilização plena da capacidade de produção instalada, economias de escala e estímulo à inovação tecnológica por intensificação da concorrência internacional.

Formulações empíricas tentam capturar a conexão entre exportações e crescimento do PIB numa função de produção agregada expressa segundo Awokuse (2003):  $Y = F[(K, L), X, TT, DY]$ , em que Y representa o crescimento do PIB, K representa o estoque de capital, X representa as exportações. TT é o termo de troca (em valores reais) e DY representa choque externo de produção. Na hipótese de *export-led-growth*, a relação exportação-crescimento está conectada por meio de comportamento de equilíbrio de longo prazo, sendo testada por meio dos modelos Vector Auto Regression (VAR) e Vector Error Correction Model (VECM) e testes de causalidade de Granger.<sup>1</sup>

No nível microeconômico, estudos que recorrem à hipótese de *export-led-growth* foram realizados para a Índia (SHARMA; PANAGIOTIDIS, 2004), Coréia do Sul (CHO, 1999), México (THORNTON, 1996), Austrália (SHAN; SUN, 1998), Malásia (KEONGB, *et al.*, 2003; GHATAK, *et al.*, 1999), Canadá (AWOKUSE, 2003), Chile (SILIVERSTOV; HERZER, 2005); Tailândia, Indonésia, Filipinas e Coréia (KOKKO, 2002; FRANKEL, *et al.*, 1996), Alemanha (ARNOLD; HUSSINGER, 2004) e China (KWAN; KWOK, 1996).

Para fundamentar no plano teórico a existência de relações entre crescimento das empresas e exportações, a literatura econômica tem recorrido a três principais hipóteses: *a) learning-by-doing* e *learning-by-using*: uma empresa pode obter ganhos de eficiência pelo contato com o mercado mundial. A exposição a um ambiente externo de grande competitividade tende a transformar as condições de produção das firmas industriais, que são forçadas a aumentar a variedade de produtos voltados para consumidores mais exigentes, melhorar a qualidade, em razão da necessidade de adequação aos padrões internacionais, além do contato com suporte externo. A hipótese de *learning-by-doing* foi investigada para países em desenvolvimento por Sokoloff (1984) e Diao, Rattsø e Stokke (2002); *b) self-selection*: as melhores e mais produtivas empresas auto-selecionam-se para o comércio exterior. Esta hipótese enfatiza a existência de custos de entrada no comércio internacional de tal forma que as firmas menores e menos eficientes não teriam condições de auferir lucros no comércio externo. Em comparações realizadas ao nível

---

1. *Vector Error-Correction Model* (VECM), utilizado em análises de co-integração, que possibilitam estimar as relações de equilíbrio de longo prazo entre variáveis. O teste de causalidade de Granger baseia-se na precedência temporal de uma variável sobre outra e tem sido amplamente utilizado em trabalhos empíricos.

das plantas industriais por Driemeier, Iarossi e Sokoloff (2002), Cleires *et al.* (1998) e Bernard e Jensen (1999), em economias do leste-asiático, foram encontradas evidências empíricas a favor da busca de ganhos de produtividade antes da entrada no mercado internacional; e c) *export-led-growth*: ressalta-se a conectividade de curto e de longo prazo entre as exportações e o crescimento econômico. Esta hipótese é, em alguns aspectos, parecida ao *learning-by-doing*, entretanto, na sua verificação, empregam-se largamente os testes de causalidade de Granger, Johansen e Sims e modelos VAR. Cabe ressaltar que, enquanto a hipótese de *learning-by-doing* possui aplicações empíricas no nível das empresas, a hipótese de *export-led-growth* concentra-se mais comumente no plano macroeconômico. Entre alguns trabalhos que investigam a existência de padrões *export-led-growth*, pode-se citar Chow (1987), que encontrou evidências de dupla causalidade entre crescimento econômico e exportações para os casos do Brasil, Israel, Coréia, Singapura e Taiwan. Chandra (2002, 2003) por sua vez, utilizando dados do período de 1950-1995, encontrou evidências de *export-led-growth* para a Índia.

O presente trabalho testa a hipótese de existência de conectividade entre o crescimento das firmas industriais brasileiras e as exportações no período 1991-2003. Utiliza-se modelo dinâmico de efeitos fixos e o PIB dos parceiros comerciais do Brasil como variável instrumental. O artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresentam-se de modo sucinto os aportes teóricos kaldorianos para a problemática em questão. A seção 3 trata da modelagem econométrica, explicando as especificações, os estimadores e a descrição dos dados utilizados. A seção 4 sumariza os resultados encontrados por modelo estimado e apresenta os testes de validação das especificações. A quinta e última seção tece considerações sobre as implicações desses resultados para as firmas industriais brasileiras, apontando em que direções futuras pesquisas devem ser implementadas.

## 2 MODELOS KALDORIANOS E CRESCIMENTO LIDERADO PELAS EXPORTAÇÕES

O desenvolvimento dos modelos kaldorianos de crescimento, a partir das denominadas leis ou relações de Kaldor, permitiram estabelecer importante base teórica para os regimes do tipo *export-led-growth* (BOYER; PETIT, 1989; PETIT, 2002). Nesses modelos destacam-se o papel da demanda externa na expansão do PIB e a importância da indústria como motor do crescimento econômico (KALDOR, 1967, 1975 *apud* FEIJÓ; CARVALHO, 2002).

A primeira lei ou relação de Kaldor procura expressar a existência de forte relação entre o crescimento da produção industrial e o crescimento do produto interno das economias, conforme a equação em forma reduzida  $PIB = \beta_1 + \beta_2 PIB$ . Este autor ressalta que as economias de escala dinâmicas estão associadas a mudanças tecnológicas. Essas economias dinâmicas têm origem na divisão do trabalho, proporcionada pelo crescimento do mercado e pelos efeitos de *learning-by-doing* e *learning-by-using*, decorrentes da maior diferenciação de produto e de processos, bem como do estabelecimento de novas firmas industriais subsidiárias (BRUNO, 2005).

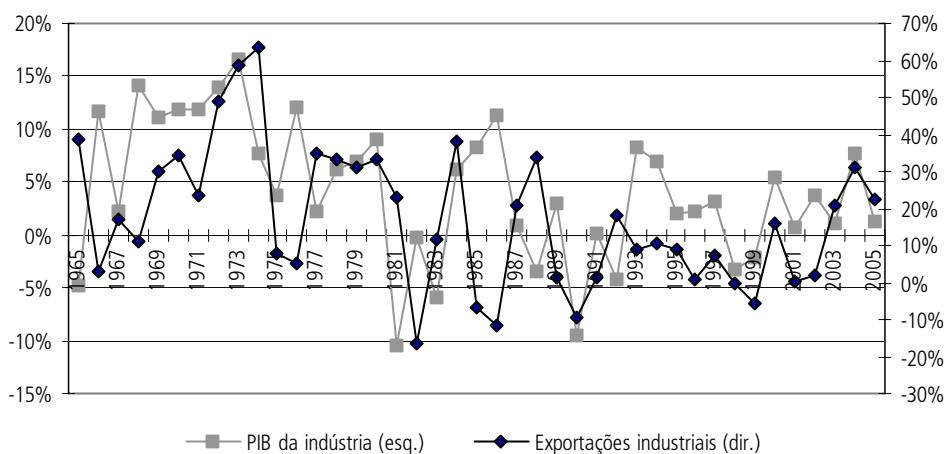
Por sua formulação, a quarta relação de Kaldor tem implicações diretas com a problemática central da presente análise. No nível macroeconômico, impactos positivos das exportações sobre o crescimento econômico são respaldados por esta relação.

Também conhecida como relação de Kaldor-Thirlwall, enfatiza o papel da demanda externa agregada sobre o crescimento econômico. Ao pressupor que o crescimento da renda mundial deve ser constante para a validade desta relação, Kaldor indiretamente ressalta a influência exercida pela riqueza mundial em seu modelo. Sua formulação, que surgiu da ênfase na demanda externa como fator impulsionador do crescimento, é normalmente especificada da seguinte maneira:  $PIB = \beta_1 + \beta_2 X$ . O crescimento das exportações é entendido como o resultado da procura de novos mercados, dado que o crescimento da renda mundial permanece constante, e desta forma a restrição ao crescimento é dada pelo balanço de pagamentos. O aumento das exportações aciona o multiplicador do comércio exterior que, por sua vez, põe em ação os multiplicadores da renda e do consumo agregados, induzindo o crescimento da economia.<sup>2</sup>

Um princípio de causalidade cumulativa, cuja análise foi aprofundada por Kaldor, estipula que em uma economia a evolução dos mercados condiciona a evolução dos ganhos de produtividade e que a utilização desses ganhos acarreta de forma circular um conjunto de relações de causa e efeito (PETIT, 2002), cujos impactos seriam decisivos sobre o crescimento da economia. Tais relações estariam por trás do crescimento das firmas industriais e dos demais setores da economia, daí a relevância dos aportes kaldorianos nesta análise. Por outro lado, as evidências empíricas em prol do princípio de causalidade cumulativa, normalmente obtidas a partir de especificações para modelos macroeconômicos, devem ser validadas por análises mais finas do comportamento microeconômico e setorial. Não se trata, portanto, de se proceder a uma simples generalização das regularidades observadas do plano macro para o plano da indústria e vice-versa; nem, pelo contrário, postular a autonomia completa ou a independência estatística dos fenômenos com base nos níveis em que são observados.

GRÁFICO 1

### Dinâmica do PIB da indústria e das exportações industriais (1965-2005)



Fonte: MDIC/Secex - Secex\_XMV e SCN- IBGE.

Obs.: Séries das exportações industriais - (FOB) - US\$ (milhões) e do PIB da indústria de transformações em taxas de crescimento.

2. Kaldor formulou ainda duas outras relações: a segunda lei, também conhecida como a lei de Kaldor-Verdoorn, estabelece relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade e o crescimento do produto industrial. A terceira lei de Kaldor estabelece uma dinâmica de crescimento da produtividade agregada da economia relacionada positivamente com o crescimento da produção e do emprego industrial e negativamente associada ao crescimento do setor não-industrial. Em sua revisão das idéias a respeito da prematura maturidade da indústria inglesa, estabeleceu que o crescimento econômico é induzido essencialmente pela demanda, não se restringindo à oferta de fatores produtivos.

O gráfico 1 mostra as taxas de crescimento das exportações industriais e do PIB da indústria de transformação brasileira. Pode-se observar a correlação positiva entre as séries, como seria esperado, mas destaca-se o fato de que as taxas de variação das exportações são muito superiores às do PIB industrial. No período pós-Real, pode-se identificar duas fases. Na primeira, entre 1994 e 1998, ambas decrescem tendencialmente, mas na segunda fase, entre 1999-2005, parecem ter entrado numa trajetória de expansão.

### 3 MODELAGEM ECONOMETRICA

Entre os exercícios econométricos encontrados na literatura, alguns simplesmente consideram uma direção de causalidade, *a priori*, enquanto outros verificam empiricamente a direção efetiva da causalidade, utilizando para tanto a definição de causalidade de Granger. Neste último caso, a preocupação volta-se para a simultaneidade de curto e de longo prazos, como, por exemplo, no caso das estimações realizadas para as economias do leste asiático.

A endogeneidade existente entre crescimento e exportações evidencia a necessidade de utilização de ferramental econométrico adequado para modelo de exportações e crescimento. A escolha de boas variáveis instrumentais, assim como a correta especificação do modelo econométrico são passos importantes para a correção da endogeneidade entre essas variáveis. Os modelos de painéis dinâmicos desenvolvidos por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998) proporcionam solução justificável para essa situação, já que as fontes de dados oficiais para a formação de painéis de empresas geralmente possuem periodicidade curta. Além disso, esses modelos dinâmicos correspondem, no nível microeconômico, aos modelos VAR no plano macroeconômico e são amplamente utilizados para verificação da hipótese de *export-led growth*.

Nesse sentido, o PIB dos países que comercializam com o Brasil parece ser bom instrumento, uma vez que estaria justificando o crescimento das exportações. Porém, em princípio, não explicaria o crescimento das empresas brasileiras. Para testar essa hipótese, a especificação de variáveis instrumentais padrão considera modelo na forma:

$$\ln PO_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB \text{ MUNDO} + \omega_{it} \quad (2)$$

em que  $PO_{it}$  corresponde ao pessoal ocupado na firma  $i$ , no período  $t$ ;  $X_{it}$  são as exportações da firma  $i$ , no período  $t$ ;  $u_i$  capta o efeito fixo da firma  $i$ ;  $\varepsilon_{it}$  é o erro não correlacionado com as variáveis explicativas; todas as variáveis foram tomadas em log natural. O modelo acima considera que o PIB dos parceiros comerciais do Brasil influencia o crescimento das exportações e este, por sua vez, influencia o crescimento das empresas. Estimativas consistentes podem ser obtidas por meio da estimação de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS).

É possível especificar modelagens alternativas para a captação de efeitos, tais como custo de operação, auto-seleção das empresas, persistência da série e endogeneidade das variáveis, sendo o modelo dinâmico especificação adequada devido à inclusão da defasagem da variável dependente no modelo.

$$\ln PO_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PO_{it-1} + \beta_2 \ln X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB \text{ MUNDO} + \omega_{it} \quad (4)$$

A detecção de quebras estruturais é um procedimento importante em qualquer modelagem no tempo, pois permite encontrar padrões diferenciados de comportamento. Evidências de quebra estrutural no ano de 1999 foram relatadas por Hollauer e Mendonça (2006), ao testar a hipótese de co-integração entre as exportações e importações brasileiras utilizando dados mensais para o período 1996-2005 no nível macroeconômico. Os autores encontraram evidências de quebra estrutural para as exportações brasileiras utilizando informações para o agregado da economia brasileira. Para se verificar esta possibilidade na presente análise, será realizado o teste de Chow sobre os dados de exportação no nível da empresa.

Influências macroeconômicas sobre o desempenho exportador das empresas foram reportadas por Bonelli (2006), que utilizou o PIB dos parceiros comerciais do Brasil como variável explicativa para o desempenho das exportações brasileiras. Este autor identifica três períodos distintos no comportamento exportador do Brasil, com informações tomadas *a priori*, isto é, com base no conhecimento dos anos em que foram implementadas mudanças de política ou de regime cambial e a partir de inspeção gráfica das séries das exportações. Mas a ocorrência ou não de quebras deve ser corroborada mediante testes econométricos apropriados. Contudo, a periodização proposta por Bonelli pode ser útil no contexto do teste de Chow para se verificar a ocorrência de três quebras estruturais. Desta maneira, o primeiro período compreenderia o intervalo de 1993-1998, quando o desempenho exportador se encontrava aquém do esperado, enquanto ao mesmo tempo se verificaram ganhos de produtividade e de eficiência consideráveis, devido à implementação de reformas na primeira metade da década de 1990. Conforme o autor, pode-se verificar um segundo período distinto, compreendendo os anos de 1999 até meados de 2002, em que o desempenho exportador se caracteriza por lentidão na resposta das exportações diante da forte desvalorização de 1999. Mesmo assim, as exportações apresentaram suave crescimento em relação ao período anterior. Um terceiro período identificado situa-se entre os anos de 2003 e 2005, em que as exportações apresentaram acentuado crescimento e sob tendência de alta.

Apesar de as evidências apontadas na literatura serem baseadas em dados para o agregado da economia brasileira, será verificada a ocorrência de até três quebras estruturais esperadas em relação aos dados de exportação, mesmo ao se utilizarem dados relacionados à empresa. No entanto, deve-se ressaltar que o período de análise e os dados disponíveis apresentam informações até 2003 e desta forma fica prejudicada a inferência sobre quebra estrutural neste último período.

### 3.1 O PIB MUNDIAL COMO VARIÁVEL INSTRUMENTAL<sup>3</sup>

As economias nacionais mantêm entre si formas diversas de relacionamento, que envolvem não apenas as dimensões do comércio internacional, mas a dos fluxos de

---

3. A base de dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) identifica os países de destino das exportações brasileiras. Desta forma, construiu-se a variável contendo o PIB dos países parceiros comerciais das firmas industriais brasileiras, que representa o PIB mundial. O PIB dos parceiros comerciais foi obtido por meio do *World Economic Outlook* Fundo Monetário Internacional.

capitais. A tendência de intensificação das trocas internacionais tem sido característica marcante do capitalismo desde suas origens. Todavia, ao longo da década de 90, essa tendência se aprofunda e se afirma no plano político e econômico como uma das expressões do processo de globalização. Desde então, as análises do crescimento e do desenvolvimento econômico tiveram de buscar tratamento mais preciso para os novos condicionantes estruturais e conjunturais que influenciam o desempenho exportador, bem como suas conseqüências sobre a expansão do produto e da renda nacionais. Em outros termos, o elevado grau de interdependência das economias nacionais num contexto de internacionalização crescente dos mercados e das estruturas produtivas exige das análises econométricas novas especificações e metodologias mais adequadas. Neste contexto, o PIB mundial responde pelo regime de demanda externa, ou mais precisamente, a evolução do produto e da renda dos parceiros comerciais do Brasil deve ser incluída entre os fatores que influenciam a dinâmica das exportações e as respostas das firmas industriais brasileiras. Por outro lado, entre os desafios postos às análises econométricas encontra-se o de identificar as relações causais entre crescimento da firma e desempenho exportador. Se a expansão da demanda mundial por produtos brasileiros pode ser a motivação básica para a especialização produtiva no setor exportador, o inverso também pode ocorrer, ou seja, a opção por exportar surge como resultado do crescimento da firma, impulsionado, pelo menos num primeiro momento, pelo mercado interno. A análise poderia então considerar quatro possibilidades, cuja investigação seria beneficiada por estudo acerca do histórico da firma e do tipo de mercado (se interno ou externo) que optou ou foi forçada a atuar, por exemplo, para compensar quedas da demanda interna: *i*) a firma inicia suas operações voltadas para o mercado interno e não tem pretensões de exportar mesmo parcialmente sua produção; *ii*) a firma nasce voltada para o mercado interno, mas, decide, depois de um período de operação, e por vários critérios econômicos e de gestão estratégica, que vale a pena exportar parcialmente sua produção; *iii*) a firma decide destinar totalmente sua produção para a exportação; e *iv*) a firma sempre foi voltada para a exportação. As análises das implicações dessas possibilidades enriqueceriam a presente análise, no entanto, estão fora do âmbito deste trabalho, pois exigiriam o recurso a pesquisas qualitativas.

### 3.2 ESTIMADOR DE MOMENTO GENERALIZADO UTILIZANDO VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS

Considerando-se um modelo dinâmico de efeitos fixos da forma:

$$\ln PO_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PO_{it-1} + \beta_2 \ln X_{it} + \beta_3 \ln TxC_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

com as variáveis em logaritmo natural (ln), a variável dependente defasada *PO* é incluída como variável explicativa para ajustamento dos efeitos do tamanho das firmas no ano anterior. *X* representa as exportações industriais e *TxC* é a taxa de câmbio efetiva real.<sup>4</sup> Os efeitos não observáveis específicos das empresas são representados por meio do parâmetro  $\mu_i$ , enquanto os erros aleatórios independentes são representados por  $\varepsilon$ . A inclusão da variável dependente defasada no modelo (5) introduz um viés nas estimativas

---

4. A inclusão da taxa de câmbio nos modelos não apresentou resultados significativos, razão pela qual esta foi excluída da apresentação dos resultados.

obtidas por meio do método *least square dummy variables* (LSDV).<sup>5</sup> Por esta razão, muitos estimadores foram propostos para a adequação dos instrumentos no modelo dinâmico, entre estes, tomando-se as primeiras diferenças, se eliminam os efeitos de tamanho das firmas e o modelo fica representado na forma:

$$(y_{it} - y_{it-1}) = \beta_0 + \beta_1(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta_2(x_{it} - x_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}), \quad p/i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (6)$$

O modelo acima apresenta como pressuposto que a co-variância entre as variáveis exógenas e o erro aleatório seja nula,  $E(x_{it}, \varepsilon_{it}) = 0$ . A equação (6) também é uma especificação comum na estimação de VAR ou na realização de um teste de causalidade de Granger (JUDSON; OWEN, 1996). Mais especificamente, pode-se escrever o modelo na forma:

$$\Delta y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{it-1} + \beta_2 \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

em que  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ;  $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$ ;  $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ , o que captura os efeitos fixos das firmas. Para se obter estimativas consistentes dos parâmetros da equação de crescimento e exportação, pode-se começar a utilizar uma classe de variáveis instrumentais em primeira diferença, desenvolvidas por Anderson e Hsiao (1981, 1982). Nesta abordagem, utiliza-se  $\Delta y_{it-2}$  e  $y_{it-2}$  como instrumentos para  $\Delta y_{it-1}$ . No entanto, conforme apontado por Arellano (1989), os instrumentos em primeira diferença ( $\Delta y_{it-2}$ ) possuem variâncias extremamente altas e por sua vez os instrumentos em nível ( $y_{it-2}$ ) possuem viés alto quando o parâmetro da variável defasada ( $\beta_1$ ) se aproxima de 1 (WAWRO, 2002).

Dado o modelo na forma matricial,  $y_i = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i$ ,  $E(\mathbf{x}_i' \varepsilon_i) = 0$  pode ser utilizado como condição de igualdade de momento populacional.<sup>6</sup> A partir da analogia com os momentos amostrais, chega-se a

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i' (y_i - \mathbf{x}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{0} \quad (8)$$

resolvendo a equação (8) para  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ , temos que  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i' \mathbf{x}_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^N \mathbf{x}_i' y_i \right)$ .

Supondo que se observe conjunto de variáveis  $\mathbf{Z}$ , para as quais  $E(\mathbf{Z}' \varepsilon) = 0$ . Uma condição do momento populacional para a estimativa do Método dos Momentos Generalizados será:

$$E[\mathbf{z}_i' (y_i - \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})] = 0, \quad (9)$$

que possui o análogo amostral dado por<sup>7</sup>  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}_i' (y_i - \mathbf{x}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{0}$ ,

5. Por definição  $COV(\ln PO_{it-1}, \varepsilon_{it-1}) \neq 0$ . Estimativas de dados em painéis-padrão não são consistentes para o modelo dinâmico em razão da correlação entre as variáveis em primeira diferença e o erro-padrão.  $E(\varepsilon_{it} | \ln PO_{it-1}, \ln X_{it}) \neq 0$ . Este viés é da ordem  $1/T$  convergindo para zero quando  $T \uparrow$  (WAWRO, 2002).

6. A idéia central por trás da estimativa de momentos é que, dado um conjunto de pressupostos do processo de geração de dados, pode-se estabelecer regras de igualdade sobre momentos condicionados populacionais e então, analogamente, utilizar sobre a amostra disponível estes mesmos momentos condicionados para se obter os estimadores.

7. Se o número de colunas de  $\mathbf{z}$  é maior que o número de parâmetros a ser estimado, dizemos que a equação é *over-identified* e não é possível encontrar solução única para o análogo amostral das condições de momento.

escolhendo-se a estimativa  $\hat{\beta}$ , que minimiza a expressão  $\left[ \sum_{i=1}^N x_i'(y_i - x_i\hat{\beta}) \right]' W \left[ \sum_{i=1}^N x_i'(y_i - x_i\hat{\beta}) \right]$ , em que  $W$  é uma matriz de pesos, temos uma solução similar ao estimador 2SLS dada por:

$$\hat{\beta} = (X'ZWZ'X)^{-1}(X'ZWZ'y) \quad (10)$$

com matriz de variância assintótica dada por:

$$\Omega = (E[X'Z]WE[Z'X])^{-1}E[X'Z]WVWE[Z'X](E[X'Z]WE[Z'X])^{-1}$$

em que

$$V = Var[Z'u] = E(Z'u u'Z).$$

Uma estimativa consistente de  $V^{-1}$  que minimiza  $\Omega$  e produz estimativas robustas para os desvios-padrão é

$$\hat{W} = \hat{V}^{-1} = \left\{ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i \hat{u}_i \hat{u}_i' Z_i' \right\}. \quad (11)$$

As contribuições de Arellano e Bond (1991) surgiram a partir da verificação da ineficiência do estimador de Anderson-Hsiao, em razão de este último não utilizar todos os possíveis instrumentos disponíveis nos dados no contexto do Método dos Momentos Generalizados. Na prática, a partir das t-2 condições restantes, este estimador verifica a existência de instrumentos apropriados para o tratamento da correlação entre  $\Delta y_{it-1}$  e  $\Delta u_{it}$ . Os resíduos transformados satisfazem grande número de condições de momentos da forma  $E(z_{it}' \Delta u_{it}) = 0$ , em que  $z_{it} = (y_{it-2}, x_{it-2}, y_{it-3}, x_{it-3}, \dots, y_{it-1}, x_{it-1})$  representa os instrumentos utilizados no período de tempo  $t$ .

Reescrevendo as condições de momento populacional e o equivalente amostral como  $E[Z'u] = 0$  e  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i u_i = 0$ , em que o estimador ótimo do Método dos Momentos Generalizados é obtido por:

$$\hat{\theta} = (X'Z\hat{V}^{-1}Z'X)^{-1} X'Z\hat{V}^{-1}Z'y \quad (12)$$

Os estimadores do Método dos Momentos Generalizados possuem propriedade fundamental: para determinado  $T$  fixo e  $N \rightarrow \infty$ ,  $\hat{\theta}$  é consistente e possui distribuição assintótica normal,  $N(\theta, \Sigma)$ , com matriz de variância consistente assintótica dada por  $\hat{\Sigma} = (X'Z\hat{V}^{-1}Z'X)^{-1}$ .

Simulações de Monte Carlo foram realizadas por Arellano e Bond (1991) para a verificação da consistência dos estimadores Generalized Method of Moment (GMM). Os resultados apontaram a existência de viés no estimador de Anderson-Hsiao.

### 3.3 SISTEMA GMM E SÉRIES PERSISTENTES

Blundell e Bond (1998) consideraram a estimação de uma função de produção Cobb-Douglas, utilizando painel de dados contendo grande número de firmas e período curto de tempo. Um fato apontado pelos autores é a ineficiência dos estimadores de momentos generalizados usuais, assim como a fraqueza dos instrumentos, o que se deve à alta persistência de algumas séries econômicas, tais como receita de vendas,



estoque de capital e emprego. Desta forma, após a eliminação dos efeitos individuais nas primeiras diferenças, as sucessivas defasagens da variável dependente ( $y_{it-s}, s=1, \dots, T-1$ ) são apenas fracamente correlacionadas com as subseqüentes primeiras diferenças. Incorporando-se as condições adicionais de momentos obtidas por meio da correlação entre as variáveis independentes e o termo de erro, pode-se obter melhores instrumentos. Este procedimento resulta na utilização das defasagens das primeiras diferenças como instrumentos para as equações em nível. Diferentes condições de momentos estarão disponíveis, dependendo da estrutura de correlação entre  $x_{it}$ ,  $\eta_i$  e  $\varepsilon_{it}$ , dado o processo auto-regressivo, AR(1),  $y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it}$ , em que  $\varepsilon_{it}$  é não-correlacionado serialmente ( $\rho=0$ ), (BOND, 2002).

Os instrumentos utilizados tornam-se menos informativos em dois casos particulares: *a*) quando  $\alpha \rightarrow 1$  e *b*) quando a variância dos efeitos individuais ( $\eta_i$ ) aumenta em relação ao termo aleatório ( $\varepsilon_{it}$ ), ou seja,  $\sigma_{\eta}^2 / \sigma_{\varepsilon}^2 \rightarrow \infty$ , sendo  $\sigma_{\eta}^2 = \text{Var}(\eta_i)$  e  $\sigma_{\varepsilon}^2 = \text{Var}(\varepsilon_{it})$ .

A possibilidade de utilização das defasagens das diferenças ( $\Delta y_{it-1}$ ) como instrumentos para as equações em nível ressalta a importância acerca dos pressupostos de estacionariedade sobre as condições iniciais ( $y_{i1}$ ), levantadas em Blundell e Bond (1998). Mais especificamente, requer-se que,  $E\left[\left(y_{i1} - \frac{\eta_i}{1-\alpha}\right)\eta_i\right] = 0, i=1, \dots, N$ , de forma que as condições iniciais não se afastem demasiadamente do valor  $\eta_i / 1 - \alpha$ . Este pressuposto de estacionariedade implica  $E[\Delta v_{it} \eta_i] = 0$ , o que leva ao pressuposto mais leve de que  $E[\Delta v_{it} \eta_i] = 0$ , implicando condições de momentos lineares não-redundantes, isto é,  $E[\Delta y_{it-1}(\eta_i + \varepsilon_{it})] = 0$ , para  $i=1, \dots, N$  e  $t=2, \dots, T$ . Adicionalmente, trata-se daquelas especificadas para as equações em primeiras diferenças. Para a exploração do conjunto completo de momentos, a estimação requer combinação dos momentos gerados por meio de primeiras diferenças com as equações em nível (BOND, 2002).

A correlação entre as defasagens em nível e em diferença se torna fraca ( $\rho_{y_{it-1}, \Delta y_{it-1}} \downarrow$ ) quando o verdadeiro valor do parâmetro  $\alpha$  converge para a unidade, o que pode incorrer em vieses como consequência da disponibilidade de amostras com dimensões temporal e seccional finitas (BOUND; JAEGER; BAKER, 1995). Desta forma, os estimadores GMM estendidos<sup>8</sup> possuem propriedades mais desejáveis quando se tem à disposição amostras de dimensão finita e  $\alpha$  tende a unidade.

### 3.4 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Os dados de exportação das empresas industriais e de destino das exportações foram extraídos da Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do Ministério da Indústria e Comércio. O número médio de pessoas ocupadas no ano foi obtida a partir de cálculos com dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/Empregado.

8. A literatura ao se referir à estimação por meio da abordagem de Blundell e Bond (1998) utiliza as expressões *System GMM*, *Multivariate GMM* ou *Extended GMM*.

TABELA 1

**Número de empresas, pessoal ocupado, exportações e PIB mundial (1991-2003)**

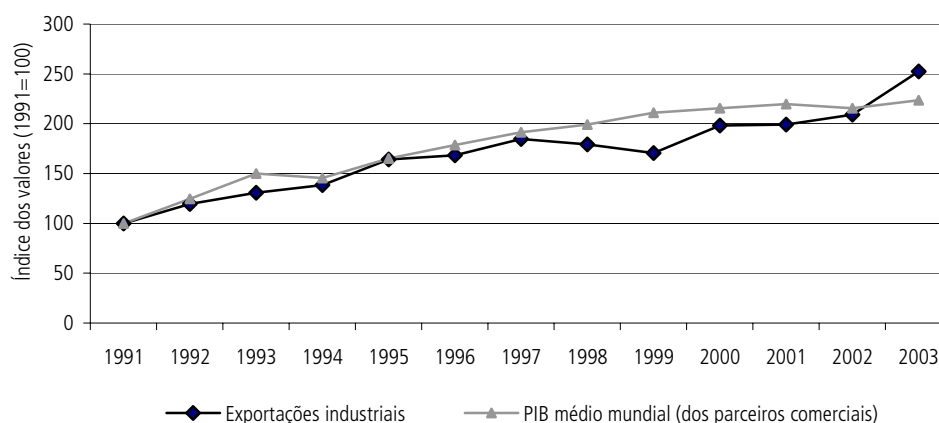
Ano	Número de empresas	Pessoal ocupado	Exportações (US\$)	PIB mundial médio (US\$)
1991	36.902	4.563.443	23.461.001.954,0	51.636.837.803,0
1992	38.813	4.455.665	27.995.049.358,0	64.368.762.076,0
1993	41.816	4.587.339	30.693.793.956,0	77.411.309.863,0
1994	38.719	3.706.853	32.446.506.098,0	75.098.707.558,0
1995	48.024	4.850.483	38.510.249.011,0	85.301.893.144,0
1996	49.975	4.605.769	39.451.806.794,0	92.174.717.518,0
1997	51.733	4.474.203	43.308.087.256,0	98.850.873.923,0
1998	51.999	4.204.016	42.073.522.694,0	102.782.238.921,0
1999	51.270	4.072.957	40.035.003.003,0	108.892.002.449,0
2000	48.884	4.127.003	46.502.126.612,0	111.247.978.934,0
2001	46.381	4.097.241	46.728.406.529,0	113.369.142.749,0
2002	44.227	4.066.419	49.046.200.894,0	111.252.542.564,0
2003	42.059	4.040.058	59.256.885.381,0	115.354.960.047,0

Fonte: Cálculos próprios a partir da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Seceex-MDIC e World Economic Outlook/Fundo Monetário Internacional.

A identificação do país de destino das exportações permitiu a construção de variável representando o PIB dos parceiros comerciais de cada uma das empresas, de forma que esta tenha variabilidade para cada uma delas. Os dados sobre o PIB-Purchasing Power Parity (PPP) dos parceiros comerciais das firmas brasileiras foram obtidos por meio do World Economic Outlook 2005/Fundo Monetário Internacional. A tabela 1 reúne as séries utilizadas na estimação dos modelos.

O gráfico 1 mostra tendência de conectividade entre as exportações e a soma do PIB dos parceiros comerciais brasileiros. Graficamente, não se observa qualquer indício de quebra estrutural nos dados relativos à exportação e PIB dos parceiros comerciais brasileiros. Segundo Arellano e Bond (1991), a utilização de dados de painel não-balanceado<sup>9</sup> evita a ocorrência de problemas de auto-seleção, ao mesmo tempo em que a estimação por GMM não apresenta nenhuma dificuldade numérica pelo uso de amostras não-balanceadas. Por estas razões, optou-se por modelo não-balanceado.

GRÁFICO 2

**Exportações industriais brasileiras e PIB mundial (1991-2003)**

Fonte: Tabela 1.

Obs.: Os dados correspondem aos índices das variáveis com as escalas em log. O PIB mundial corresponde à média dos PIB dos parceiros comerciais do Brasil.

9. Em alguns livros, os dados de painel não-balanceado são traduzidos por painel não-equilibrado, ou seja, não incluem todas as observações. Em outros termos, entidades como firmas podem entrar e sair do painel ao longo do tempo.

O tamanho das empresas está definido por meio do número de pessoas ocupadas, utilizando-se como fonte a Relação Anual de Informações Sociais (Rais) que cobre todo o setor formal da economia. A utilização do pessoal ocupado total como medida do tamanho econômico das empresas foi anteriormente utilizada por Arbache (2005), Saboia (1999), Resende (2004) e Ribeiro (2002). Arbache (2005), na verificação dos determinantes do crescimento das empresas e de sua conexão com as exportações, utiliza, entre outras medidas, o pessoal ocupado total explicado pelas exportações. O autor utilizou modelo Ordinary Last Square (OLS) sobre os dados da Pesquisa de Inovação Tecnológica (Pintec/IBGE) para o ano de 2000, ressaltando a impossibilidade de controlar os problemas de endogeneidade existentes entre essas variáveis. Saboia (1999) utiliza o pessoal ocupado total, obtido por meio da Rais, em estudo sobre a redução do tamanho dos estabelecimentos da indústria de transformação. Este autor argumenta que as operações de *downsizing* foram intensamente praticadas no Brasil, a partir de meados da década de 1980, em função de mudanças estruturais significativas na conjuntura econômica. Em análises empíricas desenvolvidas por Resende (2004) e Ribeiro (2002), foram encontradas evidências para a validação da lei de Gibrat na indústria brasileira.

## 4 RESULTADOS

Para a comparação dos efeitos das exportações sobre o crescimento das empresas, assim como a contribuição do PIB dos parceiros comerciais como variável instrumental, foram ajustados sete modelos: *i*) efeitos fixos sem variáveis instrumentais (LSDV-FE); *ii*) efeitos fixos com estimação em dois estágios e com o PIB mundial como instrumento para as exportações (IV-FE); *iii*) efeitos aleatórios sem variável instrumental (GLS-RE); *iv*) efeitos aleatórios em dois estágios com variável instrumental (GLS-RE); *v*) efeitos fixos de Anderson-Hsiao; *vi*) Arellano e Bond; e *vii*) Blundell e Bond. Os modelos de Anderson-Hsiao, Arellano e Bond e Blundell e Bond utilizam defasagens da variável dependente e das exportações como instrumentos para a estimação do parâmetro da variável dependente defasada. Os resultados das estimativas encontram-se nas tabelas que se seguirão.

### 4.1 MODELO COM AS EMPRESAS EXPORTADORAS

A tabela 2 reúne os resultados das estimações do modelo descrito pelas equações (13) e (14).

$$\ln PO_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PO_{it-1} + \beta_2 \ln X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB MUNDO_{it} + \delta_i + \eta_{it} \quad (14)$$

TABELA 2

**Empresas exportadoras: resultados das estimações**

	LSDV-FE	IV-FE	GLS-RE	G2SLS-RE	Anderson-Hsiao	Arellano e Bond	Blundell e Bond
$\beta_0$	3,7185 <sup>*</sup>	2,9102 <sup>*</sup>	3,4016 <sup>*</sup>	2,9500 <sup>*</sup>	-0,0350 <sup>*</sup>	-0,0129 <sup>ns</sup>	0,0005 <sup>ns</sup>
$\ln PO_{it-1}$	-	-	-	-	0,6708 <sup>*</sup>	0,0456 <sup>*</sup>	0,2585 <sup>*</sup>
$\ln X_{it}$	0,1425 <sup>*</sup>	0,1663 <sup>*</sup>	0,1665 <sup>*</sup>	0,1897 <sup>*</sup>	0,0369 <sup>*</sup>	0,0216 <sup>*</sup>	0,0563 <sup>*</sup>
$R^2$	0,4576	0,3830	0,3831	0,3824	0,8646	-	-
F	448,31 <sup>*</sup>	-	-	-	-	-	-
Wald $\chi^2$	-	3,08e+06 <sup>*</sup>	9064,74	50484,82	2.44e+06 <sup>*</sup>	1458.43	-
Davidson-MacKinnon	-	<0,0001	-	-	-	-	-
Sargan	-	0,9009	-	-	0,0351	<0,0001	0,12121

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Secex-MDIC e World Economic Outlook 2005/Fundo Monetário Internacional.

Obs.: \* Estimativas significantes ao nível de 1%.

<sup>ns</sup>: Estimativas não significantes.

Os resultados na tabela 2 dizem respeito à comparação entre os diferentes métodos de ajustamento e à contribuição da variável instrumental para a correção de endogeneidade entre as variáveis pessoal ocupado e exportações. Observa-se um efeito de 14,55% das exportações sobre o crescimento econômico, quando não se utiliza nenhum instrumento para as exportações (LSDV-FE), e de 16,63% quando se utiliza o PIB mundial como variável instrumental no primeiro estágio. No modelo de Anderson-Hsiao, a estimativa dos impactos das exportações sobre o crescimento das empresas foi de 3,69%, menor que no modelo de efeitos fixos com variável instrumental, permanecendo, entretanto, significativa. Nos modelos de Arellano-Bond e Blundell-Bond, as estimativas do impacto das exportações sobre o crescimento das empresas são respectivamente de 3,53% e 5,63%, permanecendo significantes. Desta forma, observa-se redução da intensidade dos impactos positivos das exportações sobre o crescimento das empresas, à medida que se utiliza conjunto de instrumentos mais adequados e metodologias de estimação mais recentes.

O efeito de persistência da série, dado pela inclusão da variável dependente defasada no modelo, permite descontar parte do efeito das exportações em razão do fato de a firma “já ser grande” no tempo  $t-1$ . O que se observa na prática é uma diminuição gradual da intensidade da persistência dos modelos de Anderson-Hsiao, Blundell e Bond e Arellano e Bond, respectivamente. No modelo de Anderson-Hsiao, esta estimativa foi de 67,08%, enquanto nos modelos de Arellano-Bond e Blundell-Bond, as estimativas obtidas por meio do GMM foram, respectivamente, de 4,56% e 25,85%.

As estimações realizadas por Blalock e Gertler (2004) para a indústria da Indonésia, no período de 1990 a 1996, utilizaram como variável explicativa *dummy* para as exportações e como variável dependente, a produção industrial mensurada por meio do valor adicionado.<sup>10</sup> Os resultados encontrados mostram que há impacto de 4,9% a

10. O modelo estimado em Blalock e Gertler (2004) também incluiu estoque de capital fixo, qualificação da mão-de-obra, insumos utilizados da produção, termo de interação entre região geográfica de localização e ano.

5,54% sobre a produção, pelo fato de as empresas serem exportadoras. E impacto positivo de aproximadamente 5% sobre a produtividade, pelo fato de as empresas se tornarem exportadoras. A verificação empírica da hipótese de *export-led growth* para o Chile, realizada por Siliverstovs e Herzer (2005), utilizando informações macroeconômicas do período 1960-2001, detectou impacto de 4,7% da exportação de manufaturados sobre o PIB chileno. Dessa forma, ainda que possuindo diferenças no plano metodológico, nível de agregação e periodicidade, os resultados obtidos para as empresas exportadoras encontram concordância com outros trabalhos realizados na literatura.

O teste de Hausman para a escolha entre o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios mostra que as estimativas obtidas por meio do modelo de efeitos aleatórios não são consistentes. Este resultado se confirma pelo teste *F* para ausência de efeitos fixos, que rejeitou a hipótese nula. *De maneira geral, todos os modelos apontaram para a existência de impactos positivos das exportações sobre o tamanho das empresas.* Resultado que se encontra mesmo controlando-se a endogeneidade existente entre essas variáveis por meio da estimação em dois passos (IV) e mesmo controlando-se possíveis custos de operação e a persistência da série de pessoal ocupado, com a estimação via GMM nos modelos Arellano-Bond e Blundell-Bond.

#### 4.2 MODELO COM AS EMPRESAS EXPORTADORAS E NÃO-EXPORTADORAS

A tabela 3 reúne os resultados das estimações do modelo descrito pelas equações (15) e (16).

$$\ln PO_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PO_{it-1} + \beta_2 \ln X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB\ MUNDO_{it} + \delta_i + \eta_{it} \quad (16)$$

TABELA 3

##### Empresas exportadoras e não-exportadoras: resultados das estimações

	LSDV-FE	IV-FE	GLS-RE	G2SLS-RE	Anderson-Hsiao	Arellano e Bond	Blundell e Bond
$\beta_0$	3,4539 <sup>*</sup>	3,443402 <sup>*</sup>	3,4319 <sup>*</sup>	0,0000 <sup>ns</sup>	-0,0082 <sup>*</sup>	-0,0177 <sup>*</sup>	-0,0175 <sup>*</sup>
$\ln PO_{it-1}$	-	-	-	-	0,1047 <sup>*</sup>	0,8880 <sup>*</sup>	0,4617 <sup>*</sup>
$\ln X_{it}$	0,0447 <sup>*</sup>	0,0394 <sup>*</sup>	0,0539 <sup>*</sup>	0,0502 <sup>*</sup>	0,0083 <sup>*</sup>	0,1620 <sup>*</sup>	0,0069 <sup>*</sup>
$R^2$	0,2742	0,2664	0,2742	0,8753	0,3886	-	-
F	9649,61	-	-	-	-	-	-
Wald $\chi^2$	-	1.10e+07	14752,55	236787,23	3833,84	1458,43	-
Davidson-MacKinnon	-	<0,0001	-	-	-	-	-
Sobre identificação	-	<0,0001	-	-	0,1576	<0,0001	<0,0001

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Secex-MDIC e *World Economic Outlook* 2005/Fundo Monetário Internacional.

Obs.: \* Estimativas significantes ao nível de 1%. <sup>ns</sup>: Estimativas não significantes. Todas as estimativas foram significantes ao nível de 1%, exceto aquelas identificadas por *ns*.

Conforme esperado, nos modelos ajustados com todas as empresas tem-se impacto médio positivo das exportações sobre a economia menor do que quando se utiliza o universo de empresas exportadoras. A persistência de série torna-se mais intensa para os modelos de Arellano e Bond e Blundell e Bond. A comparação destes resultados pode fornecer esclarecimentos sobre os efeitos das estratégias individuais das empresas industriais sobre a economia como um todo, caso estas estratégias caracterizem padrão *export-led growth*. O teste de Sargan para sobreidentificação rejeitou a validade dos instrumentos utilizados, entretanto o teste para autocorrelação de segunda ordem aceitou a hipótese nula, mostrando, desta forma, algum indício de validade do modelo.

### 4.3 ESTIMATIVAS DO PRIMEIRO ESTÁGIO

A tabela 4 reúne os resultados das estimações do modelo descrito pela equação (17).

$$\ln X_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln PIB MUN_{it} + \gamma_2 \ln X_{it-2} + \eta_{it} \quad (17)$$

TABELA 4

#### Estimativas do primeiro estágio

	Empresas Exportadoras			Todas as Empresas		
	IV-FE	G2SLS-RE	Anderson-Hsiao	IV-FE	G2SLS-RE	Anderson-Hsiao
$\gamma_0$	11,6537*	11,4288*	11,0388*	0,6756*	0,0000	-0,0074 <sup>ns</sup>
$\ln PIB MUN_{it}$	0,1272*	0,1386*	0,0627*	0,5376*	0,5471*	0,4782*
$\ln X_{it-2}$	0,0280*	0,0287*	0,0331*	0,0362*	0,0351*	-0,0037*
$R^2$	0,2552	0,2821	0,0723	0,7125	0,2719	0,6308
F	194,31	-	-	252833,04	-	-
Wald $\chi^2$	-	2479	274,68	-	541363,00	1025,51

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Secex-MDIC e *World Economic Outlook 2005*/Fundo Monetário Internacional.

Obs.: \* Estimativas significantes ao nível de 1%.

<sup>ns</sup>: Estimativas não significantes.

Os resultados reportados na tabela 4 mostram a relevância do PIB dos parceiros comerciais para a explicação das exportações no primeiro estágio da estimação dos modelos IV-FE, G2SLS-RE e Anderson-Hsiao. Nos modelos de efeitos fixos com variáveis instrumentais, o impacto do PIB mundial sobre as exportações é de 12,72%. Para as empresas exportadoras, o coeficiente de explicação do modelo varia de 7,23% no modelo de Anderson-Hsiao até 28,21% no modelo de efeitos aleatórios.

### 4.4 TESTE F PARA AUSÊNCIA DE EFEITOS FIXOS<sup>11</sup>

O teste *F* para ausência de efeitos fixos é reportado abaixo, na tabela 5, e verifica a validade da hipótese de que efeitos específicos das firmas sejam nulos.<sup>12</sup> Aplica-se aos modelos de efeitos fixos (LSDV e IV). O teste produziu estatística de 22,55 e apresentou p-valor significativo ao nível de 1%. Desta forma, podemos rejeitar a hipótese de efeitos nulos e afirmar que os efeitos específicos das empresas são significativos.

11. A estatística *F* é dada por  $F_{(M, NT-K-N)} = \frac{(SQR_{RE} - SQR_{FE})}{SQR_{FE}} \frac{(NT-K-N)}{M}$ , em que  $SQR_{FE}$  refere-se à soma dos quadrados do modelo de efeitos fixos e  $SQR_{RE}$  refere-se à soma dos quadrados e aleatórios (WOOLDRIDGE, 2002).

12. Dado o modelo  $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$ , o teste *F* verifica a validade da hipótese de ausência de efeitos específicos das empresas dada por  $H_0 : u_i = 0$ .

TABELA 5

**Estatísticas F para ausência de efeitos específicos das firmas**

	Teste F para $u_i = 0$ :	Estatística de teste	P-valor
Exportadoras	LSDV	22,55	< 0,0001
	IV-FE	50,78	< 0,0001
Todas as empresas	LSDV	8622,85	< 0,0001
	IV-FE	48,99	< 0,0001

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Secex-MDIC e *World Economic Outlook*/Fundo Monetário Internacional.

**4.5 TESTE DE HAUSMAN**

O teste de Hausman verifica a validade da hipótese de ausência de diferença sistemática entre os parâmetros de um modelo de efeitos fixos e um modelo de efeitos aleatórios. Sendo a sua estatística de teste dada por:

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [V(\hat{\beta}_{FE}) - V(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (18)$$

A tabela 6 mostra o resultado da comparação dos modelos de efeitos fixos e aleatórios sem a utilização do PIB mundial como variável instrumental para os modelos com todas as empresas e somente as empresas exportadoras. O p-valor obtido foi menor que 0,0001 e indica que o modelo de efeitos fixos, tanto para o modelo com variáveis instrumentais como para o modelo exógeno, é mais adequado que o de efeitos aleatórios, sendo as estimativas deste último inconsistentes.

TABELA 6

**Teste de Hausman para escolha do modelo de efeitos fixos**

	Modelo	$diag[V(\hat{\beta}_{FE}) - V(\hat{\beta}_{RE})]$	Estatística de teste	GL	P-valor
Exportadoras	LSDV x GLS	0,0009254	667,13	13	<0,0001
	IV-FE x 2SGLS	0,0053001	23,89	10	0,0079
Todas as empresas	LSDV x GLS	0,0000994	8622,85	13	<0,0001
	IV-FE x 2SGLS	0,0001548	4305,09	10	<0,0001

Fonte: Elaboração dos autores, a partir dos dados da Relação Anual de Informações Sociais – Rais/MTE; Secretaria de Comércio Exterior – Secex-MDIC e *World Economic Outlook*/Fundo Monetário Internacional.

**4.6 TESTE DE SARGAN PARA SOBREIDENTIFICAÇÃO DAS RESTRIÇÕES**

O teste de Sargan (1958) possibilita inferir acerca da validade da instrumentalização utilizada. Sob a hipótese nula, a estatística de teste é dada por:<sup>13</sup>

$$s_1 = \frac{1}{\hat{\sigma}^2} \tilde{v}' Z \left( \sum_{i=1}^N Z_i' H_i Z_i \right)^{-1} Z \tilde{v} \quad (19)$$

A rejeição da hipótese nula indica que os instrumentos utilizados não são válidos. Nos modelos ajustados para as empresas exportadoras, o teste de Sargan aceitou a hipótese de validade dos instrumentos para o modelo de efeitos fixos (IV-FE) e para o modelo dinâmico de Blundell e Bond. Todavia, rejeitou os instrumentos utilizados no modelo de Arellano e Bond. No entanto, conforme apontado por Kimhi e Rekah

13. Segundo Wawro (2002), em notação matricial temos:  $s = \hat{u}' Z \left( \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{u}_i \hat{u}_i' Z_i \right)^{-1} Z' \hat{u}$ .

(2005), a rejeição da hipótese nula do teste de Sargan não necessariamente implica a rejeição do modelo, uma vez que este teste tende a apresentar falhas com relativa frequência, sendo esta mesma observação feita por Arellano e Bond (1991). Para a verificação da validade do modelo dinâmico, Kimhi e Rekah realizam também os testes de autocorrelação de segunda ordem.<sup>14</sup> Na presente aplicação, o modelo de Arellano & Bond aceitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação de 2ª ordem, tendo-se obtido um p-valor de 0,9815.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E ALGUMAS PISTAS PARA PESQUISAS FUTURAS

Este trabalho se propôs a utilizar os desenvolvimentos recentes em modelos dinâmicos para dados em painéis e variáveis instrumentais com o objetivo de verificar a intensidade do impacto das exportações sobre o crescimento das firmas industriais. Em conformidade com a hipótese de crescimento liderado pelas exportações (*export-led growth*) e com a quarta lei de Kaldor, pode-se postular a existência de conectividade entre as exportações brasileiras e o crescimento econômico, entretanto, utilizamos esses conceitos no nível das empresas, em que o crescimento foi mensurado por meio da variável pessoal ocupado. De acordo com os autores que sustentam a relevância do contexto macroeconômico para o desempenho exportador das firmas industriais, foi construída variável representando o PIB dos países que comercializam com as empresas industriais brasileiras, denominado nesta análise como PIB Mundo. Isto foi possível identificando-se o destino das exportações constante na base de dados da Secex.

Verificou-se que o crescimento das exportações possui impacto positivo sobre o crescimento das empresas, característica que se mantém mesmo após a utilização do PIB dos parceiros comerciais como variável instrumental. A utilização dos modelos dinâmicos, baseada no método dos momentos generalizados, permite descontar parte dos efeitos defasados de escala e persistência da série sobre o parâmetro estimado das exportações. Mostra-se, portanto, uma alternativa de estimação viável. Verificou-se que os efeitos positivos das exportações sobre o crescimento perdem intensidade quando da inclusão da variável dependente defasada, entretanto permanecem esses efeitos significativos.

Os modelos dinâmicos ajustados com todas as empresas (exportadoras e não-exportadoras) apresentam, em média, menor elasticidade para a exportação que o modelo ajustado somente com as empresas exportadoras. No entanto, os resultados não permitem inferir acerca da existência da hipótese de *export-led-growth*, uma vez que não se realizou nenhum teste de causalidade. Entretanto, as estimativas obtidas pela estimação em dois estágios apontam para a possibilidade da validade desta hipótese para o caso brasileiro, ou pelo menos para a existência de simultaneidade entre expor-

14. A estatística de teste para autocorrelação serial de primeira e de segunda ordem possui distribuição normal com média zero e variância constante, sendo dada pela expressão  $m_1 = \hat{v}'_{-2} \hat{v}_* / \hat{v}^{1/2} \sim N(0,1)$ , em que  $\hat{v}$  é dado por:

$$\hat{v} = \sum_{i=1}^N v_i' v_i - 2 \hat{v}_{i(t-2)} X_* (X_*' Z_A N Z' X)^{-1} X_*' Z_A N \left( \sum_{i=1}^N Z_i' \hat{v}_i \hat{v}_i' \hat{v}_{i(t-2)} \right) + \hat{v}_{i(t-2)} X_{\text{avar}} (\hat{\delta}) X_*' \hat{v}_{i(t-2)}$$



tações e crescimento, confirmando os resultados de Piñeres (2002) para a economia brasileira. Particularmente, o modelo de Arellano e Bond ajustado para as empresas exportadoras apresentou pequeno efeito de defasagem em comparação com o parâmetro estimado para as exportações. Entretanto, o teste de Sargan mostra que este modelo carece de melhor especificação quanto aos instrumentos utilizados para a variável dependente defasada. Resultados encontrados na literatura que investiga a hipótese de *export-led-growth* aproximam-se do modelo de Blundell e Bond estimado para as empresas exportadoras.

A especificação da direção da causalidade entre tamanho das empresas e exportações constitui tratamento justificável em trabalhos futuros, o que poderá caracterizar o padrão de crescimento das firmas brasileiras. De acordo com Arnold e Hussinger (2004), utilizando-se a produtividade total dos fatores como medida de desempenho econômico, pode-se determinar a causalidade por meio do seguinte sistema de equações:

$$TFP_{it} = \sum_{j=1}^2 \beta_j^{(1)} TFP_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_j^{(1)} EXP_{it-j} + \kappa_i^{(1)} + \varepsilon_{it}^{(1)},$$

$EXP_{it} = \sum_{j=1}^2 \beta_j^{(2)} TFP_{it-j} + \sum_{j=1}^2 \gamma_j^{(2)} EXP_{it-j} + \kappa_i^{(2)} + \varepsilon_{it}^{(2)}$ , em que  $EXP_{it}$  representa as exportações no tempo  $t$ ;  $EXP_{it-j}$  representa as exportações em dois anos anteriores;  $TFP_{it}$  representa a produtividade no tempo  $t$ ;  $TFP_{it-j}$  representa a produtividade em dois anos anteriores;  $\kappa_i^{(j)}$  representa o efeito da firma e  $\varepsilon_{it}^{(j)}$  o termo de erro aleatório. A comparação da significância dos parâmetros  $\beta_j^{(1)}$ ,  $\beta_j^{(2)}$  e  $\gamma_j^{(1)}$ ,  $\gamma_j^{(2)}$  permite verificar a direção da causalidade entre performance econômica e exportação. Desta forma, em trabalhos futuros, a utilização dos últimos desenvolvimentos em testes de causalidade para dados em painéis<sup>15</sup> e a sua aplicação ao nível de plantas industriais poderá trazer novas contribuições a respeito da hipótese de *export-led-growth*.

---

15. Uma revisão da literatura em raiz unitária e teste de co-integração para painéis de dados foi realizada por Breitung e Pesaran (2005).

## REFERÊNCIAS

- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data. *Journal of Econometrics*, v. 18, p. 570-606, 1981.
- ARBACHE, J. S.; BAHIA, L. D. Diferenciação salarial segundo critérios de desempenho das firmas industriais brasileiras. In: NEGRI, J. A. De; SALERNO, M. S. (Orgs.). *Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras*. Brasília: Ipea, p. 47-74, 2005.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some Tests of Specification for Panel Data: A Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, v. 58, n. 2, n. 194, p. 277-297, 1991.
- ARNOLD, J. M.; HUSSINGER, K. *Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A firm-level analysis*. ZEW - Center for European Economic Research. Disponível em: <ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0412.pdf>. 2004 (Discussion Paper, n. 04-12).
- AWOKUSE, T. O. Is the Export-led Growth Hypothesis Valid for Canada? *Canadian Journal of Economics*, v. 36, n. 1, 2003.
- BERNARD, A.; JENSEN, J. B. *Exporting And Productivity?* National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass, 1999 (NBER Working Paper Series, n. 7.135).
- BLALOCK, G.; GERTLER, P. J. Learning from Exporting Revisited in a Less Developed Setting. *Journal of Development Economics*, v. 75, p. 397-416, 2004.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, v. 87, p. 115-143, 1998.
- BRUNO, M. A. P. *Crescimento econômico, mudanças estruturais e distribuição: as transformações dos regimes de acumulação no Brasil – uma análise regulacionista*. (Tese de Doutorado) École des Hautes Études em Sciences Sociales (EHESS)/Paris e Instituto de Economia da Universidade do Rio de Janeiro (IE/UFRJ), mar. 2005.
- BOND, S. R. *Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*. *Portuguese Economic Journal*, v. 1, p. 141-162, 2002.
- BONELLI, R. *O Desempenho Exportador Brasileiro e o Contexto Macroeconômico*. Ipea. 2006. Mimeografado.
- BOUND, J.; JAEGER, D. A.; BAKER, M. D. Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak. *Journal of the American Statistical Association*, v. 90, 1995.
- BOYER, R.; PETIT, P. Kaldor's growth theory: past, present and prospects. *Cepremap*, Paris, 1989, n. 8.905.
- BREITUNG, J.; PESARAN, M. H. *Unit Roots and Co-integration in Panels*. Cambridge: Faculty of Economics (formerly DAE), University of Cambridge, 2005. (Working Papers in Economics, n. 0535).
- CATERMOL, F. Crescimento da firma e comércio exterior: revisitando a teoria de Adrian Wood. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 2, p. 239-257, abr./jun. 2006.

- CHANDRA, R. Export Growth and Economic Growth: an investigation of causality in India. *Indian Economic Journal*, v. 49, n. 3, p. 64-73, 2002.
- CHANDRA, R. Reinvestigating Export-Led-Growth in India Using a Multivariate Cointegration Framework. *Journal of Developing Areas*, v. 37, n. 1, 2003.
- CHOW, P. C. Y. Causality between Export Growth and Industrial Development: Empirical Evidence from NICs. *Journal of Development Economics*, 36, 405-415, 1987.
- CHO, E. The Republic of Korea and Export-led-Growth Policy. *Social Science* 410, nov. 1999. Disponível em: <[hermes.andover.edu/aep/410/echo99.pdf](http://hermes.andover.edu/aep/410/echo99.pdf)>.
- CLERIDES, S.; LACH, S.; TYBOUT, J. Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 903-948, 1998.
- DIAO, X.; RATTSSØ, J.; STOKKE, H. E. *Learning By Exporting And Productivity-Investment Interaction: An intertemporal general equilibrium analysis of the growth process in Thailand*. Norwegian University of Science and Technology, Department of Economics. (Working Paper Series, n. 23). Disponível em: <<http://www.svt.ntnu.no/iso/wp/wp.htm>>. Acesso em: 23 jul. 2006.
- DRIEMEIER, M. H.; IAROSI, G.; SOKOLOFF, L. K. *Exports And Manufacturing Productivity In East Asia: A comparative analysis with firm-level data*. Cambridge, 2002 (NBER Working Paper Series, n. 8.894).
- FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G. M. de. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos noventa e as “leis” de Kaldor. *Nova Economia*, Belo Horizonte v. 12, n. 2, p. 57-78, jul./dez. 2002.
- FRANKEL, J.; ROMER, D.; CYRUS, T. *Trade and Growth in East Asian Countries: Cause and Effect?* 1996 (NBER Working Paper, n. 5.732).
- GHATAK, S.; MILNER, C.; UTKULU, U. Exports, export composition and growth: Co-integration and Causality Evidence for Malaysia. *Applied Economics*, v. 29, n. 2, p. 213-223, 1999.
- HOLLAUER, G.; MENDONÇA, M. A. *Testing Brazilian's Imports and Exports Co-Integration With Monthly Data*. Ipea, 2006 (Texto para Discussão, n. 1.154).
- HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. Econometric Society Monographs. Cambridge University Press, 1999.
- JUDSON, R. A.; OWEN, A. L. *Estimating Dynamic Panel Data Models: A practical Guide for Macroeconomists*. Federal Reserve Board of Governors, Jan. 1996.
- KALDOR, N. Strategic factors in economic development. New York: Cornell University, 1967.
- KEONGB, C. C.; YUSOPA, Z.; LIEWA, V. K. S. *Export-led-growth Hypothesis in Malaysia: An Application of Two-Stage Least Square Technique*. International Finance. 3 ago. 2003. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpif/0308002.html>>. Acesso em: 23 jul. 2006.
- KIMHI, A.; REKAH, H. *The Simultaneous Evolution of Farm Size and Specialization: Dynamic Panel Data Evidence from Israeli Farm Communities*. The Hebrew University of Jerusalem, 2005 (Discussion Paper, n. 1.305).

- KOKKO, A. *Export-Led Growth in East Asia: Lessons for Europe's Transition Economies*. European Institute of Japanese Studies. Stockholm School of Economics. Feb. 2002. (Working Paper, n. 142).
- KWAN, A. C. C.; KWOK, B. Exogeneity and the export-led growth hypothesis: the case of China. *Southern Economic Journal*, v. 61, 1996.
- PENROSE, E. Foreign investment and the growth of the firm. *The Economical Journal*, v. 66, n. 262, p. 220-235, 1956.
- PETIT, P. De la croissance cumulative a la théorie de la régulation. In : BOYER, R.; SAILLARD, Y. (Orgs.). *Théorie de la Régulation: l'état des savoirs*. La Découverte : Paris, 2002.
- PIÑERES, S. A. G.; JORDÁ, M. C. *Export-led-growth: are the results robust across methodologies and data sets? A case study of Latin America*. Applied Economics, forthcoming (accepted, 10/05), 2005.
- RESENDE, M. *Lei de Gibrat na indústria brasileira: evidência empírica*. Universidade Federal do Rio de Janeiro: Instituto de Economia, 2004 (Texto para Discussão, n. 006).
- RIBEIRO, E. P. *Distribuição e dinâmica do tamanho de empresas industriais*. ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA. RJ: Nova Friburgo, dez. 2002.
- SABOIA, J. Modernização e redução do tamanho dos estabelecimentos da indústria de transformação no passado recente. Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal Fluminense. *Revista Econômica*, v. 1, n. 1, 1999.
- SARGAN, J. D. *Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables*. In: MAASOUMI, E. (Ed.). Contributions to Econometrics: SARGAN, J. D. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- SHARMA, A.; PANAGIOTIDIS, T. *An Analysis of Exports and Growth in India: Cointegration and Causality Evidence (1971-2001)*. Loughborough University – Faculty of Social Science & Humanities. Mar. 2004 (Working Paper, n. 04-07).
- SHAN, J.; SUN, F. Export-led growth hypothesis for Australia: an empirical re-investigation. *Applied Economics Letters*, v. 5, n. 7, p. 423-428, July, 1998.
- SILVERSTOV, B.; HERZER, D. *Manufacturing Exports, Mining Exports and Growth: Co-integration and causality analysis for Chile*. Ibero-America Institute for Economic Research. Goerg-August-Universität 2005 (Discussion Paper, n. 104).
- SOKOLOFF, K. L. Was the Transition from the Artisanal Shop to the Non-Mechanized Factory Associated With Gains in Efficiency: Evidence from the u.s. manufacturing censuses of 1820 and 1850. *Explorations in Economic History*, v. 21, n. 4, p. 351-382, 1984.
- THORNTON, J. Co-integration, causality and export-led-growth in Mexico, 1985-1992. *Economics Letters*, v. 50, n. 3, p. 413-416, Mar. 1996.
- WAWRO, G. Estimating Dynamic Panel Data Models. In: *Political Science*. Society for Political Science, v. 10, n. 1, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. USA: MIT Press, 2002.

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Iranilde Rego

### **Supervisão**

Aeromilson Mesquita

### **Revisão**

Samara Silva Nogueira

Maria Aparecida Taboza

Camila de Paula Santos (estagiária)

Karen Varella Maia Corrêa (estagiária)

Olavo Mesquita de Carvalho (estagiário)

Sheila Santos de Lima (estagiária)

### **Editoração**

Bernar José Vieira

Elidiane Bezerra Borges

Luis Carlos da Silva Marques

Gustavo de Souza Ferraz de Oliveira

Rosa Maria Banuth Arendt

### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

### **Rio de Janeiro**

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 3515-8433

Fax: (21) 3515-8402

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

Tiragem: 130 exemplares

## **COMITÊ EDITORIAL**

### **Secretário-Executivo**

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,  
9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br