

# As Exportações Promovem a Produtividade? Evidência Empírica para Indústria de Transformação do Brasil Utilizando Vetores Autoregressivos com Correção de Erro (VEC)

**Igor Ézio Maciel Silva**

*Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE), Brasil*

**Ricardo Chaves Lima**

*Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (DECON/UFPE), Brasil*

**Jocildo Fernandes Bezerra**

*Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (DECON/UFPE), Brasil*

---

## **Resumo**

Há pouco consenso quanto à contribuição da abertura comercial para o crescimento da produtividade. Assim, o objetivo deste trabalho é examinar a relação entre o volume das exportações e a produtividade do trabalho da indústria de transformação do Brasil. Para tanto, foram utilizadas a análise de cointegração e a técnica dos vetores autorregressivos. Os resultados indicam que o crescimento das exportações influencia positivamente a produtividade, a menos que seja motivado por uma desvalorização cambial.

*Palavras-chave:* Comércio Internacional, Exportações, Produtividade, Indústria de Transformação, Vetores Autorregressivos

*Classificação JEL:* F10, O40, L60, C32

---

## **Abstract**

There is little consensus among the trade's contribution to productivity growth. The objective of this study is to examine the relation between the exports volume and labor productivity of Brazilian manufacturing industry. The research used co-integration analysis and a Vector Autoregressive type of model. The results indicated that exports affect positively productivity. In other hand, exports growth driven by devaluation reduces productivity.

## 1. Introdução

No começo da década de noventa, o Brasil passou por profundas mudanças, destacando-se a abertura ao comércio externo, o plano Real e as privatizações. A liberalização do comércio foi marcada pela redução das proteções ao produto nacional.

Até o final da década de 1980, as barreiras comerciais foram utilizadas como importante instrumento para garantir a estratégia de substituição de importações<sup>1</sup> no Brasil. Nesse período, acreditava-se que a industrialização nos países não desenvolvidos seria possível, apenas, com proteção à indústria nascente e superávits na balança comercial como forma de evitar a escassez de divisas. Assim, entre 1957 e 1988, a estrutura tarifária brasileira se caracterizou por elevadas tarifas, barreiras não tarifárias, e regimes de importações (Averbug 1999).

O resultado da política de substituição de importações foi uma reduzida penetração dos produtos estrangeiros e viés antiexportador (Bonelli e Pinheiro 2008). No final dos anos 1980, foi introduzida uma ampla reforma na política comercial brasileira que removeu a maior parte do sistema de proteção não tarifária, e reduziu gradativamente as tarifas para cerca de 1/4 do que prevalecia na década de 1980 (Arbache e Corseuil 2001).

Há estudos indicando que a abertura comercial apresentou resultados benéficos para a economia brasileira.<sup>2</sup> Dentre esses benefícios estão: a contribuição para estabilização dos preços, o aumento de salários, o crescimento das exportações, e ganhos em produtividade. Após a reforma comercial, as exportações cresceram em valor e quantidade, e também houve crescimento de seu preço médio durante todo o período entre 1991 a 2008. O crescimento do valor exportado foi mais acentuado entre 2003 e 2008, e menor entre 1995 a 1999<sup>3</sup> – período em que o câmbio esteve valorizado.

Existe um consenso de que o início da década de 1990 marca uma ruptura na tendência de queda da taxa de crescimento da produtividade no Brasil, e de que, embora alguns dos anos de proteção tenham sido marcados por altas taxas de crescimento, estas foram obtidas via acumulação de fatores, com baixa produtividade (Rossi Jr e Ferreira 1999).

A indústria de transformação do país também volta a apresentar elevado crescimento da produtividade a partir da década de 1990. Argumenta-se que

---

\* Recebido em março de 2011, aprovado em novembro de 2011. Prêmio CNI 2010.  
*E-mail addresses:* igormacielsilva@gmail.com, chaveslima@gmail.com, jocildo.bezerra@gmail.com

<sup>1</sup> Política que se baseava nos trabalhos de Prebisch (1950) e Singer (1950).

<sup>2</sup> Por exemplo: Bonelli et alii (1997), Bonelli e Fonseca (1998), Rossi Jr e Ferreira (1999) e Arbache e Corseuil (2001).

<sup>3</sup> De acordo com dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC).

o processo de abertura comercial foi benéfico, pois aumentou a capacidade de aquisição de melhores insumos e bens de capital, intensificou a competição interna e melhorou a capacidade de atender aos mercados externos.<sup>4</sup>

Apesar de ser possível identificar as mudanças positivas na economia brasileira após a abertura comercial, não existe um consenso em relação a todos os seus benefícios, ou, ainda, quanto à forma pela qual o comércio influencia a economia, a produtividade e o crescimento. De acordo com Bonelli e Pinheiro (2008), o foco da discordância se situa, especialmente, na causalidade entre a abertura e o crescimento.

A discussão sobre o impacto do comércio internacional na atividade econômica de uma região é antiga. Remonta a Adam Smith, e a sua teoria das “Vantagens Absolutas”. Observa-se, desde então, um avanço na teoria: o pensamento neoclássico supera a ideia da necessidade de fatores ociosos, avança para a tese da realocação dos fatores, e alcança o estágio mais avançado dos efeitos dinâmicos em que há mudanças nas funções de produção e, portanto, crescimento da produtividade (Bezerra e Lima 2005).

A teoria do crescimento liderado pelas exportações (*export-led growth*) compreende o papel do comércio internacional sob uma perspectiva de demanda. Segundo essa teoria, o aumento das exportações promove ganhos de economia de escala, e torna as firmas domésticas competitivas em nível internacional. Se os salários não são perfeitamente indexados à produtividade, o crescimento da produtividade aumenta a competitividade dos produtos através da redução dos preços, o que promove as exportações.

Este trabalho tem por objetivo examinar a relação entre o volume das exportações e a produtividade do trabalho da indústria de transformação do Brasil. Para tanto, foi utilizada a análise de séries temporais – análise de cointegração e modelos de vetores autorregressivos com correção de erro. Assim, pretende-se verificar se essa relação ocorre como explica a teoria do crescimento liderado pelas exportações.

O trabalho está estruturado em cinco partes, incluindo a presente introdução. A seguir, é feita uma revisão de estudos teóricos e empíricos sobre a teoria do crescimento liderado pelas exportações. Em seguida, apresentam-se a metodologia e os dados utilizados na análise. A quarta parte contém a análise dos resultados obtidos. Por fim, na última seção estão as conclusões do trabalho.

## 2. Exportações e Produtividade: Revisão Bibliográfica

Adam Smith, e a sua teoria das “Vantagens Absolutas”, afirmava que as trocas efetuadas entre duas nações permitiriam a ambas adquirir bens a um menor custo do que se elas mesmas os produzissem, sendo assim, os recursos da economia seriam melhor alocados se cada país se especializasse na produção daquilo em que

---

<sup>4</sup> Nesse sentido ver Bezerra e Lima (2007) e Bonelli e Pinheiro (2008).

tivesse maior competitividade, menor custo na produção. A divisão do trabalho, que resulta dessa especialização da produção e da expansão dos mercados, aumenta a produtividade através do emprego de recursos ociosos (Gonçalves et alii 1998).

Ricardo, posteriormente, postulou em sua teoria das “Vantagens Comparativas”, que o comércio entre as nações seria benéfico para ambas mesmo que uma delas não tivesse vantagem absoluta em qualquer bem, desde que cada uma se especializasse na produção do bem no qual tivesse trabalho mais produtivo. Assim, ainda seria possível às duas nações adquirir os bens a um menor custo, aumentando o bem-estar das duas economias. O ingresso no comércio internacional promoveria um crescimento da produtividade, pois os fatores de produção seriam deslocados para a atividade na qual a nação possui maior eficiência (Gonçalves et alii 1998).

Um pensamento semelhante aparece em Young (1928). De acordo com o autor, uma limitação no tamanho do mercado, seria responsável por uma limitação à divisão do trabalho, comprometendo a produtividade da economia. As teorias de Heckscher e Ohlin (tanto em sua forma H-O, quanto na H-O-S) e da base exportadora, de Douglas North, também chegaram a conclusões semelhantes, mostrando o efeito positivo da abertura comercial sobre a produtividade. Essas teorias, assim como as outras citadas acima, mostram apenas os efeitos estáticos do comércio internacional sobre a produtividade (Jayme Jr 2001).

Para Afonso (2001), a ‘Moderna Teoria do Crescimento Econômico’ mudou o modo de se entender os impactos do comércio internacional sobre o crescimento e a produtividade. Ainda de acordo com o autor, o modelo de Solow,<sup>5</sup> que melhor representa essa teoria, baseia-se na ideia de que o crescimento é dependente do nível de poupança e da acumulação de capital. O modelo considera, ainda, que há uma taxa exógena de progresso tecnológico que aumenta a produtividade dos fatores de produção, proporcionando crescimento. A partir de então, o impacto do comércio internacional sobre o nível e a taxa de crescimento da produtividade passou a ser relacionado à concepção de que o comércio facilita a difusão da tecnologia.

Nesse sentido, Akamatsu (1962), em sua teoria dos gansos voadores, destacou o papel do comércio internacional como canal de difusão da tecnologia entre os países. Um país ao importar de outra nação mais avançada absorve a tecnologia utilizada na produção desses bens, permitindo que esse país dinamize a sua própria produção, ou mesmo passe a produzir o que antes ele importava.

Yeaple (2004), por sua vez, apresenta um modelo no qual as firmas, apesar de nascerem iguais, devido às escolhas que devem fazer acabam se diferenciando umas das outras. Uma dessas diferenças apresentadas diz respeito ao fato de que, neste modelo, as firmas que decidem entrar no comércio internacional – exportar – são maiores, empregam tecnologias mais avançadas, remuneram melhor seus trabalhadores e são mais produtivas.

Segundo Bezerra e Lima (2005), é possível perceber uma evolução nos modelos que buscam identificar a relação entre o comércio e a produtividade. Para eles, o pensamento clássico supera a ideia de fatores ociosos, avança para a realocação

---

<sup>5</sup> Ver Solow (1957).

de fatores, e então para modelos dinâmicos, nos quais há mudanças na função de produção. Para estes autores, dois aspectos têm sido enfatizados recentemente com o objetivo de relacionar comércio internacional e produtividade, sendo eles: o esforço empresarial apresenta maiores retornos quando submetidos à concorrência externa; e a ampliação do mercado, quando o país se insere no comércio externo, proporciona retornos crescentes.

### 2.1. *Teoria do crescimento liderado pelas exportações*

Alguns modelos enfatizam a relação dinâmica entre o comércio internacional e a produtividade dos fatores em uma região. Essas formulações mostraram que o comércio não afeta apenas o nível de produtividade, mas também a sua taxa de crescimento, a exemplo dos trabalhos de Beckerman (1965) e Kaldor (1970). Estes autores foram pioneiros na fundamentação da hipótese do crescimento liderado pelas exportações – *'export-led growth'*.

Para Beckerman (1965), um estímulo nas exportações promove aumento da produtividade através de ganhos de economia de escala e competição de preços, dando início a um 'círculo virtuoso'. Nettet (2004) explica o modelo de Kaldor (1970) da seguinte forma: em economias pequenas, a demanda externa gera ganhos em economias de escala, aumentando a produtividade das firmas locais. Se os salários não são perfeitamente indexados à produtividade, o crescimento da produtividade aumenta a competitividade dos produtos através dos preços, o que promove as exportações.

Utilizando-se de uma função de produção neoclássica típica, Feder (1982) divide a economia em dois setores: um que produz bens para exportação, e outro que produz para o mercado interno, sendo o produto total da economia igual à soma dos produtos desses setores. A partir desse modelo o autor conclui que as exportações exercem uma forte influência no crescimento econômico via ganhos de economia de escala e incentivo ao progresso técnico. Além disso, a dimensão dessa influência dependerá do nível de abertura da economia.<sup>6</sup>

Com uma abordagem diferente, Melo e Robinson (1990) formularam dois modelos: o primeiro que liga apenas o crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) às externalidades provocadas pelas exportações; e o segundo que adiciona os efeitos das externalidades provocadas pelas importações. Em ambos os modelos, dentre os países em desenvolvimento, os que adotaram modelos de crescimento baseados nas exportações apresentaram maiores taxas de crescimento da PTF que os demais. Ainda, os autores verificam que os modelos possuem maior poder de explicação da realidade de países que obtiveram sucesso com estratégias de crescimento liderado pelas exportações, quando comparados aos modelos de crescimento neoclássico.

---

<sup>6</sup> Ver Thirwall (2000) para detalhes da álgebra do modelo de Feder.

De acordo com Thirwall (2000), uma contribuição dos modelos com base na teoria do *export-led growth* é explicar a continuidade das diferenças entre os níveis de renda *per capita* dos países, ao contrário dos modelos de crescimento ortodoxos que prevêem a convergência. Segundo o autor, isso ocorre porque, nesses modelos, uma economia tende a manter a competitividade que adquire com relação a um produto.

## 2.2. Trabalhos empíricos

Knust e Marin (1989) testaram a hipótese do *export-led growth*, utilizando como técnicas a causalidade Granger e modelos lineares com variáveis defasadas. Os autores encontraram evidências, apenas, de que a produtividade influencia as exportações, mas não o contrário, para o caso austríaco durante o período de 1966 a 1985.

Marín (1992) investigou as relações entre exportações, produtividade, termos de troca e crescimento mundial,<sup>7</sup> para quatro países industrializados: Alemanha, Reino Unido, Estados Unidos e Japão. O teste de cointegração de Engle e Granger (1987) indicou que a produtividade, as exportações e os termos de troca possuem uma tendência comum de longo prazo, exceto para o Reino Unido. Além disso, os testes de causalidade Granger sugerem que as exportações causam a produtividade em todos os países estudados. Assim, os resultados mostram que a hipótese *export-led growth* também é válida para países desenvolvidos.

Giles e William (2000) revisaram a literatura existente com relação à teoria do *export-led growth*. Foram reunidos mais de cento e cinquenta trabalhos, separados em três grupos: o primeiro para os trabalhos que utilizam a análise de coeficientes de correlação *cross-section*; o segundo utiliza regressões de mínimos quadrados para dados *cross-section*, e o terceiro grupo utiliza várias técnicas próprias para o tratamento de séries temporais. Através deste procedimento, chegou-se à conclusão que não há um consenso nos resultados encontrados nessas pesquisas, com alguns resultados comprovando a hipótese e outros não.<sup>8</sup> Concluiu-se também que é preciso ser atencioso na análise dos mesmos, principalmente no que se refere às falhas das técnicas empregadas.<sup>9</sup>

Balaguer e Cantavella-Jorda (2004) testaram a hipótese do *export-led growth* para a Espanha, no período de 1961 a 2000, por meio de testes de cointegração

---

<sup>7</sup> O autor considera os termos de troca e o crescimento do produto da OECD como forma de controlar o crescimento das exportações que resultam da competitividade dos preços e do crescimento da economia mundial. O autor também considera que os termos de troca também são capazes de identificar a possível relação entre a taxa de câmbio real e a produtividade, descrita no modelo desenvolvido por Baldwin e Krugman (1986).

<sup>8</sup> De acordo com Giles e William (2000), os trabalhos mais antigos que utilizaram dados em *emphcross-section* foram favoráveis à hipótese do *export-led growth*, enquanto houve maior rejeição dentre os trabalhos que utilizaram técnicas de séries temporais.

<sup>9</sup> Para as autoras, a associação positiva entre exportações e produtividade encontrada em estudos de *cross-section* não indica a ordem da causalidade. Já os problemas dos estudos de séries temporais residem na identificação dos modelos.

e causalidade Granger. Como principais resultados os autores verificam que a evolução das exportações tem um impacto sobre o crescimento da economia, assim como a mudança da composição das exportações, uma evidência da importância do processo de realocação dos recursos.

Konya (2000) testa a hipótese do *export-led growth* para 25 países da OECD, no período entre 1960 e 1998. O autor utiliza diferentes metodologias para testar a ordem de integração das variáveis, a cointegração e a causalidade de Granger. Como resultado, a hipótese não foi comprovada em sete das nações da OECD estudadas pelo autor.<sup>10</sup>

Martín e Herranz (2005) estudaram a relação entre exportações e crescimento econômico para as regiões da Espanha. Os autores estimaram modelos com base nas hipóteses de que as exportações promovem crescimento econômico ao estimularem inovações tecnológicas e geram ganhos de produtividade por meio de economias de escala. Os autores estimam três modelos: no primeiro as exportações são incluídas na função de produção, no segundo o crescimento é determinado pela demanda interna, e o terceiro é uma associação dos anteriores. Os autores concluem que as exportações promovem o crescimento regional, e, por isso, devem ser incentivadas nas regiões com menor produto *per capita*.

Awokuse (2007) examina o impacto do crescimento das exportações e importações no crescimento da Bulgária, República Tcheca e Polônia. Utilizando a metodologia dos vetores autorregressivos com correção de erro (VEC), os autores verificam existência de bicausalidade entre exportações e crescimento na Bulgária, e de causalidade das importações para o crescimento nos demais países.

Alguns estudos foram realizados para o caso brasileiro e sua indústria de transformação. Dentre eles, Sabóia e Carvalho (1997) estudaram a abertura comercial como uma das explicações para o crescimento da produtividade industrial observado a partir do início da década de 1990. Utilizando a análise das correlações entre as séries, as medidas de exportação apresentaram coeficientes de correlação positivos e significantes. Para os autores, a abertura da economia obrigou as empresas a racionalizar o processo produtivo para enfrentar um ambiente mais competitivo, e aqueles setores com maior crescimento da produtividade tenderam a apresentar resultados mais favoráveis em termos de exportações.

Utilizando metodologia de vetores autorregressivos, Oliveira et alii (2003) encontraram evidências de que a hipótese do *export-led growth* é parcialmente confirmada para o Brasil durante o período de 1976 a 2000, pois a demanda interna não estaria totalmente esgotada e as exportações desempenham um papel complementar. Além disso, os autores verificam que os efeitos da produtividade dos Estados Unidos sobre o produto e exportações do Brasil são significativos e duradouros.

Hidalgo e Mata (2009), analisaram as diferenças de produtividade entre firmas exportadoras e firmas não exportadoras no Brasil, utilizando o teste não paramétrico de Kolmogorov-Smirnov e dados de um grupo de empresas entre

<sup>10</sup> Holanda, Hungria, França, Grécia, Luxemburgo, Canadá e Japão.

1997 e 2003. Os resultados encontrados mostraram maiores níveis de produtividade para as firmas exportadoras do que para as firmas não exportadoras, principalmente entre firmas de pequeno porte. Quanto à explicação dessas diferenças, os resultados encontrados parecem dar suporte à hipótese de que o maior nível de produtividade das firmas exportadoras não é fruto de economias de escala, mas de processos de seleção das firmas na entrada e na saída do mercado de exportação. Ainda, os resultados encontrados não confirmam a existência de processos de aprendizado no mercado exportador brasileiro.

### 3. Metodologia

Uma parcela considerável dos trabalhos empíricos que tinham como objetivo estudar a relação entre a produtividade e o nível de abertura comercial, o fizeram por meio de análises do tipo *cross-section*. Segundo Giles e William (2000), muitos autores argumentam que esse tipo de análise apresenta alguns problemas, por exemplo, ao se basearem em sistemas de equações simultâneas, consideram que os comportamentos de nações com diferentes características são explicados pelos mesmos parâmetros. Por esses motivos, a análise por meio de séries temporais é mais recomendada se o objetivo é verificar a relação entre duas variáveis.

Dentre os principais avanços nesse tipo de análise destacam-se o teste de causalidade de Granger e os modelos de Vetores Autorregressivos (Giles e William 2000). Deste modo, justifica-se a escolha pela análise de séries temporais utilizada neste trabalho. Nesta seção, serão detalhadas as técnicas estatísticas que serão utilizadas, adiantando que as estimações e testes foram realizados com o uso do *software* RATS (*Regression Analysis of Time Series*), versão 7.0. A seguir, algumas informações sobre os dados.

#### 3.1. Os Dados

Os dados são de periodicidade trimestral, com início em 1992:1, e término em 2010:1 e compreendem as seguintes amostras: índice de produção industrial, da pesquisa PIM-PF/IBGE; índice das horas trabalhadas na indústria de transformação, da Confederação Nacional da Indústria (CNI); índice geral de preços – disponibilidade interna (IGP-DI), da FGV/Conj. Econômica; índice da quantidade de bens industriais exportados, da FUNCEX; índice de preços ao atacado (IPA) dos Estados Unidos, obtido do *Bureau of Labor Statistics* (BLS); e taxa de câmbio comercial média para compra, R\$ / US\$, obtida no Banco Central, BCB Boletim/ BP. Todos esses dados estão disponíveis no sistema IPEADATA.

A estimativa da produtividade do trabalho foi obtida através da divisão do índice de produção industrial da PIM-PF<sup>11</sup> pelo índice do número de horas trabalhadas

---

<sup>11</sup> Não existe uma série do valor adicionado da indústria de transformação, por isso foi utilizado um índice de quantidade produzida como *proxy*.

na produção calculado pela CNI, tal como Banco Central do Brasil (2009).

Segundo Netto e Curado (2005), a produtividade por hora é mais precisa que a produtividade por trabalhador, pois incorpora a jornada de trabalho. Argumentam esses autores, que a produção por trabalhador pode aumentar simplesmente por aquele estar trabalhando mais tempo, sem significar uma produção maior por hora.

As séries PIM-PF e exportações são compatíveis, pois ambas obedecem à classificação CNAE, versão 1.0.<sup>12</sup> Quanto aos dados da produção industrial, há uma mudança metodológica em 2002, porém, segundo o IBGE, todos os dados, desde 1991, foram reformulados<sup>13</sup> para manter a compatibilidade. Há questionamento quanto à representatividade da PIM-PF. Nesse sentido, vale lembrar que, segundo o IBGE, a cobertura de produtos da amostra da PIM-PF em termos do valor da transformação industrial (VTI), corresponde a apenas 61,8% para o território nacional.<sup>14</sup>

A taxa de câmbio R\$ / US\$, e a relação entre os índices de preços dos Estados Unidos (IPA) e do Brasil (IGP-DI) foram utilizados para calcular a taxa de câmbio real.

### 3.2. *Os modelos de vetores autorregressivos*

Um dos principais avanços da análise de séries temporais são os modelos de Vetores Autorregressivos (VAR). O VAR consiste em um sistema de equações, em que cada uma das variáveis que compõem o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, mais o termo de erro. As equações de um modelo VAR podem conter também tendências determinísticas e variáveis exógenas. A partir de algumas operações matemáticas o modelo VAR pode ser transformado de modo que, nas equações, os valores do presente deixam de constar como variáveis explicativas.<sup>15</sup> Esta é a forma conhecida como VAR reduzido (Enders 2004).

A partir de um modelo de vetores autorregressivos, são estimadas a função Impulso-Resposta e a Decomposição da Variância. Utilizando a função de impulso-resposta, é possível perceber como uma variação ocorrida em uma das variáveis do sistema repercute nas demais em um determinado horizonte de

<sup>12</sup> De acordo com FUNCEXDATA – TUTORIAL, disponível em: [www.funcexdata.com.br/br/manualdousuario.pdf](http://www.funcexdata.com.br/br/manualdousuario.pdf), as estatísticas de exportação por fator agregado são provenientes da Secex/MDIC. As estatísticas de comércio exterior da Secex/MDIC são produzidas com base na Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM). De acordo com Comissão Nacional de Classificações (CONCLA), a lista de produtos da indústria (PRODLIST-Indústria) está referenciada à NCM, e os códigos organizam-se por associação às classes da CNAE (<http://www.ibge.gov.br/concla/prodlistindustria/prodlistindustria.php?sl=1>).

<sup>13</sup> Vide <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/default.shtm>.

<sup>14</sup> Vide IBGE (2004).

<sup>15</sup> Segundo Enders (2004), essa transformação é necessária, pois não é possível estimar o modelo em sua forma primitiva. A razão é que os valores presentes das variáveis do sistema são correlacionados com os termos de erro das equações. Assim, para encontrar o VAR primitivo, é preciso estimar a forma reduzida.

tempo.<sup>16</sup> A decomposição da variância, por sua vez, revela a proporção da variância do erro de previsão para uma das variáveis que se deve a ela mesma, e às demais (Enders 2004).

Ainda com relação ao modelo VAR, se mais de uma das séries que se pretende incorporar ao sistema não forem estacionárias e de mesma ordem de integração, então é provável que haja uma relação de cointegração entre elas, ou seja, apresentam uma tendência de longo prazo comum (Enders 2004). Existindo essa relação, que é confirmada a partir de um teste de cointegração, o modelo VAR não é o método mais indicado para a análise das séries, pois seus resultados seriam estatisticamente inconsistentes. Nesses casos, deve-se usar o método dos Vetores com Correção de Erro (VEC) (Johnston e Dinardo 2001).

Um modelo VEC é semelhante a um VAR, porém em todas as equações do primeiro está contido um vetor de correção de erro, que, como sugere o nome, tem como objetivo corrigir as relações de cointegração (Johnston e Dinardo 2001). Segundo Enders (2004), um modelo VEC com apenas um vetor de cointegração pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta x_{t-i} + \beta a' x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $x$  é o vetor das variáveis,  $a' x_{t-1}$  é o vetor de cointegração e  $k$  é o número de defasagens.

### 3.3. Testes de hipótese sobre as características das séries

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) é uma metodologia utilizada para determinar se as séries são estacionárias. Assumindo que os erros são independentes e a variância é constante, testa-se a hipótese de que o parâmetro  $\gamma$  é igual à zero nas três formulações a seguir:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

a distribuição do teste é  $\tau$  (tau) e a série será estacionária se a hipótese nula pode ser rejeitada.

Uma série estacionária que apresenta quebra estrutural envia o resultado do teste ADF, que tende a acusar a presença de uma raiz unitária. Para evitar esse

<sup>16</sup> Para identificar o efeito de um choque de uma das variáveis do sistema em outras no tempo presente, é preciso recuperar a formulação primitiva do VAR. No entanto, como o número de coeficientes do VAR reduzido é inferior, não é possível determinar todos os coeficientes do VAR primitivo, alguns deles devem ser restringidos a zero. Neste estudo, utiliza-se Decomposição de Choleski, assim, na matriz dos coeficientes presentes, restringe-se a zero todo coeficiente abaixo da diagonal principal (Enders 2004).

problema, utiliza-se a metodologia desenvolvida por Phillips e Perron (1988), o teste de Phillips-Perron. Esse procedimento envolve três hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 = 0 & \quad H_0 : \mu_2 = 0 & \quad H_0 : a_1 = 1 \\ H_1 : \mu_1 \neq 0 & \quad H_1 : \mu_2 \neq 0 & \quad H_1 : a_1 < 1 \end{aligned}$$

para a equação:

$$\Delta y_t = a_0 + \mu_1 D_1 + \mu_2 D_p + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

os testes seguem a distribuição  $t$ , e as hipóteses nulas indicam que não há quebra estrutural (nível ou pulso) e que a série possui raiz unitária.

É possível que uma série se torne estacionária apenas se for diferenciada de forma sazonal, nesse caso diz-se que a série possui raiz unitária sazonal. Para identificar essa possibilidade em séries de dados trimestrais utiliza-se o procedimento desenvolvido por Hylleberg et alii (1990), o teste HEGY. A partir da equação, a seguir:

$$(1 - L^4) y_t = \gamma_1 y_{1t-1} - \gamma_2 y_{2t-1} + \gamma_3 y_{3t-1} - \gamma_6 y_{3t-2} + \varepsilon_t \quad (6)$$

onde

$$y_{1t-1} = (1 + L + L^2 + L^3) y_{t-1} \quad (7)$$

$$y_{2t-1} = (1 - L + L^2 - L^3) y_{t-1} \quad (8)$$

$$y_{3t-1} = (1 - L^2) y_{t-1} \quad (9)$$

se a hipótese de  $y_t = 0$  não é rejeitada, seguindo distribuição  $t$ , então podemos concluir que há uma raiz unitária não-sazonal. Caso a hipótese nula para  $y_2 = 0$  não seja rejeitada, indica a presença de uma raiz unitária com frequência semianual. E, a hipótese nula para  $y_5 = y_6 = 0$ , com base na distribuição  $F$ , sugere a presença de uma raiz unitária sazonal. As hipóteses não são mutuamente excludentes, ou seja, a presença de uma raiz unitária sazonal não exclui a possibilidade da presença de outra raiz unitária não sazonal (Enders 2004).

### 3.4. Análise de cointegração

Como foi dito anteriormente, caso duas ou mais variáveis sejam integradas de mesma ordem, em outras palavras, precisem do mesmo número de diferenciações para que se tornem estacionárias, então pode existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária, quando isso ocorre se diz que as variáveis são cointegradas.<sup>17</sup>

<sup>17</sup> Segundo Enders (2004), considera-se equilíbrio de longo prazo entre as  $n$  variáveis do vetor  $X$  quando:  $\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$ . O desvio do equilíbrio de longo prazo,  $e_t$ , é dado por:  $e_t = \beta X_t$ . Se o equilíbrio existe, o processo de  $e_t$  deve ser estacionário, e o vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração.

Para testar a possibilidade de cointegração entre variáveis de mesma ordem de integração foi utilizado o teste de máxima verossimilhança desenvolvido por Johansen (1988). O teste pode ser visto como uma generalização do teste Dickey-Fuller para o ambiente multivariado (Enders 2004). Seja a equação:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

então

$$\Delta x_t = (A_1 - I) x_{t-1} + \varepsilon_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde  $x_t$  e  $\varepsilon_t$  são vetores  $n \times 1$ ,  $I$  é uma matriz identidade  $n \times n$ ,  $A_1$  e  $\pi$  são matrizes  $n \times n$ . De modo análogo ao teste Dickey-Fuller, se o posto de  $\pi$  for igual à zero, então toda a sequência em  $x_t$  possui raiz unitária, as variáveis não são cointegradas. Mas, se o posto de  $\pi$  for  $n \geq 1$ , e as raízes características (autovalores) dessa matriz forem maiores que a unidade, então os resíduos da combinação linear são estacionários, e as variáveis são cointegradas.

O teste consiste em verificar a significância das raízes características da matriz  $\pi$ , o número de vetores de cointegração é igual ao número de autovalores significantes. Para tanto, calcula-se a estatística de traço:

$$\lambda_{traco}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

onde  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados dos autovalores da matriz  $\pi$ , e  $T$  é o número de observações utilizáveis. A partir da estatística de traço, testa-se a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração independentes é menor ou igual a  $r$ . Os valores críticos para o teste foram obtidos por Johansen (1988) a partir do procedimento Monte Carlo (Enders 2004).

Note-se que os testes de cointegração dependem do número de defasagens do modelo, por isso, são realizados considerando modelos com diferentes defasagens. Neste trabalho, apresenta-se apenas o modelo que não apresentou resíduos autocorrelacionados, que foi o de quatro defasagens, conforme demonstraram os testes de Ljung-Box e dos Multiplicadores de Lagrange.<sup>18</sup>

Uma vez constatado que duas ou mais variáveis são cointegradas, é importante identificar se alguma delas pode ser considerada fracamente exógena com relação ao vetor de cointegração. Isso ocorre se o parâmetro que representa sua velocidade de ajustamento a desequilíbrios temporários na relação de longo prazo não for estatisticamente diferente de zero. Para testar essa hipótese, utiliza-se a estatística de razão de máxima verossimilhança.

Também é válido verificar se a relação de cointegração é estável ao longo de toda a amostra. Para tanto, será utilizado o procedimento recursivo do  $\beta$  conhecido. A hipótese nula do teste afirma que valores estimados para  $\beta$  com a amostra completa, denominados  $\beta_0$ , estão contidos no espaço gerado por  $\hat{\beta}^{(n)}$  – a estimação

<sup>18</sup> Ver Hansen e Juselius (1995) para maiores detalhes a respeito dos testes estatísticos para autocorrelação dos resíduos, exogeneidade fraca e  $\beta$  conhecido.

do vetor  $\beta$  considerando a  $n$ -ésima amostra. O procedimento é recursivo, pois os parâmetros são reestimados a partir de amostras menores, que se iniciam no menor período necessário para que possam ser estimados, sendo acrescentados em seguida os demais períodos progressivamente. Esse processo é realizado de duas formas, reestimando todos os parâmetros do modelo (*X-form*), e reestimando apenas os parâmetros do vetor de cointegração (*R1-form*).

#### 4. Análise dos Resultados

A teoria do *export-led growth* afirma que o comércio internacional promove aumento da produtividade através de ganhos de escala. Por sua vez, uma maior produtividade aumenta a competitividade dos produtos no mercado internacional, o que geraria um ciclo virtuoso de crescimento.

No entanto, o comportamento das exportações também é influenciado pela taxa de câmbio real. Com o câmbio depreciado, espera-se que as exportações brasileiras se tornem mais competitivas, pois estão mais baratas no mercado internacional. Segundo Ribeiro e Pourchet (2004), a desvalorização cambial em 1999 foi determinante para o crescimento das exportações brasileiras no período.

Como forma de analisar a influência do volume de exportações sobre a produtividade, estimou-se um modelo VAR com as seguintes variáveis: a produtividade do trabalho (PRODHT), medida como a relação entre a produção física industrial e as horas de trabalho pagas na produção, a quantidade de bens manufaturados exportados (QXM) e taxa de câmbio real (TXCR).

O primeiro procedimento realizado foi identificar as características das séries, em especial a ordem de integração das mesmas. Após a realização do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), concluiu-se que todas as séries possuem raiz unitária. Em seguida, realizou-se o teste para as séries em primeira diferença, os resultados indicaram que todas são estacionárias, ou seja, todas são integradas de primeira ordem.<sup>19</sup> O teste de Phillips-Perron também foi realizado, e assim como para o teste ADF, os resultados indicaram que todas as séries são não estacionárias em nível, ademais não possuem quebra estrutural.<sup>20</sup>

Por fim, foi realizado o teste HEGY, que identifica se uma série de periodicidade trimestral possui raiz unitária sazonal. Segundo os resultados deste teste, a hipótese de raiz unitária sazonal deve ser rejeitada apenas para a série TXCR.<sup>21</sup> Como as séries das variáveis PRODHT e QXM possuem raiz unitária sazonal, os modelos contam com variáveis do tipo *dummy* que marcam os trimestres como forma de lidar com a sazonalidade – *dummies* sazonais.

Todas as séries são não estacionárias de mesma ordem de integração, de modo que é possível existir entre elas uma tendência comum de longo prazo, em outras

<sup>19</sup> O número de defasagens do teste ADF foi determinado a partir do critério dos Multiplicadores de Lagrange. Os resultados do teste se encontram no Apêndice.

<sup>20</sup> Os resultados do teste se encontram no Apêndice.

<sup>21</sup> Os resultados do teste se encontram no Apêndice.

palavras, há possibilidade de cointegração. Assim, testou-se essa hipótese através do procedimento de Johansen. Se essa hipótese não for rejeitada, então o modelo VAR deve incorporar o vetor de cointegração estimado – caracterizando um modelo VEC.

#### 4.1. Modelo VEC

Os resultados do procedimento de Johansen indicam que as variáveis PRODHT, QXM e TXCR são integradas de primeira ordem<sup>22</sup> – apenas um vetor – para um modelo com quatro defasagens e *dummies* sazonais (Tabela 1).

O vetor de cointegração estimado e o teste de exogeneidade fraca são apresentados na tabela 2. A análise da estatística *t*-student permite concluir que todos os coeficientes do vetor são significativos. O vetor foi normalizado pelo coeficiente de QXM, o qual se torna igual à unidade.

Tabela 1

Teste de Johansen para cointegração

Hipótese nula	Autovalor	Estatística de traço	Valor crítico(5% n.s.)	P-valor
$r \leq 0$	0,319	49,542	42,770	0,008
$r \leq 1$	0,179	21,124	25,731	0,177
$r \leq 2$	0,024	6,047	12,448	0,426

Fonte: Elaboração própria.

O teste de exogeneidade indica que, considerando um nível de significância de 10%, somente TXCR é fracamente exógena. Sendo assim, a taxa de câmbio não é responsável por fazer com que a relação de equilíbrio de longo prazo seja recuperada depois de choques temporários.

Contatou-se, ainda, que os resíduos do modelo com *dummies* sazonais e quatro defasagens não são autocorrelacionados (Tabela 3), e o teste  $\beta$  conhecido indicou a estabilidade dos parâmetros do vetor de cointegração.<sup>23</sup>

O resultado da decomposição da variância (Tabela 4) mostra que a produtividade está fortemente ligada às exportações e à taxa de câmbio. A variância do erro de PRODHT chega a ser explicada em 16% por QXM para previsões de cinco períodos à frente, e em 74% por TXCR para um período de 24 períodos à frente.

A decomposição da variância das exportações (QXM) mostra que essa variável está relacionada às demais, especialmente à taxa de câmbio real. A variância do erro de previsão de QXM é explicada em até 38% por TXCR para previsão de 24 períodos à frente, e em 14% por PRODHT.

<sup>22</sup> Assim como foi encontrado em Marín (1992) para Alemanha, Estados Unidos e Japão, utilizando os termos de troca. O autor desenvolve um modelo VAR considerando os termos de troca como uma variável endógena, o mesmo será feito nesse trabalho com relação à taxa de câmbio real.

<sup>23</sup> Os resultados do teste Beta conhecido encontram-se no Apêndice.

Tabela 2

Vetor de cointegração e teste de exogeneidade fraca

Vetor de cointegração				
	PRODHT	QXM	TXCR	Tendência
Coefficiente	2,192	1	165,724	-2,641
( <i>t</i> -student)	(2,851)	-	(5,013)	(-2,582)
Teste de exogeneidade fraca				
Estatística do teste	3,513	12,500	0,052	
<i>P</i> -valor	0,061	0,000	0,820	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3

Testes de autocorrelação dos resíduos

Teste	Graus de liberdade da distribuição $\chi^2$	Estatística	Significância
Ljung-Box (15)	123	120,966	[0,535]
LM(1)	9	5,825	[0,757]
LM(2)	9	10,810	[0,289]

Fonte: Elaboração própria.

A decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio real revela que essa variável está relacionada apenas com as exportações. A variância do erro de TXCR é explicada em quase 15% por QXM, e praticamente não é explicada por PRODHT para previsão de 24 períodos à frente.

Tabela 4

Decomposição da variância do erro de previsão

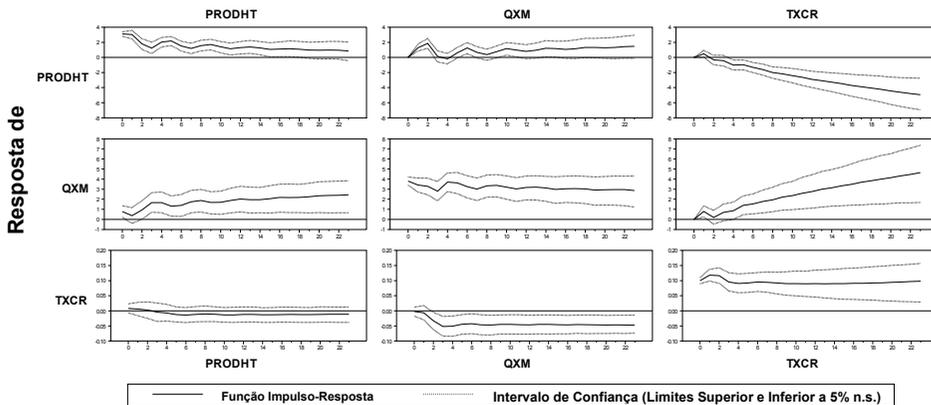
Período	PRODHT			QXM			TXCR		
	PRODHT	QXM	TXCR	PRODHT	QXM	TXCR	PRODHT	QXM	TXCR
1	100	0	0	3,745	96,246	0	0,71	0,004	99,286
5	78,966	16,097	4,396	10,07	87,029	2,901	0,299	9,328	90,372
10	61,22	12,528	26,253	12,295	74, 943	12,726	0,661	12,054	87, 284
15	39,174	10,009	50,817	13,515	63,089	23,395	0,901	13,379	85,72
20	25,072	8,099	66,829	14,138	53,923	32,569	1,143	14,361	84,947
24	18,248	7,103	74,648	14,331	47,12	38,549	1,337	14,991	83,672

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados das funções de Impulso-Resposta foram organizados na Figura 1. Para um choque na produtividade, observa-se um aumento instantâneo em QXM. Uma maior produtividade aumenta a competitividade do produto nacional no exterior, aumentando as exportações. Um choque positivo nas exportações aumenta a produtividade e valoriza o câmbio – redução em TXCR – a partir do primeiro período posterior ao choque. Assim, encontra-se uma evidência de que a teoria do *export-led growth* é, pelo menos parcialmente, comprovada para a indústria de transformação do Brasil.

Um choque positivo em TXCR provoca variação positiva em QXM, mas reduz PRODHT. Dessa forma, o efeito negativo da desvalorização do câmbio sobre a produtividade, apesar do maior volume das exportações, revela que outros fatores também relacionados ao câmbio possuem maior influência sobre seu comportamento.<sup>24</sup>

Fig. 1. Funções impulso-resposta  
Choque em



Fonte: Elaboração própria.

## 5. Conclusões

O início da década de 1990 marcou um período de mudanças na economia brasileira, incluindo a abertura comercial, a introdução do plano Real, e as privatizações. De acordo com alguns autores, esses fatores promoveram a retomada do crescimento da produtividade na economia.

<sup>24</sup> Bonelli e Pinheiro (2008) relacionam o crescimento da produtividade dos setores da indústria ao aumento das importações. Segundo os autores, os ganhos de produtividade se devem ao aumento da concorrência de produtos estrangeiros, importação de insumos mais eficientes e novas máquinas e equipamentos. Assim, o fato de uma desvalorização cambial aumentar o custo de aquisição de produtos estrangeiros possivelmente explica a redução da produtividade.

Desde Adam Smith e a teoria das “Vantagens Absolutas”, discute-se o impacto do comércio internacional na atividade econômica. Esse debate tem evoluído, passando dos modelos que consideravam apenas os efeitos da abertura comercial sobre o nível da atividade econômica, para aqueles que também estudam seus efeitos sobre o crescimento. Os modelos mais recentes consideram a existência de uma relação dinâmica entre comércio e produtividade.

Dentre essas abordagens, a teoria do *export-led growth* enfatiza a relação entre comércio externo e o crescimento econômico sob a perspectiva da demanda, ou seja, o aumento das exportações promove ganhos de economia de escala, maximização do emprego, e maior competitividade. Esses fatores contribuem para o aumento da produtividade e do nível de renda.

Considerando essas evidências, este estudo teve por objetivo examinar a relação entre o volume das exportações e a produtividade do trabalho na indústria de transformação do Brasil. Para identificar a existência dessa relação, foi utilizada a técnica dos vetores autorregressivos. O modelo foi estimado com as variáveis: produtividade do trabalho, medida como a relação entre a produção física industrial e as horas de trabalho pagas na produção, índice da quantidade de bens manufaturados exportados e taxa de câmbio real.

Na análise do modelo empírico, foi identificada uma relação bidirecional e positiva entre produtividade e exportações, assim como nos trabalhos de Saboia e Carvalho (1997), Oliveira et alii (2003) e Hidalgo e Mata (2009). No entanto, o modelo indicou que o crescimento das exportações, quando se deve a uma desvalorização cambial, reduz a produtividade. Assim, a hipótese do *export-led growth* foi, pelo menos parcialmente, comprovada para a indústria de transformação brasileira.

Ainda, de acordo com os resultados da decomposição da variância, a produtividade desse setor parece estar mais relacionada a mudanças em outras variáveis influenciadas pelo câmbio. A determinação e compreensão dessas outras variáveis deve ser o objeto de estudo de próximos trabalhos.

Esse resultado é, também, consonante com os trabalhos Saboia e Carvalho (1997) e Hidalgo e Mata (2009). Esses autores encontraram indícios apenas de que o crescimento na produtividade promove as exportações.

A análise desenvolvida nesse trabalho fornece aos formuladores de políticas econômicas informações importantes. Por exemplo, os resultados sugerem que uma política de incentivo às exportações seria benéfica em termos de ganhos de produtividade para a indústria brasileira, no entanto, não é indicado que isso seja feito através de desvalorizações cambiais.

Os resultados devem ser analisados com cuidado, devido a algumas limitações da análise desenvolvida. Nesse sentido, A utilização de dados agregados não permite concluir que os resultados encontrados para a economia sejam aplicados a cada firma e mercados que a compõem. Outra limitação se deve a utilização de uma medida parcial da produtividade, a produtividade do trabalho, que não observa todos os fatores de forma conjunta. Por fim, o procedimento de cálculo índice de produção industrial é criticado por alguns autores com relação a sua metodologia e representatividade.

## Referências bibliográficas

- Afonso, O. (2001). The impact of international trade on economic growth. *Investigação – Trabalhos em Curso*, 106.
- Akamatsu, K. (1962). A historical pattern of economic growth in developing countries. *Journal of Developing Economies*, 1:3–25.
- Arbache, J. S. & Corseuil, C. H. (2001). Liberalização comercial e estruturas de emprego e salário. Texto para Discussão 801, IPEA, Brasília.
- Averbug, A. (1999). Abertura e integração comercial brasileira na década de 90. In Giambiagi, F. & Moreira, M. M., editors, *A Economia Brasileira nos Anos 90*. BNDES.
- Awokuse, T. O. (2007). Causality between exports, imports and economic growth: Evidence from transition economies. *Economics Letters*, 94:389–395.
- Balaguer, J. & Cantavella-Jorda, M. (2004). Structural change in exports and economic growth: Cointegration and causality analysis for Spain (1961-2000). *Applied Economics*, 36:473–477.
- Baldwin, R. E. & Krugman, P. (1986). Openness and growth: What's the empirical relationship? Working Papers 1936, NBER.
- Banco Central do Brasil (2009). Boletim do Banco Central do Brasil. Banco Central do Brasil, vol. 45, n° 3, março, Brasília.
- Beckerman, W. (1965). Demand, exports and growth. In Beckerman & Associates, editors, *The British Economy in 1975*, pages 44–72. The National Institute of Economic and Social Research.
- Bezerra, J. & Lima, R. (2005). Efeitos do Comércio Internacional sobre a Produtividade: A Evidência Empírica para o Nordeste Brasileiro Utilizando Vetores Autorregressivos (VAR). In *X Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. Anais do X Encontro Regional de Economia, Fórum BNB de Desenvolvimento.
- Bezerra, J. & Lima, R. (2007). A liberalização do comércio internacional e a produtividade da indústria: A evidência empírica para o nordeste brasileiro utilizando vetores de correção de erro (vec). In *XII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. Anais do XII Encontro Regional de Economia. Fortaleza: BNB.
- Bonelli, R. & Fonseca, R. (1998). Ganhos de Produtividade e de Eficiência: Novos Resultados para a Economia Brasileira. Texto para Discussão 557, IPEA, Brasília.
- Bonelli, R. & Pinheiro, A. C. (2008). Abertura e Crescimento Econômico no Brasil. In Giambiagi, F. & Barros, O., editors, *Brasil Globalizado*. Elsevier, Rio de Janeiro.
- Bonelli, R., Veiga, P. M., & Brito, A. F. (1997). As Políticas Industrial e de Comércio Exterior no Brasil: Rumos e indefinições. Texto para Discussão 527, IPEA, Rio de Janeiro.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 2:251–276.
- Feder, G. (1982). On export and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12:59–73.
- Giles, J. A. & William, C. L. (2000). Export-led growth: A survey of the empirical literature and some noncausality results. *Econometrics Working Paper 9901*, University of Victoria.
- Gonçalves, R., Baumann, R., Canuto, O., & Prado, L. C. D. (1998). *A Nova Economia Internacional: Uma Perspectiva Brasileira*. Campus, Rio de Janeiro.

- Hansen, H. & Juselius, K. (1995). *Cats in Rats – Cointegration Analysis of Time Series*. Estima, USA.
- Hidalgo, A. B. & Mata, D. (2009). Produtividade e desempenho exportador das firmas na indústria de transformação brasileira. *Revista de Estudos Econômicos*, 39:709–735.
- Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C., & Yoo, B. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44:215–38.
- IBGE (2004). Indicadores Conjunturais da Indústria. Série Relatórios Metodológicos, Vol. 31, Rio de Janeiro, ed. IBGE.
- Jayme Jr, R. G. (2001). Comércio internacional e crescimento econômico: O comércio afeta o desenvolvimento? *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, 15:69–73.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–54.
- Johnston, J. & Dinardo, J. (2001). *Métodos Econométricos*. Amadora, McGraw-Hill, Portugal, 4a. edition.
- Kaldor, N. (1970). The case for regional policies. *Scottish Journal of Political Economy*, 17:337–348.
- Knust, R. M. & Marin, D. (1989). On exports and productivity: A causal analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 71:699–703.
- Konya, L. (2000). Export-led growth or growth-driven export? New evidence from Granger causality analysis on OECD countries. Working Paper 15, Central European University, Department of Economics.
- Marín, D. (1992). Is the export led growth hypothesis valid for industrialized countries? *The Review of Economics and Statistics*, 71:699–703.
- Martín, M. A. G. & Herranz, A. A. (2005). Regional exports and economic growth: The case of Spanish regions. *International Advances in Economic Research*, 12:81–89.
- Melo, J. & Robinson, S. (1990). Productivity and externalities: Models of export-led growth. Working Paper 387, NBER.
- Nesset, E. (2004). Exports and productivity in a small open economy: A causal analysis of aggregate Norwegian data. *Journal of Policy Modeling*, 26:145–150.
- Netto, C. R. S. & Curado, M. L. (2005). Produtividade do trabalho, salários reais e desemprego na indústria de transformação na década de 90: Teoria e evidência. *Revista de Economia Contemporânea*, 9:485–508.
- Oliveira, J. H. P., Jayme Jr, F. G., & Lemos, M. B. (2003). Increasing returns to scale and international diffusion of technology: An empirical study for Brazil (1976-2000). Texto para Discussão 211, UFMG/Cedeplar.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335–46.
- Prebisch, R. (1950). The economic development of Latin America and its principal problem. *The Economic Bulletin for Latin America*, 7:1–51.
- Ribeiro, F. & Pourchet, H. (2004). Participação das exportações e importações na economia brasileira – Novas estimativas para os coeficientes de orientação externa da indústria. *Revista Brasileira de Comércio Exterior (RBCE)*, 81:76–85.
- Rossi Jr, J. L. & Ferreira, P. C. (1999). Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. Texto para Discussão 651, IPEA, Brasília.
- Saboia, J. & Carvalho, P. G. M. (1997). Produtividade na indústria brasileira: Questões metodológicas e análise empírica. Texto para Discussão 504, IPEA, Brasília.
- Singer, H. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries.

*American Economic Review*, 40:473–485.

Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, 39:312–320.

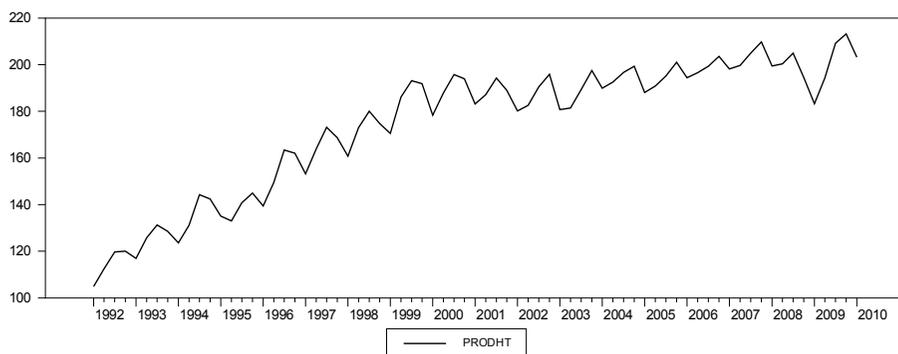
Thirwall, A. P. (2000). Trade, trade liberalisation and economic growth: Theory and evidence. Economic Research Papers 63, African Development Bank.

Yeaple, S. R. (2004). A simple model of firm heterogeneity, international trade and wages. *Journal of International Economics*, 65:1–20.

Young, A. (1928). Increasing returns and economic progress. *Economic Journal*, 38:527–542.

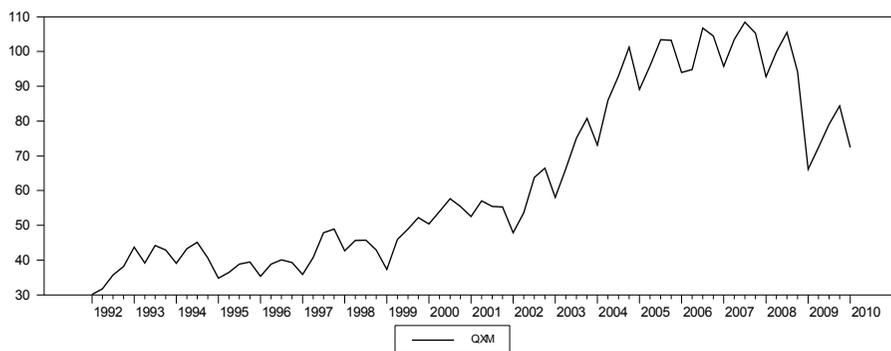
## Apêndice

Fig. 2. Série PRODHT



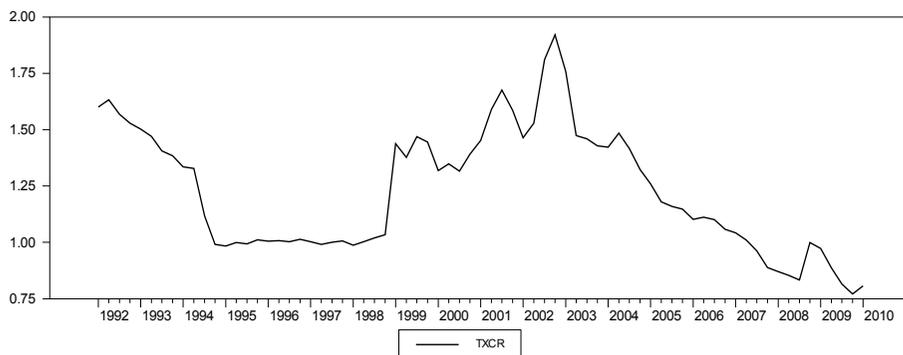
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PIMES (IBGE) e CNI.

Fig. 3. Série QXM



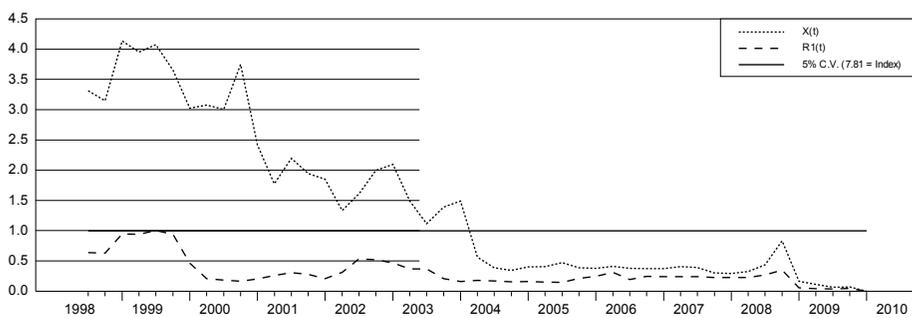
Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FUNCEX.

Fig. 4. Série TXCR



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central, FGV e IPEADATA.

Fig. 5. Teste Beta Conhecido



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5  
Teste ADF

	Nº de		Calculado	Tabelado
	Defasagens	Teste		
PRODHT	4	Regressão com Constante e Tendência	-2,16636	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-1,78400	-2,86
		Regressão sem Constante e sem Tendência	1,55555	-1,95
QXM	4	Regressão com Constante e Tendência	-2,99611	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-1,13254	-2,86
		Regressão sem Constante e sem Tendência	0,04080	-1,95
TXCR	0	Regressão com Constante e Tendência	-1,43594	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-1,35352	-2,86
		Regressão sem Constante e sem Tendência	-1,27600	-1,95
$\Delta$ PRODHT	3	Regressão com Constante e Tendência	-3,04550	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-3,00411	-2,86
		Regressão sem Constante e sem Tendência	-	-
$\Delta$ QXM	3	Regressão com Constante e Tendência	-2,68378	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-2,74820	-2,86
		Regressão sem Constante e sem Tendência	-2,73062	-1,95
$\Delta$ TXCR	0	Regressão com Constante e Tendência	-6,72643	-3,41
		Regressão com Constante e sem Tendência	-	-
		Regressão sem Constante e sem Tendência	-	-

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6  
Teste de Phillips-Perron

	Estatística de Teste			Valor Crítico de (5% nível de significância)
	Raiz Unitária	Quebra Estrutural de Pulso (DU)	Quebra Estrutural de Nível (DTb)	
PRODHT	-4,55528	4,26754	-1,08811	-5,59
QXM	-3,17933	-0,50485	1,27130	-5,59
TXCR	-3,69267	4,18693	-1,92939	-5,59

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 7  
Teste HEGY

	Raiz Unitária Não Sazonal		Raiz Unitária Sazonal		
	Calculado	Tabelado	Calculado	Tabelado	
PRODHT	Regressão com Constante	-2,765	-2,88	0,648	3,08
	Regressão com Constante e Dummy Sazonal	-2,618	-2,95	4,588	6,57
	Regressão com Constante, Dummy Sazonal e Tendência	-1,570	-3,53	4,527	6,6
QXM	Regressão com Constante	-0,680	-2,88	0,186	3,08
	Regressão com Constante e Dummy Sazonal	-0,917	-2,95	3,476	6,57
	Regressão com Constante, Dummy Sazonal e Tendência	-2,124	-3,53	3,491	6,6
TXCR	Regressão com Constante	-1,670	-2,88	10,026	3,08
	Regressão com Constante e Dummy Sazonal	-1,632	-2,95	9,526	6,57
	Regressão com Constante, Dummy Sazonal e Tendência	-1,678	-3,53	9,359	6,6

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 8

## Modelo PRODHT, QXM e TXCR

Equação 1 – Variável Dependente: PRODHT				
Variáveis explicativas	Coefficientes	Desvio padrão	t-student	P-valor
D_PRODHT(1)	-0,12726	0,136003	-0,93571	0,354107
D_PRODHT(2)	-0,31531	0,111874	-2,8184	0,00699
D_PRODHT(3)	-0,14112	0,117615	-1,19985	0,236087
D_QXM(1)	0,341582	0,112593	3,03378	0,003891
D_QXM(2)	0,266176	0,122463	2,17352	0,034706
D_QXM(3)	-0,21284	0,127347	-1,67138	0,101155
D_TXCR(1)	4,797883	4,233008	1,13345	0,262657
D_TXCR(2)	-4,91647	4,573426	-1,07501	0,287745
D_TXCR(3)	8,425304	4,531989	1,85907	0,069153
Constant	16,02638	5,994964	2,67331	0,010233
DUMMY2	13,84919	1,839897	7,52715	0
DUMMY3	9,85909	2,436408	4,04657	0,000188
DUMMY4	2,998047	2,266105	1,323	0,192105
EC1{1}	-0,03728	0,01039	-3,58822	0,000779
Equação 2 – Variável Dependente: QXM				
D_PRODHT(1)	-0,12822	0,173232	-0,74015	0,462816
D_PRODHT(2)	0,13226	0,142498	0,92816	0,357971
D_PRODHT(3)	0,172578	0,14981	1,15198	0,255035
D_QXM(1)	-0,09843	0,143414	-0,68635	0,495795
D_QXM(2)	-0,04428	0,155986	-0,28387	0,777728
D_QXM(3)	-0,14837	0,162206	-0,91469	0,364924
D_TXCR(1)	7,946691	5,391729	1,47387	0,147046
D_TXCR(2)	-10,095	5,825332	-1,73295	0,089526
D_TXCR(3)	-0,3297	5,772552	-0,05712	0,954691
Constant	-20,8537	7,635994	-2,73098	0,008807
DUMMY2	9,415211	2,34354	4,01752	0,000206
DUMMY3	14,38907	3,103338	4,63664	0,000027
DUMMY4	8,772795	2,886417	3,03934	0,003831
EC1{1}	0,024703	0,013234	1,86668	0,068061
Equação 3 – Variável Dependente: TXCR				
D_PRODHT(1)	-0,00084	0,00453302	-0,18569	0,853468
D_PRODHT(2)	0,000563	0,00372879	0,15103	0,880585
D_PRODHT(3)	-0,00159	0,00392013	-0,40553	0,686888
D_QXM(1)	-0,00096	0,00375275	-0,25706	0,798232
D_QXM(2)	-0,00662	0,00408173	-1,6211	0,111547
D_QXM(3)	-0,00458	0,0042445	-1,0801	0,285495
D_TXCR(1)	0,187028	0,14108705	1,32562	0,19124
D_TXCR(2)	-0,07072	0,15243327	-0,46396	0,644776
D_TXCR(3)	-0,16314	0,15105218	-1,08003	0,285524
Constant	0,021739	0,19981343	0,1088	0,913818
DUMMY2	-0,03526	0,06132415	-0,57504	0,567952
DUMMY3	-0,06566	0,081206	-0,80857	0,422752
DUMMY4	-0,067664	0,07553	-0,89586	0,374796
EC1{1}	0,000045	0,000346	0,13237	0,895246

Fonte: Elaboração própria.