

Testando Relações de Causalidade entre Comércio Externo e Crescimento Econômico em Países da América Latina: Evidências de Dados em Painel e Séries Temporais

Adelar Fochezatto

Doutor em Economia, Professor Titular da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS) e Pesquisador do CNPq, Brasil

Daniel Koshiyama

Mestre em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS), Brasil

Denilson Alencastro

Mestre em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS), Brasil

Resumo

A relação entre abertura comercial e crescimento econômico tem sido objeto de muitos estudos aplicados, mas ainda não há consenso sobre a existência e a direção da causalidade entre estas duas variáveis. Neste sentido, o objetivo deste trabalho é investigar a relação entre comércio externo e crescimento para um painel de dados para 18 países latino-americanos e um período de 51 anos. Para isso, aplica-se o teste de não-causalidade de Granger utilizando o modelo bivariado padrão e três especificações alternativas. Os resultados mostram que: em sete países ocorre uma relação de causalidade unidirecional do comércio para o crescimento; em três países a causalidade vai do crescimento para o comércio; em um país a causalidade ocorre nas duas direções; e em seis países não ocorre causalidade entre estas variáveis.

Palavras-chave: Comércio Externo, Crescimento Econômico, Causalidade de Granger

Classificação JEL: F43, C23

Abstract

The relation between commercial opening and economic growth has been the object of the many applied studies. There is no consensus on the existence and the direction of causality between these two variables. In this context, the aim of this paper is to

investigate the relation between international trade and growth for a panel dataset of eighteen Latin American countries in the period of 51 years. For this purpose, we apply the Granger non-causality test, using the standard bivariate model and also three alternative specifications. The results indicate that: in seven countries there is one-way causality from trade to growth; in three countries the causality goes from growth to trade; in one country there is two-way causality between this variables; and in six countries there is no evidence of causality in either direction.

1. Introdução

O debate acerca da relação entre comércio externo e crescimento econômico é muito antigo e sua origem remonta aos trabalhos clássicos de Adam Smith e David Ricardo. A discussão sobre o tema intensificou-se a partir do início da década de 1960, tendo em vista o crescente interesse por parte de políticos e acadêmicos. A questão central é a seguinte: os países em desenvolvimento devem aprofundar o processo de abertura comercial em curso para acelerar o crescimento econômico ou devem focar primeiramente no crescimento econômico, que, por sua vez, irá gerar mais comércio externo?

Se a direção da causalidade for do comércio externo para o crescimento, os países em desenvolvimento deveriam reduzir as barreiras comerciais, que restringem as importações e reduzem as externalidades positivas das exportações. Por outro lado, se a relação causal ocorrer na direção oposta, então estes países não precisariam se preocupar com medidas de liberalização do comércio e poderiam se concentrar em programas de investimento em capital físico e desenvolvimento de recursos humanos.

No entanto, esta questão ainda é motivo de grande controvérsia, tanto em termos teóricos quanto em estudos empíricos. Existem quatro visões concorrentes neste debate. De acordo com a hipótese de *export-led growth* (ELG), as exportações promovem o crescimento econômico. As teorias de comércio internacional, especialmente aquelas baseadas em modelos de crescimento endógeno, fornecem diversos argumentos em favor desta proposição. Dentre eles, o impacto positivo da abertura comercial sobre a mudança tecnológica, a produtividade do trabalho, a eficiência do capital e, conseqüentemente, sobre a produção.

A segunda proposição, a hipótese de *growth-driven exports* (GDE), postula uma relação de causalidade reversa. Ela se baseia na idéia de que o crescimento induz o comércio externo. O crescimento também pode criar vantagens comparativas em algumas áreas, levando à especialização e aumento das exportações. As duas abordagens anteriores não são mutuamente excludentes, e, portanto, uma terceira seria uma relação de feedback positivo (causalidade bidirecional) entre comércio externo e crescimento, conforme preconizado pela nova teoria do comércio

* Recebido em junho de 2009, aprovado em julho de 2010.

E-mail addresses: adelar@puccrs.br, dankishiyama@hotmail.com, geral.asset03@terra.com.br

internacional. Finalmente, é possível que haja apenas uma simples correlação contemporânea, sem qualquer implicação de causalidade, entre estas duas variáveis, pois elas estão ligadas pela identidade da renda.

Existe uma extensa literatura aplicada acerca da relação entre comércio externo e crescimento econômico. No entanto, os estudos existentes apresentam resultados que são contraditórios entre si. Além disso, autores como Giles e Williams (2000), Rodríguez e Rodrik (2001) e Wälde e Wood (2004) apontaram a existência de alguns problemas metodológicos nestas investigações, o que põe em dúvida a sua validade. Por outro lado, apesar da aparente abundância de estudos aplicados sobre o tema, verifica-se uma relativa escassez de trabalhos analisando o caso dos países latino-americanos. O tema se reveste de importância porque estes países, após um longo período de industrialização por substituição de importações, passaram por uma profunda abertura comercial a partir da década de 1980. Uma das principais motivações para isso foi a crença de que ela ocasionaria um maior crescimento das economias, conforme preconizado no Consenso de Washington. No entanto, passadas quase duas décadas, os resultados em termos de crescimento parecem não ter atendido às expectativas iniciais. Em vista disso, muitas dúvidas têm surgido quanto ao rumo a seguir da política comercial na região.

Com o intuito de subsidiar a discussão, o objetivo deste trabalho é investigar a relação de causalidade entre comércio externo e crescimento, enfocando o contexto latino-americano. Primeiramente, aplica-se o teste de não-causalidade de Granger¹ para um painel de dados de 18 países latino-americanos no período de 1952 a 2003.² Para isto, adota-se uma abordagem metodológica recente, inspirada no trabalho de Kónya (2006). Em uma segunda etapa, faz-se um aprofundamento da análise ao caso brasileiro, utilizando séries temporais para o período 1947-2006. Para empreender esta análise, aplica-se o teste de não-causalidade conforme a metodologia proposta por Toda e Yamamoto (1995). Para assegurar a confiabilidade dos resultados, diversas especificações alternativas são empregadas.

O trabalho está organizado como segue. Na sequência desta Introdução, na Seção dois é feita uma breve revisão teórica acerca das ligações entre comércio externo e crescimento econômico. A Seção três traz alguns dos principais estudos empíricos sobre o tema. A Seção quatro apresenta a metodologia empregada e a discussão dos resultados dos testes realizados para os países da América Latina usando dados em painel. A Seção cinco, de forma análoga, discute os aspectos metodológicos e os resultados obtidos na análise de séries temporais com dados do Brasil. Finalmente, a Seção seis contém as principais Conclusões do artigo.

¹ Para evitar muita repetição de palavras, no restante do artigo onde se lê “causalidade” ou “não-causalidade”, leia-se “causalidade de Granger” ou “não-causalidade de Granger”.

² A opção por trabalhar com esses países deve-se a dois fatores: além de contemplar a economia brasileira, eles formam um grupo de países com semelhante formação econômica e inserção no comércio internacional.

2. Fundamentação Teórica³

Um dos principais argumentos em favor do livre comércio está ligado ao princípio das vantagens comparativas, o qual postula que os países podem obter melhores resultados especializando-se nas atividades produtivas em que são relativamente mais eficientes. A idéia central é que a maior especialização e a expansão dos mercados, através do livre comércio, aumentam a eficiência e proporcionam ganhos de escala.

A especialização dos países latino-americanos na produção de produtos primários para a exportação, associada à importação de produtos manufaturados, tornou-se uma estratégia bastante difundida na região até meados da década de 1930. A idéia básica era que o progresso técnico gerado nos países desenvolvidos iria se difundir nos países latino-americanos por meio da redução dos preços dos produtos industrializados importados. Além disso, a menor incorporação de tecnologia na produção dos produtos primários e a crescente demanda dos países desenvolvidos contribuiriam para a elevação dos preços destes produtos. Em decorrência disso, os termos de troca melhorariam em favor dos países latino-americanos e estes não precisariam se industrializar para atingir o desenvolvimento econômico.

No entanto, no fim da década de 1940, os economistas latino-americanos perceberam que os principais problemas da região tendiam a agravar-se pela debilitação do poder de compra das suas exportações. Economistas estruturalistas como Prebisch, Singer, Furtado e Myrdal foram proeminentes questionadores da possibilidade de desenvolvimento através da exportação de bens primários. Para os autores da chamada corrente estruturalista, o modelo clássico resume-se a considerações estáticas, não dando atenção à evolução das estruturas de oferta e de demanda, bem como da relação de preços entre os produtos negociados no mercado internacional.

Prebisch (1949) criticou a teoria das vantagens comparativas e propôs uma nova abordagem analítica. Esta abordagem passou a ser o catecismo dos economistas da Cepal e inspirou a estratégia de industrialização por substituição de importações (ISI) adotada em muitos dos países latino-americanos. Este autor, examinando a evolução dos preços de produtos agrícolas e industriais no período de 1880 a 1945, encontrou uma nítida tendência para a deterioração dos termos de troca contra os países subdesenvolvidos: a razão preços agrícolas/preços industriais, igual a um em 1880, havia caído para 0,687 em 1945.⁴

A explicação de Prebisch (1949) para o fenômeno da deterioração dos termos de troca baseava-se na teoria dos ciclos. Na fase ascendente do ciclo econômico, ocorre uma elevação da demanda internacional por produtos primários, em decorrência do aumento da renda e dos preços nos países desenvolvidos. Estimulados pelos preços favoráveis, os países periféricos aumentam a oferta. No entanto, a rigidez da oferta

³ Esta revisão não tem a pretensão de esgotar o tema, mas criar o pano de fundo que mostra a existência de hipóteses concorrentes na análise da relação causal entre comércio externo e crescimento.

⁴ Para uma visão crítica desse estudo, ver Balassa (1989).

de produtos primários impede que os países subdesenvolvidos realizem os ganhos potenciais da elevação dos preços e da demanda.

Além disso, quando os preços e a demanda começam a cair, no fim da fase ascendente do ciclo econômico, os países não conseguem reduzir imediatamente a oferta dos produtos primários devido à sua rigidez, o que provoca uma queda ainda maior dos preços destes produtos na fase descendente. Por outro lado, a oferta de produtos manufaturados é muito mais flexível, ajustando-se de imediato à demanda e aos preços. Além disso, nos países desenvolvidos os salários são rígidos para baixo, o que evita maiores reduções da demanda de produtos manufaturados. Nesta visão, a deterioração dos termos de troca era o principal obstáculo ao desenvolvimento dos países latino-americanos. Sendo assim, o modelo de desenvolvimento proposto por Prebisch e pela Cepal baseava-se na estratégia de industrialização por substituição de importações. Tratava-se, portanto, de um modelo de desenvolvimento “voltado para dentro”.

Cabe salientar que os ganhos econômicos preconizados pela teoria das vantagens comparativas são estáticos. Eles geralmente assumem a forma de um efeito sobre o nível de produto e não sobre o crescimento. Estudos mais recentes, baseados nos modelos de crescimento endógeno, sugerem vários mecanismos através dos quais a abertura comercial pode gerar ganhos dinâmicos e, portanto, afetar a taxa de crescimento da economia no longo prazo.

Primeiro, a abertura comercial poderá levar a uma melhor alocação dos recursos entre os setores produtivos através da eliminação de distorções, incluindo menores incentivos às atividades de *rent-seeking*. Segundo, a abertura comercial tende a facilitar a aquisição de insumos, bens intermediários e tecnologias modernas, que elevam a produtividade total da economia. Terceiro, ela tende a reduzir o prêmio de risco nos mercados de capital mundiais, melhorando os termos sob os quais o país pode captar recursos para financiar a formação de capital doméstico. Se a produtividade marginal do investimento doméstico for maior do que a taxa de juros internacional, a abertura comercial aumentará a oferta de capital estrangeiro e poderá elevar o bem-estar doméstico (Agénor 2000, p. 474).

A literatura recente tem dado grande destaque ao mecanismo da difusão internacional de novas tecnologias. Grossman e Helpman (1991) e Rivera-Batiz e Romer (1991) desenvolveram modelos em que a tecnologia é produzida por firmas que maximizam o lucro, sendo o setor de pesquisa e desenvolvimento (P&D) a fonte do crescimento. Estes autores mostram que, se a integração econômica permite aos países explorar retornos crescentes de escala no setor de P&D, então a abertura comercial aumentará a taxa de crescimento de longo prazo simplesmente pela expansão do mercado. Além disso, o comércio internacional também pode aumentar a produtividade doméstica pelo aumento de *spillovers* de conhecimento. No entanto, se esses *spillovers* forem imperfeitos, o que é plausível já que, em geral, os países em desenvolvimento não conseguem assimilar todo o conhecimento disponível nos países desenvolvidos, a abertura comercial promoverá trajetórias de crescimento divergentes. Isto é, se o país já era rico no momento da abertura, suas taxas de crescimento pós-liberalização aumentarão e vice-versa (Grossman e

Helpman 1991, cap. 8).

Romer (1994), por sua vez, explora a idéia de que a abertura comercial aumenta a variedade de bens disponíveis aos agentes domésticos e eleva a produtividade pelo provimento de bens intermediários mais baratos ou de melhor qualidade. Em uma economia sujeita a restrições comerciais, apenas uma estreita faixa de bens intermediários ou de capital especializados podem ser produzidos de forma lucrativa e, portanto, o conjunto completo de possibilidades tecnológicas, que depende de um conjunto mais amplo de insumos, não pode ser eficientemente explorado. Sendo assim, no modelo de Romer, a abertura comercial promove o crescimento através do aumento da produtividade e do aumento do número de bens intermediários disponíveis na economia.

Em contraste com os exemplos em que o comércio externo afeta o crescimento econômico, pode-se pensar também em uma ligação causal reversa. Em particular, o modelo de Heckscher-Ohlin (H-O) permite que se chegue a este tipo de resultado.⁵ Considere o caso de uma economia estática descrita por um modelo H-O $2 \times 2 \times 2$ padrão,⁶ onde a única distorção é uma tarifa incidente sobre o bem importado e que os preços internacionais dos bens são constantes. De acordo com o teorema de Rybczynski,⁷ um aumento exógeno do estoque de capital provoca um aumento na produção do setor capital-intensivo e uma queda na produção do setor trabalho-intensivo. Se o país possui abundância de capital em relação ao resto do mundo, o aumento do estoque de capital promove mais comércio, na medida em que a economia se torna mais especializada. Se a economia possui maior abundância de trabalho, entretanto, um aumento no estoque de capital leva a uma queda no comércio, na medida em que o seu grau de especialização diminui (Wälde e Wood 2004, pp. 278–79).

Também se pode argumentar que existem efeitos dinâmicos do crescimento econômico sobre o comércio externo. O ponto de partida para tal linha de raciocínio é um modelo de duas pequenas economias abertas, que diferem em suas taxas de crescimento porque uma delas subsidia atividades de P&D e a outra não. Os subsídios causam uma maior alocação dos recursos no setor de P&D, um aumento no preço relativo do fator usado intensivamente em P&D (e.g., capital humano), e uma especialização relativa na produção do bem menos intensivo nesse fator. Isto induz maior comércio com o resto do mundo através da aquisição de uma maior quantidade do bem não-especializado. Alternativamente, o mesmo argumento pode ser sustentado a partir de um modelo em que a economia mundial é formada por

⁵ É importante notar que o modelo H-O permite uma variedade de possíveis interpretações da relação causal entre comércio externo e crescimento econômico, dependendo dos pressupostos adotados. Para uma discussão mais detalhada sobre as particularidades deste modelo, ver Koshiyama (2008, pp. 22–25).

⁶ Tendo em vista que no modelo H-O original há apenas dois países, duas commodities que podem ser produzidas e dois fatores homogêneos de produção, este modelo é frequentemente chamado de “modelo $2 \times 2 \times 2$ ”.

⁷ O teorema de Rybczynski, uma das conclusões gerais extraídas do modelo H-O, postula que quando a oferta de um fator de produção aumenta, ocorre um aumento relativo na produção do bem que utiliza intensivamente aquele determinado fator. Consequentemente, há uma queda no preço relativo deste bem.

duas economias de dois setores, um de P&D e outro produtor de bens de consumo final, conforme descrito em Grossman e Helpman (1991, cap. 9). Neste modelo, um aumento nos subsídios para P&D em um dos países (ou em ambos) elevará a taxa de inovação mundial e a taxa de crescimento das exportações. As exportações por si só, entretanto, não têm qualquer impacto no crescimento econômico.

3. Estudos Empíricos

A revisão teórica apresentada anteriormente indica que existe uma variedade de possíveis interpretações da relação causal entre comércio externo e crescimento. Assim, a investigação empírica é fundamental para subsidiar o debate teórico e permitir uma maior elucidação do tema em foco. Existe uma extensa literatura aplicada acerca da relação entre comércio externo e crescimento econômico, mas a relação de causalidade entre estas duas variáveis continua sendo objeto de grande controvérsia. Giles e Williams (2000) fazem uma revisão de mais de cento e cinquenta estudos empíricos sobre a relação entre exportações e crescimento publicados entre 1963 e 1999, os quais foram classificados em três grupos. O primeiro baseia-se em análises de correlação, o segundo aplica análises de regressão com dados de *cross-section* e o terceiro utiliza técnicas de séries temporais. A maior parte dos estudos com séries temporais baseia-se no conceito de causalidade. Os autores demonstram que os resultados empíricos são bastante sensíveis tanto em relação ao método de análise quanto da amostra de países utilizada.

No que se refere aos estudos baseados em análises de correlação e análises de regressão com dados de *cross-section*, Giles e Williams (2000) destacam os seguintes fatores que põem em dúvida a validade dos resultados obtidos. Primeiro, os resultados podem envolver uma correlação espúria, dado que as próprias exportações fazem parte do PIB. Segundo, pode haver problema da endogeneidade das variáveis independentes relativas à abertura comercial. Com relação aos estudos baseados em técnicas de séries temporais, os autores mostram que, em geral, os testes de não-causalidade utilizados não são robustos. Dentre os problemas encontrados merecem destaque dois. Primeiro, cerca de 10% dos estudos analisados aplicaram o teste de não-causalidade no contexto de um modelo LVAR, ignorando, portanto, a possível não-estacionaridade envolvida no sistema. Segundo, um modelo DVAR, sem pré-testes de raiz unitária ou cointegração, foi adotado por outros 30%. Neste caso, o modelo DVAR pode estar incorretamente especificado se as séries forem cointegradas, já que a causalidade potencial da relação de longo prazo entre as variáveis em questão terá sido omitida. A conclusão geral dos autores é a de que ainda não há um consenso acerca do efeito das exportações sobre o crescimento. A grande proliferação de novos estudos parece refletir a preocupação de que a literatura empírica existente ainda não respondeu adequadamente a questão. Desde então, novas investigações foram realizadas, geralmente motivadas pelo descontentamento com as debilidades metodológicas dos trabalhos anteriores.

O estudo de Frankel e Romer (1996) tem recebido considerável atenção. Os

autores analisaram a relação entre comércio externo e crescimento através da estimação de regressões *cross-country* da renda per capita sobre o coeficiente de comércio (este definido como as exportações mais as importações e dividido pelo PIB) e duas medidas de tamanho do país (população e área territorial). O objetivo dos autores era levar em consideração o problema da provável endogeneidade da variável explicativa relacionada ao comércio externo. Sendo assim, os autores construíram medidas do componente geográfico do comércio dos países e utilizaram estas medidas como instrumentos para o coeficiente de comércio. Para isto, os autores primeiro utilizaram dados de comércio bilateral para estimar um modelo gravitacional com variáveis estritamente geográficas, omitindo deliberadamente a renda. Então, agregaram o volume estimado de comércio através da renda, obtendo o volume total de comércio para cada país. Os autores concluem que o comércio tem um efeito positivo, significativo e robusto sobre a renda, sendo que o efeito do comércio sobre a renda, estimado por variáveis instrumentais, foi maior do que o estimado por mínimos quadrados ordinários (MQO). Tal resultado é contra-intuitivo e os próprios autores reconheceram a possibilidade de haver algum viés para cima devido a possíveis problemas de amostragem.

O estudo de Frankel e Romer (1996) foi criticado por Rodríguez e Rodrik (2001), os quais argumentaram que a variável instrumental utilizada (coeficiente de comércio geograficamente construído) pode não ser válida. Isto porque a geografia pode determinar a renda através de uma multiplicidade de canais, dos quais o comércio é apenas um deles. A geografia afeta a saúde pública e, portanto, a qualidade do capital humano através da exposição a várias doenças; influencia a qualidade das instituições através da experiência colonial histórica, migrações e guerras; determina a quantidade e qualidade dos recursos naturais, incluindo a fertilidade do solo, a diversidade vegetal e a abundância de minerais. O componente geográfico do comércio pode estar correlacionado com todos estes fatores, provocando um viés para cima na estimação caso estes outros canais não sejam explicitamente controlados na equação da renda.

Estudos mais recentes têm buscado superar os problemas metodológicos apontados por Giles e Williams (2000) e Rodríguez e Rodrik (2001). No que se refere aos estudos de séries temporais, os procedimentos propostos por Toda e Yamamoto (1995) e Dolado e Lütkepohl (1996) para testar a hipótese de não-causalidade têm sido adotados para reduzir a incerteza decorrente dos pré-testes de raiz unitária e cointegração.

Um bom exemplo é o estudo de Kónya (2000), o qual investigou a possibilidade de causalidade entre os logaritmos das exportações reais e do PIB real em vinte e cinco países da OCDE, entre 1960 e 1998. Duas estratégias complementares de teste foram empregadas. Primeiramente, dependendo das propriedades univariadas das séries temporais, a causalidade é testada no contexto de modelos LVAR e/ou DVAR. Em uma segunda etapa, o autor adota o procedimento proposto por Toda e Yamamoto (1995), que consiste basicamente em um teste de Wald modificado (MWALD), através do qual são testadas restrições nos parâmetros de um modelo LVAR aumentado, sem a necessidade de pré-testes de cointegração. Em ambos os

casos, o autor experimenta diferentes tipos de tendência. Os resultados obtidos por Kónya (2000) ilustram a grande sensibilidade dos testes de não-causalidade a mudanças na especificação do modelo e/ou no método de teste.

Em continuação ao estudo anterior, Kónya (2006) propõe uma nova abordagem do teste de não-causalidade para dados em painel, baseada em um sistema de equações SUR (*seemingly unrelated regressions*) e testes de restrições de Wald com valores críticos específicos para cada país. Esta abordagem possui três vantagens:

- a) ela não requer que os testes de hipótese sejam realizados de forma conjunta para todos os membros do painel, permitindo heterogeneidade da relação causal;
- b) ao permitir correlação contemporânea entre as unidades de secção cruzada, este método torna possível explorar a informação extra fornecida pelo painel e;
- c) o procedimento dispensa pré-testes de raiz unitária e cointegração.

Este estudo investigou a causalidade entre as exportações reais e PIB real para 24 países membros da OCDE no período de 1960 a 1997 e identificou algumas discrepâncias entre estes resultados e aqueles obtidos anteriormente por Kónya (2000).

No que se refere ao estudo da relação causal entre comércio externo e crescimento econômico no contexto dos países latino-americanos, contemplando o caso brasileiro, destacam-se os trabalhos de Jung e Marshall (1985), Chow (1987), Xu (1996) e Matos (2003). Jung e Marshall (1985), empregando testes de não-causalidade e séries temporais de 1950 a 1981 para 37 países em desenvolvimento, obtiveram resultados duvidosos sobre a validade da hipótese de ELG. Evidências a favor desta hipótese foram encontradas apenas em alguns países sem experiência histórica de estratégia de promoção das exportações. Em relação ao caso brasileiro, assim como para a maioria dos demais países latino-americanos, os resultados indicaram ausência de causalidade entre as variáveis em questão.

O estudo de Chow (1987) testou a hipótese de que as exportações causam crescimento econômico em 8 países em desenvolvimento (incluindo Argentina, Brasil e México) com dados anuais de 1960 a 1987. Os resultados revelaram ausência de causalidade no caso da Argentina; causalidade unidirecional das exportações para o crescimento no México e; causalidade bidirecional entre essas variáveis nos demais países, incluindo o Brasil. Xu (1996) investigou a causalidade entre os logaritmos do PIB real e das exportações em 32 países em desenvolvimento, incluindo 10 países latino-americanos, em períodos entre 1951 e 1990. Os resultados sugeriram a existência de causalidade unidirecional das exportações para o crescimento na Colômbia e no México; causalidade unidirecional do crescimento para as exportações na Nicarágua, Panamá, Peru e Uruguai; causalidade bidirecional entre exportações e crescimento no Brasil, Equador e Honduras e; ausência de causalidade entre essas variáveis no Paraguai.

Empregando o teste de não-causalidade no contexto de um modelo VAR, Matos (2003) analisou as relações causais entre desenvolvimento financeiro, exportações e crescimento econômico no Brasil no período de 1980-2002. Os resultados indicaram efeitos bidirecionais entre desenvolvimento financeiro e crescimento econômico e entre este e as exportações. No entanto, a hipótese nula de não-causalidade não foi

rejeitada no caso da relação entre desenvolvimento financeiro e exportações.

Mais recentemente, Bérni et alii (2008), utilizando uma matriz de contabilidade social da economia brasileira de 2002, simularam o efeito de um aumento exógeno das exportações sobre a geração de emprego e renda. Suas conclusões foram que as exportações podem impulsionar o crescimento por impactar positivamente as demais variáveis relevantes para o desenvolvimento de um país. Além disso, elas garantem ocupação nos demais setores internos da economia, podendo estes usufruir dos ganhos decorrentes de economias de escala e escopo. Logo, o efeito das exportações pode estimular a produtividade de diversas maneiras, seja por seus encadeamentos internos, seja pela importação que estimula ganhos de eficiência (Bérni et alii 2008).

Enfim, a revisão da literatura aplicada mostra que não há consenso sobre a existência e a direção da causalidade entre abertura comercial e crescimento econômico, tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento. Estes resultados contraditórios, aliados aos problemas metodológicos apontados por Giles e Williams (2000) e Rodríguez e Rodrik (2001) e ainda ao fato de que boa parte das análises de causalidade foi realizada com um número insuficiente de observações, conforme destacaram Wälde e Wood (2004, pp. 284–85), justificam que se façam mais pesquisas sobre o tema.

4. Metodologia

4.1. *Testes com dados em painel: países da América Latina no período 1952-2003*

Nesta seção, será investigada a relação de causalidade entre abertura comercial e crescimento econômico para o caso de 18 países latino-americanos, quais sejam: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, El Salvador, Equador, Guatemala, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela. O período analisado vai de 1952 a 2003. As variáveis utilizadas na presente análise são: a taxa de crescimento anual do PIB per capita, o índice de abertura comercial, definido como as exportações mais as importações e dividido pelo PIB, e a parcela de investimento no PIB. As referidas variáveis foram convertidas em PPP (paridade do poder de compra), sendo a unidade monetária de referência o dólar norte-americano no ano-base 1996. Os dados em questão foram obtidos da *Penn World Table* versão 6.2 (Heston et alii 2006).

Conforme foi visto na seção anterior, análises de correlação e análises de regressão com dados de *cross-section* não são adequadas para investigar relações de causalidade. Um método frequentemente utilizado para avaliar este tipo de relação é o teste de não-causalidade de Granger (1969). O conceito de causalidade diz respeito à capacidade de uma variável em auxiliar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Trata-se da existência de precedência temporal na explicação de uma dada variável. Uma vantagem dos testes de não-causalidade refere-se ao

fato de que, em tese, eles estão imunes ao problema da endogeneidade (ou viés de simultaneidade), já que apenas valores defasados das variáveis endógenas aparecem do lado direito das equações, e, portanto os estimadores de MQO são consistentes.

Na presente análise, optou-se pela utilização de dados em painel pelas seguintes vantagens. Um maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e a eficiência dos parâmetros estimados, além de contribuir para reduzir problemas de colinearidade entre variáveis explicativas. Além disso, a utilização de dados em painel permite um melhor controle dos efeitos da omissão de outras variáveis explicativas relevantes. A extensão do teste de não-causalidade para dados de painel é uma abordagem metodológica bastante recente.⁸ O método aqui empregado inspira-se no trabalho de Kónya (2006).⁹

A hipótese de não-causalidade é testada a partir de um sistema de equações SUR (*seemingly unrelated regressions*), definido conforme abaixo:

$$\begin{aligned}
 y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l} x_{1,t-l} + \epsilon_{1,1,t} \\
 y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l} x_{2,t-l} + \epsilon_{1,2,t}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l} x_{N,t-l} + \epsilon_{1,N,t} \\
 x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,l} x_{1,t-l} + \epsilon_{2,1,t} \\
 x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,l} x_{2,t-l} + \epsilon_{2,2,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$x_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,l} x_{N,t-l} + \epsilon_{2,N,t}$$

onde y representa a taxa de crescimento do PIB per capita, x representa o nível de abertura comercial, o índice i refere-se ao país ($i = 1, \dots, N$), t refere-se ao período ($t = 1, \dots, T$) e l denota a defasagem (*lag*).

Cada equação no sistema (1), e também no sistema (2), possui diferentes variáveis pré-determinadas. A única ligação possível entre as regressões individuais é a existência de correlação contemporânea dentro do sistema, ou seja, se as equações

⁸ Para mais detalhes sobre a extensão do teste de não-causalidade de Granger (1969) para dados de painel, ver Holtz-Eakin et alii (1985), Hurlin (2004) e Kónya (2006).

⁹ No entanto, Kónya (2006) realiza os testes, com valores críticos específicos para cada país, obtidos a partir de experimentos de Monte Carlo. Isto permite ao autor desconsiderar a não-estacionariedade das séries temporais.

estiverem interligadas através da correlação entre os termos de erro. Trata-se de uma suposição plausível quando se admite certo grau de interdependência entre as unidades de seção cruzada.¹⁰ Esta abordagem possui duas principais vantagens:

- (i) primeiramente, ela não requer que os testes de hipótese sejam realizados de forma conjunta para todos os membros do painel¹¹ e;
- (ii) em segundo lugar, ao permitir correlação contemporânea entre as unidades de seção cruzada, este método torna possível explorar a informação extra fornecida pelo painel.

A hipótese de não-causalidade é investigada a partir de um teste de restrições de Wald aplicado aos parâmetros do modelo. Haverá causalidade unidirecional de x para y se nem todos os γ_{1i} 's forem iguais a zero em (1), mas todos os β_{2i} 's forem iguais a zero em (2). Haverá causalidade unidirecional de y para x se todos os γ_{1i} 's forem iguais a zero em (1), mas nem todos os β_{2i} 's forem iguais a zero em (2). Haverá causalidade bidirecional entre x e y se nem todos os β_{2i} 's e nem todos os γ_{1i} 's forem iguais a zero. Finalmente, não haverá causalidade entre x e y se todos os γ_{1i} 's e β_{2i} 's forem iguais a zero.

Embora a maioria dos estudos empíricos tenha focado na relação bivariada entre abertura comercial e crescimento econômico, a omissão de variáveis macroeconômicas importantes pode mascarar ou superestimar a causalidade entre as variáveis de interesse (Akbar e Naqvi 2003, p. 2). Sendo assim, é possível avançar em relação ao modelo bivariado padrão e incluir uma terceira variável na análise: a parcela de investimento no PIB.¹² Para incluir essa terceira variável na análise, considera-se também as seguintes variantes de (1) e (2):

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,1,l} x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,1,l} z_{1,t-l} + \epsilon_{1,1,t} \\ y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,2,l} x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,2,l} z_{2,t-l} + \epsilon_{1,2,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$y_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{mly_1} \beta_{1,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_1} \gamma_{1,N,l} x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_1} \eta_{1,N,l} z_{N,t-l} + \epsilon_{1,N,t}$$

¹⁰ Devido às fortes relações econômicas entre os países latino-americanos, é bastante provável que ocorra correlação contemporânea nesses sistemas.

¹¹ Esta é uma vantagem fundamental quando os processos que geram as séries temporais para cada país são heterogêneos entre si. Isto é, quando a relação de causalidade ocorre em direções diferentes dependendo do país.

¹² Poderiam ser incluídas outras variáveis de controle, mas isso aumenta a possibilidade de criar problema de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. A opção pelo investimento como única variável de controle leva em conta esse aspecto, mas deve-se principalmente à relevância que ele assume nos modelos de crescimento. Em particular, Rodrik (1995) apresenta um modelo formal para testar a hipótese de "investment-led growth". Ele concluiu que o "boom" do comércio externo nos países do leste asiático seria uma consequência, e não a causa, do "boom" do investimento nessas economias.

$$\begin{aligned}
 x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,1,l} y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,1,l} x_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,1,l} z_{1,t-l} + \epsilon_{2,1,t} \\
 x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,2,l} y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,2,l} x_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,2,l} z_{2,t-l} + \epsilon_{2,2,t} \quad (4) \\
 x_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{mly_2} \beta_{2,N,l} y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlx_2} \gamma_{2,N,l} x_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{mlz_2} \eta_{2,N,l} z_{N,t-l} + \epsilon_{2,N,t}
 \end{aligned}$$

onde z representa a parcela de investimento no PIB.

Cabe destacar que, mesmo nos sistemas trivariados, o foco permanecerá na relação entre abertura comercial e crescimento econômico. O investimento será tratado como uma variável auxiliar, não envolvida diretamente na relação de causalidade. Além disso, utiliza-se uma tendência linear como uma *proxy* para outras variáveis importantes que podem ter sido omitidas nas especificações acima. Desta forma, serão utilizadas quatro especificações diferentes:

- (i) o modelo bivariado padrão;
- (ii) o modelo bivariado com tendência linear;
- (iii) o modelo trivariado e;
- (iv) o modelo trivariado com tendência linear.

O método apropriado para se estimar os sistemas (1), (2) e (3), (4) depende das propriedades dos termos de erro. Caso não exista correlação contemporânea entre os países, então cada equação será uma regressão clássica. Consequentemente, as equações podem ser estimadas uma a uma através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO) e os estimadores de MQO dos parâmetros serão BLUE (*best linear unbiased estimators*). Por outro lado, na presença de correlação contemporânea entre os países, os estimadores de MQO não são eficientes, pois estes não levam em consideração essa informação adicional. Neste caso, os estimadores SUR serão mais eficientes. Tendo em vista que esses estimadores são mais eficientes que os de MQO somente quando há correlação contemporânea no sistema, é importante testar se a matriz de variância-covariância dos erros é diagonal. Para um dado sistema k (sendo $k = 1, 2$), a hipótese nula e a alternativa são: $H_0 : cov(\epsilon_{k,i,t}, \epsilon_{k,j,t}) = 0$ e $H_1 : cov(\epsilon_{k,i,t}, \epsilon_{k,j,t}) \neq 0$ para pelo menos um par de $i \neq j$.

Se a hipótese nula é verdadeira, não existe vantagem em empregar o método SUR. Pressupondo normalidade, Breusch e Pagan (1980) sugeriram a seguinte estatística de teste:

$$\lambda = T \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \quad (5)$$

onde r_{ij} é o coeficiente de correlação estimado entre $\epsilon_{k,i,t}$ e $\epsilon_{k,j,t}$ (para um dado k e $i \neq j$) das regressões individuais de MQO. Sob a hipótese nula, esta estatística tem distribuição assintótica Qui-quadrado (χ^2) com $N(N - 1)/2$ graus de liberdade (Greene 2003, p. 350).

Antes de se estimar o modelo, entretanto, também é necessário definir o número de defasagens (*lags*). Este é um passo crucial, pois os resultados dos testes podem depender substancialmente da estrutura de defasagens utilizada. O número ótimo de defasagens pode ser selecionado através do Critério de Informação de Schwarz (SIC),¹³ definido como:

$$SIC_k = \ln |W| + \frac{N^2 q}{T} \ln(T) \quad (6)$$

onde W é a matriz de covariância dos resíduos estimados, N é o número de equações, q é o número de coeficientes por equação e T é o tamanho da amostra, tudo referente ao k -ésimo sistema ($k = 1, 2$). Neste estudo, considera-se o número ótimo de defasagens aquele que minimiza o valor do SIC.

4.2. Testes com séries temporais: o caso do Brasil no período 1947-2006

Estes testes aprofundam a análise dando ênfase ao caso da economia brasileira. Para isso serão usadas séries temporais para o período 1947-2006. Na economia brasileira contemporânea é possível distinguir duas etapas com características próprias e bem diferentes entre si. A primeira, que vai de 1930 até o final da década de 1970, caracterizou-se por um intenso processo de crescimento econômico, sendo uma das economias que mais cresceu no mundo neste período. Além disso, transformou-se de uma economia primário-exportadora numa economia urbano-industrial moderna. A segunda etapa teve seu início no final de 1980 e prossegue até os dias de hoje. Ela se caracteriza principalmente por um longo processo de estagnação econômica. Esse estancamento decorre das contradições criadas na primeira etapa, sobretudo em sua fase final, mas agravou-se em função das políticas econômicas adotadas, cujo foco passou a ser o combate à inflação, em detrimento da promoção do crescimento.

De um modo geral, pode-se afirmar que o desempenho da economia brasileira nesse período esteve fortemente correlacionado com o comportamento do setor externo, especialmente das exportações. Na economia agroexportadora, as exportações eram responsáveis pela geração do emprego e da renda e durante o processo de industrialização por substituição de importações (PSI), elas eram importantes para aliviar o estrangulamento externo, gerando divisas e possibilitando importações dos bens de capital necessários ao desenvolvimento. Logo, mesmo em um processo de industrialização voltado para dentro, o setor externo tinha um papel importante. No período recente, a abertura comercial, juntamente com as demais reformas estruturais implantadas na década de 1990, promoveu uma profunda reestruturação produtiva, elevando a produtividade e, conseqüentemente, a competitividade externa da indústria nacional.

¹³ O SIC se baseia na minimização de uma função-objetivo que representa o *trade-off* entre a melhoria do ajuste do modelo e a perda de graus de liberdade.

Então, seria a experiência brasileira um caso de *export-led growth* (ELG)? Esta hipótese será testada utilizando os procedimentos descritos a seguir. As variáveis empregadas na análise são:

- a) o PIB;
- b) as exportações de bens e serviços;
- c) as importações de bens e serviços;
- d) a formação bruta de capital fixo; e
- e) a população economicamente ativa urbana (número de pessoas).¹⁴ A base de dados é do IPEADATA e todos os valores monetários foram convertidos para Reais de 2006.

A metodologia empregada nesta etapa também se baseia no teste de não-causalidade de Granger (1969). É importante observar, entretanto, que quando as variáveis de interesse são integradas, esse teste, em sua versão original, não é válido porque as estatísticas de teste não seguem uma distribuição padrão (Rambaldi e Doran 1996, p. 03). Assim, a maioria dos estudos mais recentes adota a seguinte estratégia:

- a) aplicam-se os testes de raiz unitária;
- b) se as séries forem estacionárias, o teste de não-causalidade é realizado no contexto de um modelo VAR em níveis;
- c) se as séries forem não-estacionárias, aplica-se um teste de cointegração;
- d) se não houver cointegração, o teste de não-causalidade é realizado no contexto de um modelo VAR em primeiras diferenças;
- e) se houver cointegração, o teste de não-causalidade é realizado no contexto de um modelo de correção de erro vetorial (VECM); e adicionalmente, alguns autores utilizam funções de impulso-resposta e/ou métodos de decomposição da variância para melhor esclarecer o impacto de choques sobre as variáveis endógenas.

Contudo, a abordagem discutida acima apresenta dois inconvenientes. Primeiro, a implementação do VECM depende de pré-testes de raiz unitária e cointegração. E, conforme discutido na literatura especializada, esses pré-testes possuem baixo poder, o que gera maior grau de incerteza com relação à confiabilidade dos resultados. Ademais, os testes de cointegração admitem distintas especificações, sendo que muitas vezes elas produzem resultados que são conflitantes entre si, ensejando certo grau de arbitrariedade. Segundo, nos casos em que não há cointegração é realizada a diferenciação das séries, o que resulta na perda de informação de longo prazo. Por isso, Toda e Yamamoto (1995) desenvolveram um teste alternativo capaz de superar estas deficiências. Ele pode ser utilizado em sistemas cointegrados, sem a necessidade de pré-testes de raiz unitária, permitindo, também, que as variáveis possuam ordens de integração distintas. De acordo com experimentos de Monte Carlo, realizados por Zapata e Rambaldi (1997), este teste tem um desempenho similar ao de outros mais complexos para amostras com mais de 50 observações.

¹⁴ As referidas séries contêm dados anuais.

O procedimento de Toda e Yamamoto (1995) consiste em um teste de Wald modificado (MWALD), através do qual são testadas restrições nos parâmetros de um modelo VAR (vetor auto-regressivo). O teste é realizado diretamente nos estimadores de mínimos quadrados de um VAR aumentado em níveis. Os autores demonstraram que, em sistemas cointegrados, esse teste, para restrições lineares nos parâmetros de um VAR(z), tem distribuição assintótica qui-quadrado (χ^2) quando um VAR($z + e$) é estimado, onde e é a suposta ordem máxima de integração do processo. O teste de restrições de Wald para a hipótese de não-causalidade é realizado nos z primeiros coeficientes. Os últimos e coeficientes não são considerados. Estas defasagens extras, no entanto, são necessárias para assegurar que a estatística de teste possua distribuição assintótica qui-quadrado.

Para a sua aplicação, o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) envolve três passos. O primeiro é a definição do número ótimo de defasagens (z) e da ordem máxima de integração do sistema (e). O segundo é a estimação de um VAR em níveis com um total de ($z + e$) defasagens, conforme a seguir:

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} X_{t-j} + \epsilon_{1t} \\ X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} X_{t-j} + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

onde Y é o PIB real; X são as exportações reais; α é uma constante; ϵ é um termo de erro; o subscrito t refere-se ao período e i denota a defasagem ou *lag* ($i = 1, \dots, k$).

O terceiro passo é a aplicação do teste de restrições de Wald nos z primeiros coeficientes para testar a hipótese de não-causalidade. Isto é, haverá causalidade unidirecional de X para Y se, simultaneamente, a hipótese $H_0 : \gamma_{1i} = 0$ for rejeitada e a hipótese $H_0 : \beta_{2i} = 0$ não for rejeitada. Analogamente, haverá causalidade unidirecional de Y para X se a hipótese $H_0 : \beta_{2i} = 0$ for rejeitada enquanto que a hipótese $H_0 : \gamma_{1i} = 0$ não o for.

Outro aspecto crucial refere-se ao número de variáveis envolvidas nos testes. Em um sistema bivariado, conforme mostraram Dufour e Renault (1998), não-causalidade no horizonte de um período implica em não-causalidade em qualquer horizonte. Esta é uma clara vantagem dos sistemas bivariados em relação aos sistemas multivariados, nos quais a causalidade entre X e Y poderá surgir através das variáveis auxiliares. Por exemplo, X pode causar M no horizonte de um período, que por sua vez causa Y no período subsequente. Esta causalidade indireta, com defasagem de dois períodos, poderá existir mesmo que não haja causalidade direta entre X e Y no horizonte de um período.¹⁵

¹⁵ Certamente, os testes de causalidade deveriam incorporar tais efeitos indiretos em horizontes de tempo mais distantes, mas os métodos atuais ainda não permitem fazer isso. Conseqüentemente, é necessário ter cuidado ao se interpretar resultados de não-causalidade em sistemas multivariados, incorporando variáveis adicionais, em oposição aos sistemas bivariados: neste último caso, testa-se não-causalidade em todos os horizontes, enquanto que no primeiro não (Giles e Williams 2000, p. 11).

Por outro lado, nos sistemas bivariados, a omissão de variáveis macroeconômicas importantes pode distorcer a causalidade entre as variáveis de interesse (Akbar e Naqvi 2003, p. 2). Riezman et alii (1996), por exemplo, argumentaram que a inclusão das importações é crucial para se evitar a detecção de uma causalidade espúria entre exportações e crescimento. Além das importações, a formação bruta de capital fixo (FBCF) e a população economicamente ativa (PEA) são variáveis de controle frequentemente utilizadas na literatura. Sendo assim, avança-se em relação ao modelo bivariado padrão e emprega-se também um modelo trivariado e um multivariado. O modelo trivariado pode ser expresso por:

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^z \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{1j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{1j} X_{t-j} \\
 &+ \sum_{i=1}^z \delta_{1i} M_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{1j} M_{t-j} + \epsilon_{1t} \\
 X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^z \beta_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{2j} X_{t-j} \\
 &+ \sum_{i=1}^z \delta_{2i} M_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{2j} M_{t-j} + \epsilon_{2t} \\
 M_t &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^z \beta_{3i} Y_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \beta_{3j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^z \gamma_{3i} X_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \gamma_{3j} X_{t-j} \\
 &+ \sum_{i=1}^z \delta_{3i} M_{t-i} + \sum_{j=z+1}^{z+e} \delta_{3j} M_{t-j} + \epsilon_{3t} \tag{8}
 \end{aligned}$$

onde M representa as importações reais.

O modelo multivariado é simplesmente uma variante aumentada de (9) e, portanto, é desnecessário reproduzi-lo aqui. Cabe destacar que na análise de causalidade multivariada o foco permanecerá na relação entre comércio externo (X e M) e crescimento econômico. Ou seja, a FBCF e a PEA são tratadas como variáveis auxiliares e não serão envolvidas diretamente na análise de causalidade.

Além disso, utiliza-se uma tendência linear como uma variável *proxy* para outras variáveis importantes que podem ter sido omitidas nas especificações acima. Variáveis dummy são utilizadas para controlar o efeito de fatores conjunturais não observados que podem impactar a relação de causalidade entre as variáveis estudadas.¹⁶ Considerando os sistemas bivariado, trivariado e multivariado –

¹⁶ Um aspecto crucial na análise de séries temporais refere-se à presença de quebras estruturais. No presente caso, tendo em vista a amplitude do período analisado, é possível que a própria relação causal entre as variáveis de interesse tenha mudado ao longo do tempo, especialmente em decorrência das mudanças no paradigma básico de desenvolvimento do País. Além disso, períodos de crescimento econômico muito acelerado (como o “milagre econômico”) ou de recessão (como a crise dos anos 80) podem se constituir em *outliers*. Uma alternativa para lidar com estes problemas seria dividir a série em diversos subperíodos, mas isso inviabilizaria os testes de não-causalidade, os quais requerem séries

e suas respectivas variantes – têm-se ao todo quinze especificações distintas, conforme apresentado no Quadro 1. A utilização conjunta de diversas especificações alternativas permite uma melhor avaliação da robustez dos resultados.

Quadro 1 – Especificações utilizadas nos testes de não-causalidade

Modelo	Descrição
1	VAR ($z + e$) bivariado padrão.
2	VAR ($z + e$) bivariado com tendência linear.
3	VAR ($z + e$) bivariado com variáveis dummy para os períodos do Milagre Econômico (1968-1973) e da crise da década de 80 (1981-1992).
4	VAR ($z + e$) bivariado com variável dummy para o período do processo de Industrialização por Substituição de Importações (1947-1979).
5	VAR ($z + e$) bivariado com variável dummy para o período pós-abertura comercial (1989-2006).
6	VAR ($z + e$) trivariado padrão.
7	VAR ($z + e$) trivariado com tendência linear.
8	VAR ($z + e$) trivariado com variáveis dummy para os períodos do Milagre Econômico (1968-1973) e da crise da década de 80 (1981-1992).
9	VAR ($z + e$) trivariado com variável dummy para o período do processo de Industrialização por Substituição de Importações (1947-1979).
10	VAR ($z + e$) trivariado com variável dummy para o período pós-abertura comercial (1989-2006).
11	VAR ($z + e$) multivariado padrão.
12	VAR ($z + e$) multivariado com tendência linear.
13	VAR ($z + e$) multivariado com variáveis dummy para os períodos do Milagre Econômico (1968-1973) e da crise da década de 80 (1981-1992).
14	VAR ($z + e$) multivariado com variável dummy para o período do processo de Industrialização por Substituição de Importações (1947-1979).
15	VAR ($z + e$) multivariado com variável dummy para o período pós-abertura comercial (1989-2006).

temporais relativamente longas. Assim, optou-se pelo emprego de variáveis *dummy* de intercepto para controlar o efeito dessas possíveis quebras estruturais e *outliers*.

5. Resultados

5.1. Resultados dos testes feitos para os países da América Latina¹⁷

A hipótese de não-estacionaridade das séries temporais foi investigada empregando-se o teste Dickey-Fuller aumentado (ADF), o qual indicou, para todos os países, ao nível de significância de 5%, a rejeição da hipótese nula de que a série da taxa de crescimento do PIB per capita possui uma raiz unitária. Sendo assim, assume-se que a série é estacionária. Por outro lado, o teste ADF indicou, para todos os países, a não-rejeição da hipótese nula de que a série do índice de abertura comercial possui uma raiz unitária ao nível de significância de 5%. A hipótese nula de duas raízes unitárias, no entanto, foi rejeitada ao nível de significância de 5%. Sendo assim, presume-se que esta série é integrada de ordem um. Com relação à série da parcela de investimento no PIB, os resultados do teste ADF indicaram que ela é integrada de ordem um em oito dos dezoito países analisados, sendo estacionária nos outros.

Com o objetivo de preservar a validade do teste de não-causalidade, as séries do índice de abertura comercial e da parcela de investimento no PIB foram diferenciadas uma vez, eliminando o problema da não-estacionaridade. Já a série da taxa de crescimento do PIB per capita foi computada em nível.

Curiosamente, o SIC indicou a utilização de apenas uma defasagem para todos os países. No geral, o modelo bivariado sem tendência linear gerou o menor valor do SIC, enquanto que o modelo trivariado com tendência linear gerou o maior. Ainda assim, tendo em vista que a melhor especificação pode variar de país para país, preservamos todas as opções.

A aplicação do teste de Breusch e Pagan (1980) indicou, para todas as especificações, mesmo ao nível de significância de 1%, a rejeição da hipótese nula de ausência de correlação contemporânea no sistema, justificando a utilização do método SUR.

Os resultados dos testes de não-causalidade para a hipótese nula de que a abertura comercial não causa crescimento econômico são apresentados na Tabela 1. Conforme pode ser observado, para 13 dos 18 países os testes são robustos, no sentido de levarem à mesma conclusão independentemente da especificação utilizada. Ao nível de 10% de significância, não é possível rejeitar a hipótese nula para os casos da Argentina, Bolívia, Colômbia, El Salvador, Peru, República Dominicana e Venezuela. Por outro lado, a hipótese nula é rejeitada nos casos do Chile, Costa Rica, Guatemala, Panamá, Paraguai e Uruguai.

No que se refere aos outros cinco países (Brasil, Equador, Honduras, México e Nicarágua), os resultados são contraditórios entre si e não é possível decidir qual a melhor especificação sem estender a análise. Apesar de o SIC favorecer o modelo

¹⁷ Por uma questão de espaço, os resultados do teste de raiz unitária, do teste de Breusch e Pagan (1980) e os valores computados para o Critério de Informação de Schwarz (SIC) não são reportados no artigo. Obviamente, todos os detalhes estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

bivariado sem tendência linear, esta especificação não é necessariamente a melhor para cada país individualmente. Sendo assim, calcula-se a seguinte versão do SIC para equações individuais:

$$SIC_i = \ln(\hat{\sigma}_{i,i}^2) + q \frac{\ln(T)}{T} \quad (9)$$

onde o índice i refere-se ao país ($i = 1, \dots, N$), $\hat{\sigma}_{i,i}^2$ é a variância dos resíduos da i -ésima equação, q é o número de coeficientes por equação e T é o tamanho da amostra.

Este critério indicou a seleção do modelo bivariado para Honduras e Nicarágua, do modelo bivariado com tendência para Brasil e México e do modelo trivariado com tendência para o Equador. Sendo assim, a hipótese nula não é rejeitada para os casos de Honduras e Nicarágua, mas é rejeitada para os casos do Brasil, Equador e México.

Tabela 1

Teste de não-causalidade de Granger (hipótese nula: x não Granger-*causa* y)

País	Modelo bivariado	Modelo bivariado com tendência linear	Modelo trivariado	Modelo trivariado com tendência linear
Argentina	1,392216	1,392643	1,860142	1,777451
Bolívia	0,362440	0,392629	2,085057	2,235706
Brasil	0,267229	3,015561 *	1,930276	6,305748 **
Chile	4,798325 **	3,274043 *	3,947566 **	2,715973 *
Colômbia	0,027194	0,193371	0,009234	0,110202
Costa Rica	19,20748 ***	19,43491 ***	10,64589 ***	10,34950 ***
El Salvador	1,356817	0,897731	0,023440	0,022679
Equador	0,785128	1,003763	7,759480 ***	9,245423 ***
Guatemala	19,29949 ***	19,70671 ***	4,244379 **	4,834059 **
Honduras	0,765674	0,589114	4,103622 **	3,720766 *
México	0,203292	4,067989 **	0,031280	4,076449 **
Nicarágua	2,681257	3,174846 *	0,012786	0,043778
Panamá	6,507642 **	6,899978 ***	6,634042 ***	7,091995 ***
Paraguai	6,067559 **	5,048165 **	2,948938 *	2,993369 *
Peru	1,994534	1,469972	0,094151	0,051622
Rep. Dominicana	0,340514	0,350332	0,269412	0,112211
Uruguai	8,959949 ***	8,582274 ***	9,313448 ***	9,513011 ***
Venezuela	1,940319	0,842251	1,163641	0,657349

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas:

y denota a taxa de crescimento do PIB per capita.

x denota a primeira diferença do índice de abertura comercial.

As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados dos testes de não-causalidade para a hipótese nula de que o crescimento econômico não causa a abertura comercial são apresentados na Tabela 2. Desta vez, os testes são robustos para quatorze dos dezoito países. Não é possível rejeitar a hipótese nula, ao nível de 10% de significância, para os casos da Bolívia, Colômbia, Equador, Guatemala, Honduras, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela.

No entanto, a hipótese nula é rejeitada, a pelo menos 5%, para os casos da Costa Rica, El Salvador e República Dominicana. Para os outros quatro países restantes (Argentina, Brasil, Chile e México), os resultados dos testes são ambíguos. O SIC indicou a escolha do modelo bivariado para a Argentina, o Chile e o México, e do modelo bivariado com tendência para o Brasil. Desta forma, a hipótese nula não é rejeitada ao nível de 10% de significância para os casos do Brasil e do Chile, mas é rejeitada para os casos da Argentina e do México.

Em resumo, os testes realizados sugerem a existência de uma relação de causalidade unidirecional da abertura comercial para o crescimento econômico no Brasil, Chile, Equador, Guatemala, Panamá, Paraguai e Uruguai. Para os casos da Argentina, El Salvador e República Dominicana, os testes indicam uma relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico para a abertura comercial. Para os casos da Costa Rica e do México, verifica-se uma relação de causalidade bidirecional entre abertura comercial e crescimento econômico. Finalmente, para a Bolívia, Colômbia, Honduras, Nicarágua, Peru e Venezuela não há evidência de causalidade entre as variáveis estudadas.

5.2. Resultados dos testes feitos para a economia brasileira

As propriedades univariadas das séries temporais foram examinadas empregando o teste ADF aumentado e o teste de Phillips-Perron. Optou-se pela utilização conjunta dos dois testes com a finalidade de amenizar o problema do baixo poder dos mesmos. Assumindo-se que os processos geradores de dados por trás das variáveis em análise são processos auto-regressivos de primeira ordem, AR(1), os gráficos 1-4 do Anexo sugerem que cada série foi gerada ou por um processo de raiz unitária com *drift* ou por um processo estacionário com uma tendência determinística. Por esta razão, os testes de raiz unitária foram conduzidos, primeiramente, com intercepto e, depois, com intercepto e tendência linear.

Os resultados mostram que, ao nível de significância de 5%, todas as variáveis são integradas de ordem um. Os resultados dos testes na primeira diferença destas variáveis indicam a rejeição da hipótese nula de duas raízes unitárias (integração de ordem 2), ao nível de significância de 5%, para todos os casos. Sendo assim, conclui-se que a ordem máxima de integração do sistema (e) é igual a um.¹⁸

¹⁸ Os resultados desses testes não são apresentados no artigo, mas estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

Tabela 2

Teste de não-causalidade de Granger (hipótese nula: y não Granger-*causa* x)

País	Modelo bivariado	Modelo bivariado com tendência linear	Modelo trivariado	Modelo trivariado com tendência linear
Argentina	7,020422 ***	6,229428 **	1,534221	1,617008
Bolívia	1,489715	1,584739	1,269111	1,367305
Brasil	4,162843 **	0,559339	4,056330 **	0,704933
Chile	0,523351	0,924797	1,993492	2,872604 *
Colômbia	0,427450	0,001462	0,914291	0,128773
Costa Rica	9,562884 ***	6,410612 **	8,315463 ***	5,667108 **
El Salvador	5,781819 **	8,070557 ***	6,739416 ***	9,483207 ***
Equador	1,705586	2,078794	1,800276	2,179420
Guatemala	0,360373	1,586037	0,135678	1,105947
Honduras	0,656772	0,412880	1,768092	1,316152
México	2,749379 *	0,060756	0,179115	0,232676
Nicarágua	0,013115	0,000467	0,019405	0,005972
Panamá	1,235246	1,617962	1,279789	1,620152
Paraguai	0,000653	0,009462	0,018838	0,008660
Peru	1,373069	1,005797	0,176388	0,017508
Rep. Dominicana	6,227280 **	5,820903 **	7,884992 ***	7,664957 ***
Uruguai	0,027858	0,081145	0,105212	0,206747
Venezuela	0,024676	0,117181	0,005646	0,190617

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas:

 y denota a taxa de crescimento do PIB per capita. x denota a primeira diferença do índice de abertura comercial.

As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

O número ótimo de defasagens (z) para cada especificação foi selecionado através do Critério de Informação de Schwarz (SIC).¹⁹ Para fins de simplificação, foi adotado o pressuposto de que z não excede quatro períodos. Curiosamente, o SIC indicou a utilização de apenas uma defasagem ($z = 1$) para todos os modelos. Portanto, as análises de causalidade bivariada, trivariada e multivariada foram realizadas com o emprego de sistemas VAR($z + e = 2$). Os resultados obtidos e sua interpretação são apresentados a seguir.

a) Causalidade em um sistema bivariado

Os resultados dos testes de não-causalidade obtidos com emprego dos modelos bivariados são reportados na Tabela A1 do Anexo. Conforme pode ser observado, os resultados dos testes são robustos, no sentido de levarem à mesma conclusão

¹⁹ O Critério de Informação de Akaike (AIC) foi descartado porque ele tende a indicar a seleção de modelos sobre-parametrizados (VERBEK, 2000, p. 254). Tal viés seria ainda mais grave no presente caso, tendo em vista o sobre-dimensionamento intencional decorrente do procedimento de Toda e Yamamoto (1995).

independentemente da especificação utilizada. Rejeita-se a hipótese nula de que as exportações não causam o PIB ao nível de significância de 10% ou menos. Por outro lado, não é possível rejeitar a hipótese nula de que o PIB não causa as exportações ao nível de significância de 10% ou menos. Estes resultados sugerem que há causalidade unidirecional das exportações para o PIB.

Além da direção da causalidade entre as variáveis em estudo, é importante analisar a natureza desta relação causal. O impacto dos valores defasados das exportações sobre o PIB corrente e o impacto dos valores defasados do PIB sobre as exportações correntes podem ser avaliados através dos coeficientes de regressão estimados. O somatório dos coeficientes γ_{1i} 's e γ_{1j} 's, que por conveniência chamaremos simplesmente de γ_{1i} , mede a variação (em termos absolutos) do PIB no período t em função do aumento de uma unidade das exportações nos períodos $t-1, \dots, t-(z+e)$. Similarmente, $\beta_2 (= \sum \beta_{2i} + \sum \beta_{2j})$ mede a variação nas exportações no período t em função do aumento de uma unidade do PIB nos períodos $t-1, \dots, t-(z+e)$. Em linha com as hipóteses de *export-led growth* (ELG) e *growth-driven exports* (GDE), espera-se que ambos γ_1 e β_2 sejam positivos. Os resultados reportados na Tabela A1 confirmam esta expectativa. No entanto, o fato de β_2 ser positivo tem pouca relevância no presente caso, já que não é possível rejeitar a hipótese nula de que o PIB não causa as exportações. Sendo assim, conclui-se que os resultados obtidos através da análise de causalidade bivariada são consistentes apenas com a hipótese de ELG.

b) Causalidade em um sistema trivariado

Nesta segunda parte da investigação com séries temporais, foram analisadas as relações trivariadas de causalidade entre o PIB, as exportações e as importações. Na Tabela A2 do Anexo, são apresentados os resultados dos testes referentes à relação causal entre X e Y . A hipótese nula de que X não causa Y é rejeitada, ao nível de 10% ou menos, em quatro das cinco especificações utilizadas. Cabe destacar que a especificação 8 foi a que apresentou o melhor ajuste de acordo com o SIC. Além disso, o somatório dos coeficientes de regressão γ_1 apresentou sinal positivo em todos os testes trivariados. Novamente, os resultados obtidos são consistentes com a hipótese de ELG.

Em contraste com os resultados obtidos na análise anterior, neste caso a hipótese nula de que Y não causa X é rejeitada, ao nível de 10% ou menos, em todas as cinco especificações de teste utilizadas. No entanto, os resultados obtidos são contraditórios entre si no que se refere ao sinal de β_2 . Sendo assim, utilizou-se o SIC para decidir qual a melhor especificação. Este critério indicou a escolha da especificação 10, que sugere que Y causa positivamente X . Este resultado é consistente com a hipótese de GDE.

De um modo geral, os resultados dos testes de não-causalidade obtidos com emprego dos modelos trivariados sugerem a existência de uma relação de causalidade bidirecional entre as exportações e o PIB. Ou seja, há uma relação de feedback positivo entre estas duas variáveis. Conforme vimos anteriormente, as hipóteses de ELG e GDE não são mutuamente excludentes. No que se refere à relação causal entre as importações e o PIB, não há evidência de causalidade entre

estas variáveis, conforme evidenciam os resultados reportados na Tabela A3 do Anexo.

A Tabela A4 do Anexo, por sua vez, apresenta os resultados dos testes referentes à relação causal entre as importações e as exportações. A hipótese nula de que X não causa M não pode ser rejeitada, ao nível de significância de 10% ou menos, independentemente da especificação utilizada. Mas no que se refere à hipótese nula de que M não causa X , os resultados obtidos são ambíguos. Com base no SIC, optou-se pela especificação 10, que sugere que M causa positivamente X .

c) Causalidade em um sistema multivariado

Na análise de causalidade multivariada, empregou-se um modelo de cinco variáveis: $Y, X, M, FBCF$ e PEA . A $FBCF$ e a PEA foram tratadas como variáveis auxiliares e não foram envolvidas diretamente na análise de causalidade. Na Tabela A5 do Anexo, são reportados os resultados relativos à relação multivariada de causalidade entre as exportações e o PIB. Pode ser observado que as diferentes especificações produziram resultados contraditórios. Novamente, empregou-se o SIC para selecionar as melhores especificações. Com base neste critério, a hipótese nula de que X não causa Y é rejeitada ao nível de significância de 1% e a hipótese nula de que Y não causa X é rejeitada ao nível de significância de 5%. Além disso, γ_1 é positivo, confirmando mais uma vez a hipótese de ELG. Por outro lado, β_2 é negativo, o que não é consistente com essa hipótese.

Na análise multivariada não foi encontrada evidência de causalidade entre as importações e o PIB e entre as importações e as exportações, conforme os resultados apresentados nas Tabelas A6 e A7 do Anexo.

Na Tabela 3 apresenta-se um resumo das conclusões das análises de causalidade bivariada, trivariada e multivariada. Observa-se que a hipótese nula de que X não causa Y é rejeitada nas três análises. Conclui-se, portanto, que há evidência robusta de que as exportações causam positivamente o PIB. Por outro lado, a hipótese nula de que Y não causa X é rejeitada apenas nas análises trivariada e multivariada. Ademais, β_2 apresenta sinal positivo na análise trivariada e negativo na análise multivariada. Estes resultados são muito controversos e, por isso, não é possível chegar a uma conclusão concreta sem análises complementares. Os resultados permitem que se conclua que não há evidência de causalidade entre as importações e o PIB.

Tabela 3

Resumo dos resultados dos testes de não-causalidade de Granger

Hipótese Nula:	Análise bivariada	Análise trivariada	Análise multivariada
X não Granger-causa Y	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
Y não Granger-causa X	Não rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
M não Granger-causa Y	–	Não rejeitada	Não rejeitada
Y não Granger-causa M	–	Não rejeitada	Não rejeitada
X não Granger-causa M	–	Não rejeitada	Não rejeitada
M não Granger-causa X	–	Rejeitada	Não rejeitada

Fonte: Elaboração própria.

Encontrou-se alguma evidência de causalidade das importações para as exportações, mas apenas em 2 dos 10 testes realizados. Assim, conclui-se que tais evidências podem ser meramente circunstanciais e que análises complementares devem ser realizadas para confirmar ou refutar estes resultados. Cabe destacar que, de um modo geral, a inclusão da tendência linear e das variáveis dummy contribuiu para a melhoria da qualidade de ajuste dos modelos.²⁰ Esta constatação reforça a noção de que é importante controlar o efeito de variáveis omitidas e de fatores conjunturais não observados, quebras estruturais ou *outliers*.

Em contraste, a inclusão das variáveis auxiliares FBCF e PEA em geral influenciou de forma negativa a qualidade de ajuste dos modelos. Uma possível justificativa para este resultado relaciona-se ao elevado grau de correlação linear entre as variáveis auxiliares FBCF e PEA e as demais variáveis independentes. Este diagnóstico sugere que as variáveis em questão são redundantes. No entanto, sua inclusão é importante na medida em que permite uma análise de sensibilidade dos resultados.

6. Conclusões

O debate sobre a relação entre o comércio externo e o crescimento econômico é antigo, mas continua controverso. A análise proposta neste artigo insere-se neste debate, enfocando o caso dos países latino-americanos, com ênfase especial na economia brasileira.

Os resultados dos testes com dados em painel evidenciaram uma relação de causalidade unidirecional que vai da abertura comercial para o crescimento econômico em sete países (Brasil, Chile, Equador, Guatemala, Panamá, Paraguai e Uruguai). Por outro lado, em três países (Argentina, El Salvador e República Dominicana) detectou-se uma relação de causalidade unidirecional do crescimento econômico para a abertura comercial. Em dois países (Costa Rica e México), constatou-se uma relação de causalidade bidirecional e, finalmente, em seis países (Bolívia, Colômbia, Honduras, Nicarágua, Peru e Venezuela) não foram encontradas evidências de causalidade entre as variáveis em questão. Estes resultados confirmam o que outros estudos detectaram: não há uma regra geral sobre a existência e a direção da causalidade entre a abertura e o crescimento. Isto varia de país a país e, possivelmente, de época em época.

Especificamente para o caso brasileiro, os testes com séries temporais forneceram evidência robusta de que as exportações têm uma relação causal positiva com o PIB. Os resultados são consistentes com a hipótese de *export-led growth* (ELG), a qual está fundamentada essencialmente na teoria da base exportadora e nos modelos de crescimento endógeno. Ademais, estes resultados sugerem algum paralelo com os estudos de Matos (2003) e Bêrni et alii (2008), os quais, utilizando metodologias e

²⁰ Além disso, a tendência linear e as variáveis dummy apresentaram significância estatística (aos níveis convencionais) em grande parte das estimações realizadas.

amostras distintas, também chegaram à conclusão de que o comércio externo tende a contribuir para o crescimento econômico.

Esta constatação tem importantes implicações para a política econômica. Visando um maior crescimento, justificar-se-ia o aprofundamento do processo de abertura comercial e a adoção de estratégias de promoção das exportações. Entretanto, é importante registrar que o sucesso de tais medidas depende também de outras variáveis exógenas, como um cenário internacional favorável e a disposição dos parceiros comerciais em adquirir produtos nacionais.

É preciso destacar, no entanto, que as conclusões deste trabalho são preliminares, sugerindo a necessidade de um aprofundamento da análise. Não foram investigados, por exemplo, os mecanismos de causa e efeito entre o comércio externo e o crescimento econômico. Estudos recentes, baseados nos modelos de crescimento endógeno, sugerem vários mecanismos através dos quais a abertura comercial pode influenciar a taxa de crescimento da economia no longo prazo. Esta literatura tem dado grande destaque ao mecanismo da difusão internacional de novas tecnologias. Logo, um possível desdobramento deste trabalho poderia referir-se à questão do impacto do comércio externo sobre a mudança tecnológica e a produtividade total dos fatores.

Além disso, é preciso reconhecer que a modelagem econométrica utilizada neste estudo, assim como outras modelagens, especialmente as de equilíbrio parcial, está sujeita a limitações. Sendo assim, parece desejável a condução de novos estudos acerca do tema em pauta, utilizando-se abordagens alternativas. Cabe destacar que os modelos de equilíbrio geral computável, em particular, têm sido amplamente utilizados para simular os impactos do comércio internacional.

Referências bibliográficas

- Agénor, P. R. (2000). *The Economics of Adjustment and Growth*. Academic Press, San Diego, CA.
- Akbar, M. & Naqvi, Z. F. (2003). Exports an engine of growth in Pakistan? In *International Conference on Policy Modeling (EcoMod2003)*, Istambul.
- Balassa, B. (1989). *Comparative Advantage, Trade Policy, and Economic Deleopment*. New York University Press.
- Bêrni, D. A., Morrone, H., & Koshiyama, D. B. (2008). Milagre exportador, preços relativos e o mal brasileiro. *Indicadores Econômicos FEE*, 35(3):137–54.
- Breusch, T. & Pagan, A. (1980). The LM test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47:239–254.
- Chow, P. C. Y. (1987). Causality between export growth and industrial development: Empirical evidence from the NICs. *Journal of Development Economics*, 26:55–63.
- Dolado, J. & Lütkepohl, H. (1996). Making wald tests work for cointegrated VAR systems. *Econometric Reviews*, 15(4):369–386.
- Dufour, J. M. & Renault, E. (1998). Short-run and long-run causality in time series: Theory. *Econometrica*, 66:1099–1125.
- Frankel, J. A. & Romer, D. (1996). Trade and growth: An empirical investigation. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper 5476.
- Giles, J. M. & Williams, C. L. (2000). Export-led growth: A survey of the empirical literature and some noncausality results, part 1. *Journal of International Trade and Economic Development*, 9:261–337.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37:424–438.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 5th edition.
- Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge.
- Heston, A., Summers, R., & Aten, B. (2006). *Penn World Table Version 6.2*. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. K., & Rosen, H. (1985). Implementing causality tests with panel data with an example from local public finance. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper T0048.
- Hurlin, C. (2004). Testing Granger causality in heterogenous panel data models with fixed coefficients. In *53ème Congrès Annuel de L'Association Française de Science Economique*, Paris.
- Jung, W. & Marshall, P. (1985). Exports, growth and causality in developing countries. *Journal of Development Economics*, 18:1–12.
- Kónya, L. (2000). Export-led growth or growth driven export? New evidence on Granger causality analysis on OECD countries. Working Paper, Central European University, Economics Department, 15/2000.
- Kónya, L. (2006). Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach. *Economic Modelling*, 23(6):978–992.
- Koshiyama, D. B. (2008). Crescimento econômico e comércio externo: Teorias e evidências empíricas para o Brasil. Master's thesis, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul PPGE/PUCRS.

- Matos, O. C. (2003). Interrelations among financial development, exports and economic growth: Analysis of the Brazilian experience. *Banco Central do Brasil, Technical Notes*, 40:1–39.
- Prebisch, R. (1949). *El Desarrollo Económico de América Latina Y Algunos de sus Principales Problemas*. CEPAL, Santiago de Chile.
- Rambaldi, A. N. & Doran, H. E. (1996). Testing for Granger non-causality in cointegrated systems made easy. Working Paper in econometrics and applied statistics 88, University of New England.
- Riezman, R., Whiteman, C., & Summers, P. M. (1996). The engine of growth or its handmaiden? A time-series assessment of export-led growth. GE, Growth, Math methods 9602002, EconWPA.
- Rivera-Batiz, L. A. & Romer, P. M. (1991). Economic integration and endogenous growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2):531–55.
- Rodríguez, F. & Rodrik, D. (2001). Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national literature. In Bernanke, B. & Rogoff, K. S., editors, *Macroeconomics Annual 2000*. MIT Press, Cambridge.
- Rodrik, D. (1995). The dynamics of political support for reform in economies in transition. *Journal of the Japanese and International Economies*, 9(4):403–425.
- Romer, P. (1994). New goods, old theory and the welfare costs of trade restrictions. *Journal of Development Economics*, 43(1):5–38.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66:225–50.
- Wälde, K. & Wood, C. (2004). The empirics of trade and growth: Where are the policy recommendations? *International Economics and Economic Policy*, 1(2/3):275–292.
- Xu, Z. (1996). On the causality between export growth and GDP growth: An empirical re-investigation. *Review of International Economics*, 4(2):172–184.
- Zapata, H. O. & Rambaldi, A. N. (1997). Monte Carlo evidence on cointegration and causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(2):285–98.

Anexo 1

Fig.1 – Evolução do produto interno bruto brasileiro: 1947-2006

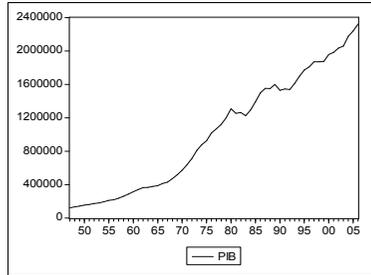


Fig.2 – Evolução do comércio externo brasileiro: 1947-2006

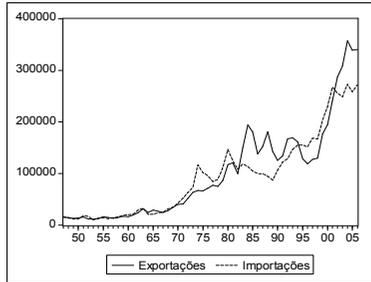


Fig.3 – Evolução da formação bruta de capital fixo no Brasil: 1947-2006

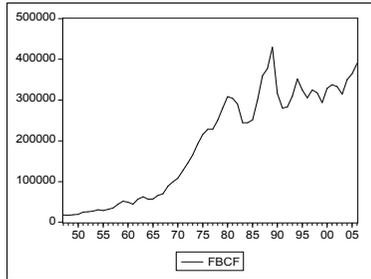
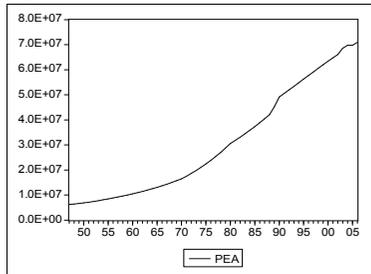


Fig.4 – Evolução da população economicamente ativa urbana no Brasil: 1947-2006



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA.

Tabela A1 – Exportações versus Crescimento Econômico: Teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) bivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causa Y		Y não Granger-causa X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_1^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\beta_2^{(d)}$
1	4,111029**	0,176120	1,260048	0,022626
2	3,397816*	0,248101	1,294719	0,015531
3	3,031019**	0,222695	1,958947	0,024001
4	3,889539**	0,188686	1,642439	0,029068
5	3,787038*	0,180501	2,371333	0,030977

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EVIEWS 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(d) $\gamma_1 = \sum \gamma_{1i} + \sum \gamma_{ij}$; $\beta_2 = \sum \beta_{2i} + \sum \beta_{2j}$.

Tabela A2 – Exportações versus Crescimento Econômico: Teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) trivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causa Y		Y não Granger-causa X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_1^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\beta_2^{(d)}$
6	3,335187*	0,137508	3,509346*	-0,001808
7	2,661771	0,192652	3,648176*	-0,013360
8	6,471099**	0,320954	3,879443**	-0,010231
9	4,716773**	0,240558	3,054486*	-0,006347
10	2,720161*	0,153546	6,630491***	0,006520

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EVIEWS 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(d) $\gamma_1 = \sum \gamma_{1i} + \sum \gamma_{ij}$; $\beta_2 = \sum \beta_{2i} + \sum \beta_{2j}$.

Tabela A3 – Importações versus Crescimento Econômico: Teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) trivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causa Y		Y não Granger-causa X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_1^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\beta_3^{(d)}$
6	1,885886	-0,087392	2,012363	0,363767
7	2,249051	-0,078036	1,976255	0,367466
8	0,414220	-0,012680	2,856778*	0,471814
9	1,323875	-0,059642	2,033692	0,385860
10	1,169088	-0,099675	4,122238**	0,369440

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EViews 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

$$(d) \delta_1 = \sum \delta_{1i} + \sum \delta_{ij}; \beta_3 = \sum \beta_{3i} + \sum \beta_{3j}.$$

Tabela A4 – Importações versus Exportações: teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) trivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causa Y		Y não Granger-causa X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_3^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\delta_2^{(d)}$
6	1,885886	-0,087392	2,012363	0,363767
7	2,249051	-0,078036	1,976255	0,367466
8	0,414220	-0,012680	2,856778*	0,471814
9	1,323875	-0,059642	2,033692	0,385860
10	1,169088	-0,099675	4,122238**	0,369440

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EViews 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

$$(d) \gamma_3 = \sum \gamma_{3i} + \sum \gamma_{3j}; \delta_2 = \sum \delta_{2i} + \sum \delta_{2j}.$$

Tabela A5 – Exportações versus Crescimento Econômico: teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) multivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causea Y		Y não Granger-causea X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_1^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\beta_2^{(d)}$
11	2,693484	0,162846	2,066062	0,121924
12	2,012352	0,223839	1,738004	0,122055
13	9,497159***	0,650145	2,066812	0,098000
14	3,649487*	0,249164	1,608211	0,122371
15	2,636401	0,164444	6,054849**	-0,031549

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EVIEWS 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(d) $\gamma_1 = \sum \gamma_{1i} + \sum \gamma_{1j}$; $\beta_2 = \sum \beta_{2i} + \sum \beta_{2j}$.

Tabela A6 – Importações versus Crescimento Econômico: teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) multivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causea Y		Y não Granger-causea X	
	MWALD ^(c)	$\delta_1^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\beta_3^{(d)}$
11	0,727612	-0,242806	0,000247	0,071896
12	0,407902	-0,147682	0,007958	0,065185
13	1,589769	-0,876849	0,086164	0,091725
14	0,694875	-0,405625	0,004764	0,071720
15	0,713637	-0,241406	0,112045	0,109343

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EVIEWS 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(d) $\delta_1 = \sum \delta_{1i} + \sum \delta_{1j}$; $\beta_3 = \sum \beta_{3i} + \sum \beta_{3j}$.

Tabela A7 – Importações versus Exportações: teste de não-causalidade de Granger (Sistema VAR (2) multivariado)

Modelo ^(b)	Hipótese nula ^(a)			
	X não Granger-causa Y		Y não Granger-causa X	
	MWALD ^(c)	$\gamma_3^{(d)}$	MWALD ^(c)	$\delta_2^{(d)}$
11	2,045222	-0,117437	1,392049	0,292031
12	2,072944	-0,114514	1,344462	0,291942
13	0,658060	-0,017346	1,874149	0,457155
14	1,662080	-0,104770	1,346692	0,352673
15	1,842707	-0,110048	1,681915	0,265511

Fonte: Estimacões feitas pelos autores, utilizando o software econométrico EViews 5.0.

Notas:

Cálculos do autor.

(a) Y denota o PIB real; X representa as exportações reais.

(b) Veja o Quadro 1.

(c) As estatísticas de teste reportadas seguem distribuição assintótica Qui-quadrado.

***, ** e * indicam rejeição da hipótese nula de não-causalidade aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

(d) $\gamma_3 = \sum \gamma_{3i} + \sum \gamma_{3j}$; $\delta_2 = \sum \delta_{2i} + \sum \delta_{2j}$.