



[Trabalho 556 ]  
**APRESENTAÇÃO ORAL**

*DANIELA ALMEIDA RAPOSO TORRES<sup>1</sup>; ÍVIS BENTO DE LIMA<sup>1</sup>; ALEXANDRE RODRIGUES LOURES<sup>2</sup>.*

*<sup>1</sup>UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO JOÃO DEL-REI, SÃO JOÃO DEL-REI - MG - BRASIL; <sup>2</sup>PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL, PORTO ALEGRE - RS - BRASIL.*

**EXPANSÃO DO AGRONEGÓCIO E CRESCIMENTO ECONÔMICO:  
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA ALGUMAS ECONOMIAS DE  
AMÉRICA LATINA. <sup>1</sup>**

**EXPANSION OF AGRIBUSINESS AND ECONOMIC GROWTH:  
EMPIRICAL EVIDENCE FOR SOME ECONOMIES OF LATIN  
AMERICA.**

**Grupo de pesquisa: Comércio Internacional**

**RESUMO:** Nos últimos anos o agronegócio consolidou-se como importante segmento produtivo da América Latina. O atual estágio de seu desenvolvimento coloca esta região entre as mais competitivas do mundo na produção de *commodities* agroindustriais. Ademais, de acordo com os pressupostos do modelo proposto por Kaldor (1994), o desempenho das exportações e importações desempenha um papel crucial no crescimento econômico. Pretende-se, assim, verificar empiricamente e por meio da literatura estruturalista, particularmente Kaldoriana, a relação contextualizada acima, entre comércio exterior no âmbito do agronegócio e crescimento econômico. O objetivo deste artigo é determinar a contribuição da expansão no exterior de produtos agrícolas para o crescimento econômico em algumas economias da América Latina. Neste trabalho, por meio da análise em painel, mostra-se que, mesmo com diversas técnicas de estimação por painel, o comércio externo das *commodities* agroindustriais exerce influencia positiva e significativa sobre o crescimento econômico de alguns países da América Latina no período entre 1960 e 2009.

---

<sup>1</sup> Agradeço à Fundação de Desenvolvimento da Pesquisa de Minas Gerais (FAPEMIG) pelo apoio financeiro para o custeio da ida e demais despesas ao 50<sup>a</sup> Congresso da SOBER.



**Palavras-chave:** crescimento econômico. Exportações agroindustriais. América Latina. Painel.

**ABSTRACT:** In recent years, agribusiness has become an important productive sector in Latin America. The current stage of development puts the region among the most competitive in world production of agroindustrial products. In addition, according to the assumptions of the Kaldor (1994) model, the performance of exports and imports plays a crucial role in economic growth. Based on these considerations, this study aims to test empirically and through structuralist literature, particularly Kaldorian, the contextual relationship between foreign trade in the area of agribusiness and economic growth. The aim therefore is to determine the contribution of the external expansion of agricultural products for economic growth in some economies in Latin America. The results using the panel data analysis show that, even with different estimation techniques for the panel, the foreign trade of agricultural products have considerable positive influence on economic growth in some Latin American countries in the period between 1960 and 2009.

**Keywords:** economic growth. Agribusiness exports. Latin America. panel.

**Grupo 3.** Comércio Internacional

## 1. Introdução

Nos últimos anos, o agronegócio tem se tornado um importante setor produtivo na América Latina. O atual estágio de desenvolvimento coloca a região entre os mais competitivos na produção mundial de produtos agroindustriais possibilitando expressiva ampliação de sua participação no comércio mundial.

Segundo Krugman e Obstfeld (2001), a exportação é utilizada, dentre outros objetivos, para gerar os recursos necessários para honrar os compromissos externos que possui um país. Possibilita uma maior entrada de divisas no país, um maior volume de produção, gera empregos e, conseqüentemente, enriquece a economia do mesmo.

Diferentes correntes de pensamento se desenvolveram, ao longo dos anos, com o intuito de estudarem o comportamento e funcionamento do comércio ente as nações. Este debate tem aumentado de forma gradual e constante ao longo do tempo, tanto pela importância da integração entre as economias para o crescimento dos fluxos de comércio internacional, quanto pela interação financeira em nível global que tem se acelerado nos últimos trinta anos (BAUMANN, 2004).

Kaldor contribui com o debate ao teorizar sobre a importância do comércio exterior para o crescimento econômico das economias. A ênfase de Kaldor (1994) na evolução das exportações líquidas como o principal componente da demanda final, tem levado alguns autores como Thirlwall (1979), McCombie e Thirlwall (1994), Dixon e Thirlwall (1994), para formalização dos modelos de crescimento liderado nas exportações. Conseqüentemente, o desempenho das exportações e importações, de acordo com os pressupostos do seu modelo, desempenha um papel crucial no crescimento econômico.



Neste contexto e, partindo do pressuposto de que produtos agroindustriais têm um peso significativo na pauta de exportações da América Latina, o presente trabalho visa testar empiricamente e através da literatura estruturalista, particularmente Kaldoriana, a relação contextualizada acima, entre comércio exterior no âmbito do agronegócio e crescimento econômico. Objetiva-se, portanto, determinar a contribuição da expansão no exterior de produtos agrícolas para o crescimento econômico em algumas economias da América Latina, através da metodologia de painel.

O desenvolvimento do trabalho dá-se da seguinte maneira: na próxima sessão apresenta-se o argumento de Kaldor, e de alguns autores que seguem a tradição Kaldoriana, sobre a relação entre comércio exterior e crescimento. Em seguida, são definidas as variáveis utilizadas e as justificativas do método de análise em painel. Já na seção 3, são apresentadas as estimativas obtidas, bem como as análises dos resultados. A última seção destina-se às conclusões do trabalho.

## **2. A relação entre comércio internacional e crescimento econômico: uma análise da contribuição de Kaldor e Thirlwall**

No intuito de contribuir ao debate sobre os determinantes do crescimento econômico, Kaldor (1994)<sup>2</sup> atribuí à demanda um papel central na explicação dos diferenciais de crescimento entre os países. Ao argumentar sobre a importância de considerar o papel da demanda para o crescimento econômico, não exclui o papel da oferta sobre o mesmo. Segundo o autor, “*economic growth is result of a complex process of interaction between increases of demand induced by increases in supply and of increases in supply generated in response to increases in demand.*” (KALDOR, 1994, p.297).

No entendimento de Kaldor, como a demanda tem um lugar central na explicação do crescimento econômico, cada um de seus componentes (consumo, gastos do governo, investimento e exportações líquidas) possui importância na determinação das taxas de crescimento da economia, uma vez que o surgimento de retornos crescentes de escala<sup>3</sup> depende de alterações dessa demanda. Vale ressaltar, no entanto que, o enfoque do autor se dá na análise do efeito das exportações líquidas sobre a demanda final da economia. Em outras palavras, o aumento das exportações líquidas é fundamental para alavancar o crescimento econômico. (KALDOR, 1994).

Para justificar seu ponto, Kaldor (1994) enumera etapas nas quais a economia percorre até se tornar plenamente desenvolvida. Enumera quatro etapas, assim descritas:

---

<sup>2</sup> O artigo de Kaldor: *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom*, foi publicado originalmente no ano de 1966.

<sup>3</sup> El concepto de rendimientos crecientes a escala de Marshall (1982). Su conjetura es una importante contribución a las teorías de Kaldor de crecimiento económico. Desde la hipótesis de rendimientos crecientes a escala se producen aumentos en la productividad de los factores de la producción al aumentar la producción. Estos resultados serían los rendimientos crecientes estática. Un aumento sostenido de la productividad, incluso en tiempos de disminución de la producción es el resultado de la dinámica de rendimientos crecientes. La presencia de estos retornos dinámicos como se describe en Kaldor (1994) abre la posibilidad de que una parte de los avances tecnológicos se determina de forma endógena en el sistema económico. Ver Oliveira et al (2006).



redução das importações de bens de consumo devido à expansão da indústria nacional; crescimento das exportações líquidas dos bens de consumo, redução das importações de bens de capital devido à expansão da indústria nacional, e crescimento das exportações líquidas dos bens de capital. Nas etapas iniciais observa-se o crescimento do setor industrial nacional conduzindo a expansão do mercado interno, associado ao aumento do consumo e, conseqüentemente, possibilitando o surgimento de retornos crescentes de escala. Em outras palavras, taxas de crescimento elevadas nas etapas iniciais de desenvolvimento podem ser explicadas pela migração de mão de obra dos setores tradicionais para o setor industrial, permitindo o aumento da renda per *capita* e da demanda do país.<sup>4</sup> Este resultado conduz, sob hipótese de retornos crescentes de escala, a um aumento da produtividade do trabalho e uma continuidade do crescimento. A interação entre este crescimento da demanda, gerado pela expansão do mercado interno nas etapas iniciais do processo de substituições de importações, e os mecanismos de crescimento propostos por Kaldor<sup>5</sup> podem conduzir um país a um crescimento cada vez maior. E, a partir da consolidação do setor industrial nacional e do alcance da igualdade entre as rendas per capita dos setores primário e industrial, as exportações líquidas tornam-se o principal componente da demanda. Neste momento caracteriza-se a maturidade econômica, situação na qual a renda real per capita é igual nos diferentes setores (primário, secundário e terciário) de uma economia. (KALDOR, 1994, p.281).

A ênfase de Kaldor (1994) na evolução das exportações líquidas como o principal componente da demanda final<sup>6</sup>, levou alguns autores como Thirlwall (1979), McCombie e Thirlwall (1994), Dixon e Thirlwall (1994), a formalizarem modelos onde o crescimento é liderado pelas exportações e todos os demais componentes da demanda, quando comparados às exportações líquidas, possuem um impacto pequeno sobre a taxa de crescimento da economia. Vale ressaltar que, estes modelos de crescimento preocupam-se em analisar a importância da demanda na determinação do crescimento de uma economia aberta e se ela é importante na explicação das diferentes taxas de crescimento econômico nos diversos países. Em outras palavras, estes modelos permitem analisar como o desempenho da balança comercial e do balanço de pagamento (BP) influencia a performance econômica dos países, no âmbito das ideias desenvolvidas por Kaldor.

---

<sup>4</sup> Essa discussão remete-se ao modelo de crescimento dual desenvolvida inicialmente por Lewis (1969), nele o crescimento econômico será resultado da interação entre um setor industrial (moderno) de um setor agrícola (atrasado). Neste setor, atrasado, há excesso de mão de obra, quando o setor industrial cresce, ele atrai a mão de obra da agricultura, aumentando o produto médio agrícola, derivado do aumento da produtividade do trabalho no setor agrícola.

<sup>5</sup> As principais características do crescimento econômico descritas por Kaldor são reconhecidas na literatura como Leis de Crescimento Kaldorianas (THIRLWALL, 1987). Pode-se enumerá-las em três: a taxa de crescimento da economia está fortemente relacionada ao crescimento do setor industrial; a taxa de crescimento do setor industrial relaciona-se positivamente com a produtividade do trabalho, exercendo uma influência sobre esta (também conhecida como a Lei de Verdoorn); o crescimento da produtividade do trabalho está positivamente associado com o crescimento do setor industrial e negativamente associado com o crescimento do setor primário.

<sup>6</sup> Kaldor (1994) enfatiza este componente da demanda para explicar as diferenças entre as taxas de crescimento de países desenvolvidos como, por exemplo, Inglaterra e Japão, atentando para o fato da estagnação da taxa de crescimento deste primeiro país no período pós-guerra em contraponto ao avanço produtivo do segundo nesse mesmo período.



A sustentação da hipótese do crescimento liderado pelas exportações implica no uso do “multiplicador do comércio internacional de Harrod” (termos reais de troca constantes e equilíbrio do balanço de pagamentos), cuja demonstração leva concluir que a taxa de crescimento da economia é determinada pela taxa de crescimento das exportações e pela elasticidade renda da demanda por exportações (que por hipótese, é igual à elasticidade-renda da demanda por importações). Conseqüentemente, o desempenho externo, ou melhor, das exportações e importações, de acordo com as suposições do modelo, tem papel crucial no crescimento de uma determinada economia.<sup>7</sup>

### 3. Descrição das variáveis e Metodologia

Neste trabalho, utilizam-se informações sobre contas nacionais com o propósito de explicar se o comércio internacional tem contribuído para o crescimento econômico de alguns países da América Latina, a saber: Brasil, Argentina, Bolívia, Colômbia, Chile, Equador, Guiana, Paraguai, Peru, Suriname, Uruguai, Venezuela. A justificativa para a escolha desse grupo de países está no debate sobre a capacidade do comércio exterior de alavancar o crescimento dessas economias, no âmbito da expansão recente do agronegócio. Ademais, a escolha destes países seguiu critérios de qualidade e disponibilidade dos dados utilizados neste trabalho para o período entre 1960 e 2009. Levando em conta os critérios acima descritos, chegou-se a uma amostra de 12 países, utilizada ao longo deste trabalho, estes com os mais variados graus de desenvolvimento e de tamanho de população.

A partir destas constatações, este trabalho estuda os efeitos do comércio externo das *commodities* agroindustriais no crescimento econômico por meio de uma análise de painel. Vale ressaltar que, a literatura teórica e empírica sobre os determinantes do crescimento econômico, assentada sobre diversas escolas do pensamento econômico, supõe-se, em linhas gerais, que este está correlacionado com uma ou mais das seguintes variáveis: produto e/ou grau de utilização da capacidade produtiva da economia; investimentos privado e externo; taxa de juros real; grau de incerteza – em geral representado pelas oscilações do nível de preços ou da taxa de câmbio; taxa de câmbio real; dívida externa/PIB; investimento do setor público; carga tributária, educação e comércio externo.<sup>8</sup>

Então, para este propósito, as variáveis utilizadas são: Produto Interno Bruto (PIB), como indicador de crescimento econômico (variável dependente), dada pela taxa de crescimento percentual anual do PIB de cada país, fornecida pelo World Bank (*WDI online*). As variáveis relacionadas com o comércio externo das *commodities* agroindustriais dos países da amostra são: taxa de crescimento anual das exportações de produtos agroindustriais (*cresexport*), em termos percentuais, e o indicador de volume de comércio externo de produtos agroindustriais (*volcom*), dado pelo somatório entre importações e

---

<sup>7</sup> Para mais detalhes ver Thirlwall (1979).

<sup>8</sup> Para mais detalhes sobre este ponto, Thirlwall (1979), Kaldor (1994), Ribeiro e Teixeira (2001), Dornbush, Fischer e Startz (2003), Krugman e Obstfeld (2004), Jayme Jr. (2001), Alves e Luporini (2007; 2008), e, entre outros.



exportações de produtos agroindustriais.<sup>9</sup> O investimento agregado (FBKF), representado pela série Formação Bruta de Capital Fixo como percentual do PIB de cada país, fornecida pelo World Bank (WDI *on-line*). Para a poupança (poup) foi utilizado o indicador de poupança bruta domésticas como percentual do PIB de cada país, fornecida pelo World Bank (WDI *on-line*). O investimento direto estrangeiro (IDE) foi mensurado em milhões de dólares líquidos, ou seja, o IDE recebido menos o IDE enviado ao exterior pelo país considerado, indicador fornecido pelo World Bank (WDI *on-line*). O investimento governamental (gastogov) foi mensurado como o percentual do gasto de capital do governo em relação à arrecadação total, indicador fornecido para cada país pelo World Bank (WDI *on-line*). Tal Enquanto, a mensuração das reservas (reservas) deu-se pela média anual do somatório das moedas estrangeiras e ouro convertidos em dólar pelo câmbio médio do período para cada país, fornecido pelo World Bank (WDI *on-line*). Para inflação (infla) e câmbio (cambio) foi utilizado, respectivamente, o indicador de índice de preços ao consumidor e a série da taxa de câmbio real efetiva ano base=2005 para cada país, ambas fornecidas pelo World Bank (WDI *on-line*). Por fim, para a educação (educa) como não havia informações completas e uniformes dos anos de escolaridade dos países estudados, foi utilizado percentual dos gastos com educação em relação aos gastos totais com uma proxy para a variável escolaridade, fornecido pelo World Bank (WDI *on-line*).

Todas as variáveis utilizadas foram extraídas pela amostra de 12 países no período de 1960 a 2009 num mesmo banco de dados, o que permite uma base comparativa relativamente consistente, uma vez que as metodologias de cálculos das variáveis seguem procedimentos semelhantes e permitem comparações menos viesadas. Assim, os dados possuem periodicidade anual e mesma forma de metodologia de construção, permitindo base comparativa mais estável entre os países da amostra. Adotou-se, portanto, um painel não balanceado, com diferenças entre as observações de cada país e de cada período de tempo.<sup>10</sup>

A estrutura formal para dados em painel permite combinar dados advindos de séries de tempo com dados de *cross-section*, o que minimiza o problema de variável omitida quando se estima um modelo com base em séries de tempo ou *cross-section* (HSIAO, 2003). Ademais, a aplicação dessa técnica, dados em painel, em economias bastante diferentes permite obter uma estimação mais eficiente dos parâmetros. Além disso, pode-se detectar melhor as diferenças entre os países ou grupo de países (heterogeneidade). É possível, também, observar a dinâmica das variáveis explicativas ao longo do tempo. Assim sendo, se os parâmetros não variarem ao longo do tempo, será possível agrupar todas as observações de corte transversal e de série temporal (*pooling*) e aplicar o método de Mínimos Quadrados Ordinários ao processo de estimação. Entretanto, quando existe grande heterogeneidade na amostra, restrição comum aos modelos de corte transversal, ou

<sup>9</sup> Para comércio externo de produtos agroindustriais os dados estão disponíveis apenas para os anos do período 1980 a 2009, a partir dos dados da [United Nations Statistics Division](#) e Organização Mundial do Comércio, 2011.

<sup>10</sup> A justificativa para a escolha de uma amostra não-balanceada é que ela permite o uso de maior quantidade de informações sobre os países, visto que o banco de dados apresenta lacunas de dados. A amostra não-balanceada não exige o mesmo número de países para cada grupo e o mesmo número de dados para cada país; a amostra balanceada, por sua vez, exige o cumprimento destes critérios. Essas limitações determinaram a utilização de uma amostra não-balanceada. Para mais detalhes sobre o tipo de amostra e método de estimação das mesmas ver Wooldridge, (cap. 17, 2002) e Baltagi, (cap.9, 2001).



uma correlação serial dos erros, restrição comum aos modelos de séries temporais, ou uma combinação dos dois efeitos, a reunião dos dados não será mais recomendada.

Para se conseguir uma especificação mais correta destes efeitos dos modelos de dados em painel duas abordagens são utilizadas: efeito fixo e efeito aleatório. Essa abordagem permite separar os fatores não observados que afetam a variável dependente em dois tipos: os que são constantes (efeito fixo) e os que variam ao longo do tempo (efeito aleatório). O primeiro caso leva em consideração os efeitos específicos atrelados às unidades individuais, no caso os países, principalmente quando existe grande heterogeneidade na amostra, o que não ocorre quando a estimação de *cross-section* é feita por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Através de uma regressão se ignoram os efeitos individuais não observados dos países, efeitos estes que poderão contribuir para que os impactos das variáveis explicativas sobre o investimento tendam a ser subavaliados. Para se conseguir uma especificação mais correta da relação entre o investimento e seus possíveis determinantes, torna-se necessário considerar os efeitos individuais não observáveis dos países, nomeadamente através de modelos de painel de efeitos fixos. Os efeitos fixos são variáveis omitidas que variam entre os indivíduos, mas não ao longo do tempo (STOCK E WATSON, 2004).

Um modelo geral da regressão a estimar, analiticamente apresenta a seguinte expressão:

$$Y_{it} = \beta'x_{it} + v_{it}, (i)$$

$$\text{com } v_{i,t} = \alpha_i + u_{it}$$

com  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 1, \dots, T$  em que:

$Y_{it}$  = representa a variável dependente do país  $i$  no ano  $t$ ;

$x_{it}$  = representa as variáveis explicativas de  $Y$  do país  $i$  no ano  $t$ ;

$\beta$  = corresponde aos parâmetros da regressão a estimar;

$\alpha_i$  = corresponde aos fatores específicos dos países, de forma que  $\alpha_i \sim (0, \sigma^2_\alpha)$ , que não são diretamente observáveis pelos determinantes de  $Y$  e  $u_{it}$  = é o termo da perturbação aleatória do país  $i$  no ano  $t$  tal que  $u_{it} \sim (0, \sigma^2_u)$ . Temos ainda que  $E[u_{it} \alpha_i] = 0$  e  $E[u_{it} x_{it}] = 0$ .

Se  $\alpha_i$  for constante, obtém-se o modelo com efeito fixo. A variável  $\alpha_i$  capta todos os fatores não observados, constantes no tempo e que afetam  $Y$ . Por outro lado, se  $\alpha_i$  for variável, obtém-se o modelo com efeito aleatório. Dessa forma, o que diferencia o modelo de efeitos aleatórios do de efeitos fixos seria principalmente a hipótese de não correlação entre o efeito não observado  $\alpha_i$  e as variáveis explicativas  $x_{it}$ . A existência de correlação entre o efeito individual e os regressores pode ser detectada por meio da aplicação dos testes de Breusch-Pagan (GREENE, 2002) e de Hausman (1978). O primeiro considera como hipótese nula que a variância do componente individual  $\alpha_i$  seja igual à zero. No teste de Hausman a hipótese nula é de que não há correlação entre  $\alpha_i$  e  $x_{it}$ . No caso de haver correlação, a estimação deve ser feita a partir do estimador de efeito fixo (LSDV)<sup>11</sup>, caso

---

<sup>11</sup> Least Square Dummy Variable.



contrário, o estimador de efeito aleatório é o mais apropriado.<sup>12</sup> Conjuntamente com estes testes será efetuado o teste da autocorrelação serial dos erros idiossincráticos, em acordo com o proposto por Wooldridge (2002). Outro problema que pode estar presente nos dados é a heterocedasticidade dos grupos nos painéis. Este teste consiste em verificar se as variâncias dos grupos são homocedásticas. O teste baseado na distribuição  $\chi^2$  (Qui-quadrado) para dados de painéis foi proposto por Greene (2002) e consiste em verificar se os grupos apresentam variâncias idênticas ou não entre os painéis (*groupwise heterokedasticity test*). Diante da presença de heteroscedasticidade e de autocorrelação serial estima-se o modelo pelo método *panel-corrected standard errors* (PCSEs). Este método é uma alternativa ao método dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS). Ambos produzem estimadores consistentes. Porém, quando os painéis não são balanceados na variável tempo (as séries de tempo não tem a mesma extensão que todos os países) com  $t > n$  e por um período de 20 anos, Beck e Katz (1995) mostram que as estimativas por FGLS podem resultar em estimações inconsistentes dos parâmetros.<sup>13</sup>

#### 4. Estimação e Resultados

A estimação do modelo foi feita de modo à identificar quais variáveis influenciaram o crescimento do PIB dos países da América do Sul considerados no período 1960-2009. Assim, para cada variável considerada poderia ser considerado um bloco de 600 observações, já que são doze países em cinquenta anos. Contudo, por se tratar de um painel em que nem todas as variáveis possuem valores observáveis para todos os anos e para todos os países, especialmente as referentes ao comércio externo de produtos agroindustriais para os quais os dados estão disponíveis apenas a partir do ano 1980, não se pode dizer que há essas 600 observações para cada variável. Antes de mostrar a forma funcional do modelo e seus resultados, seguem algumas estatísticas descritivas dos dados utilizados (TAB. 1).

**TABELA 1- Estatística descritiva das variáveis analisadas: 1960 – 2009**

Variável	Obs	Média	Desvio Padrão	Min	Max
----------	-----	-------	---------------	-----	-----

<sup>12</sup> Para mais detalhes sobre as hipóteses dos modelos de efeito fixo e efeito aleatórios ver Wooldridge, (cap. 10, 2002) e Baltagi, (cap.3, 2001).

<sup>13</sup> Ademais, a estimativa do painel dinâmico requer alguns cuidados. A estimação através da técnica momentos, GMM (*Generalized Method of Moments*), por exemplo, não é recomendada para amostra em painel de dimensões similares aos deste trabalho. Isso porque, de acordo com Mátyás (1999), com um grande número de observações ao longo do tempo para um número comparativamente pequeno de países, os estimadores LSDV ou *within* são consistentes, mesmo que não completamente eficientes. Depois, como é mostrado em Arellano e Bond (1991), entre outros, a quantidade de condições de momentos disponíveis aumenta quadraticamente em  $T$ , o que torna o peso computacional do GMM, para um  $T$  elevado, demasiado oneroso. Neste caso, os estimadores GMM, por serem relativamente exigentes e não darem provas de grande eficiência são preteridos. Para mais detalhes ver Mátyás (1999) e Baltagi (2001).



Crescimento do PIB (%)	574	3,3	3,84	-13,44	18,29
Crescimento das exportações (%)	328	2,32	5,85	-160,91	71,06
Volume de comércio (bilhões de US\$)	341	5,34	2,12	0,09	71,09
Reservas internacionais (milhões de US\$)	598	6,21	0,86	0	238,54
Poupança doméstica interna (% do PIB)	414	17,39	17,24	-28,47	46,01
Variação da taxa de câmbio em relação ao dólar	578	33,87	0	-669,48	6340,23
Taxa de inflação (% preço ao consumidor)	535	109,33	13,43	-14,79	11749,6
FBKF (% do PIB)	539	19,79	19,13	-11,68	52,49
Investimento do governo (% de gasto com capital em relação ao gasto total)	477	10,09	10,44	2,02	21,66
Despesas com educação (% das despesas do governo)	456	3,6	3,43	0,96	10,16
Investimento direto externo (bilhões de US\$)	457	1,76	0,14	-3,11	45,06

Fonte: Elaboração Própria.

Estes dados referem-se ao total dos países da amostra e ao período 1960-2009. Considerando 12 países e o período de 50 anos para os quais temos os dados incompletos temos um total médio de 481 observações. Apesar de ser de fácil compreensão a tabela acima, faremos a leitura da primeira variável que é o crescimento econômico dos países no período. A média no período foi de 3,30, com um desvio padrão de 3,84. Os valores máximos e mínimos refletem a existência de alguma discrepância, que é prevista. O menor nível do crescimento do PIB (%) verificado nos países foi de -13,44, sendo o maior nível registrado 18,29. Estes valores certamente apresentam-se como potenciais *outliers*. Nas estimativas a serem realizadas estes *outliers* tendem a serem absorvidos através da utilização de variância específica de painéis. Além disso, as séries de alguns países eram incompletas, principalmente na série de crescimento das exportações e volume do comércio, possibilitando a ocorrência de problemas de normalidade devido à presença de *outliers*.

Realizadas essas considerações, estimou-se o modelo pelos métodos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. As estimações por efeitos fixos e efeitos aleatórios permitem a realização de testes para detectar se os dados se ajustam em um modelo de efeitos fixos ou em um de efeitos aleatórios (teste de Hausman e o teste de Breusch e Pagan). Além disso, essas estimações possibilitam a execução dos testes de heterocedasticidade e de correlação serial. As TAB. 2 e 3 mostram as respectivas estimações. Uma vez estimados os modelos de efeito fixos e de efeitos aleatórios, têm-se disponíveis vetores de erros idiossincráticos, variâncias e demais parâmetros, que serão utilizados na execução dos testes de Breusch e Pagan, de Hausman, de heterocedasticidade e de autocorrelação.

**TABELA 2: Estimação de Efeitos-fixos, usando 291 observações.  
Incluídas 12 unidades de corte transversal**

PIB	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
Constante	-5,90	2,52	-2,34	0,01	**
cambio	-0,001	0,0006	-2,29	0,02	**
reservas	(*)	(*)	0,13	0,89	
cresexpor	0,019	0,01	1,66	0,09	*
poup	0,21	0,04	4,81	<0,00001	***
IDE	-2,83022e-011	7,9259e-011	-0,35	0,72	



educa	-0,27	0,30	-0,90	0,36	
infla	-0,001	0,0002	-3,61	0,0003	***
volcom	4,64091e-011	1,09518e-010	0,42	0,67	
gastogov	0,54	0,19	2,80	0,005	***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (\*) Valores com baixa significância econômica e estatística dos coeficientes; \*\*\* indica 1% de significância estatística; \*\* indica 5% de significância estatística; \* indica 10% de significância estatística.

Os resultados da TAB.2 e 3 mostram que em todos os modelos a maioria dos coeficientes estimados apresenta-se estatisticamente significativa e com pequeno valor. A não significância estatística de alguns parâmetros bem como o pequeno valor de outros pode estar associado, dentre outros fatores, aos problemas de heterocedasticidade e autocorrelação.

O coeficiente estimado de reservas, investimento direto estrangeiro, gastos com educação (%) e volume de comércio figura nos modelos como não-significativo. Os coeficientes das demais variáveis, no entanto, são significativos e apresentam o sinal esperado: os modelos indicam uma relação positiva entre o crescimento do PIB (%) e a taxa de crescimento das exportações de produtos agroindustriais, corroborando o objetivo principal deste trabalho, a poupança como % do PIB, os gastos do governo como % de seus gastos totais; e uma relação negativa entre o crescimento do PIB (%) e a variação da taxa de câmbio real, a taxa de inflação e o volume de comércio (não-significativo).

Ademais, nos resultados das estimativas mostrados nas tabelas, em que a variável dependente é o crescimento anual do PIB em termos percentuais, tem-se que a variável *cresexport*, que denota o crescimento anual percentual das exportações dos países analisados, é significativa a 5% quando considerando a estimativa por efeitos aleatórios e 10% quando por efeitos fixos. Ou seja, assumindo ou não que as características não observáveis específicas de cada país estão correlacionadas com as variáveis explanatórias (independentes), a taxa de crescimento das exportações de produtos agroindustriais possui influência significativa no crescimento do PIB. O mesmo não se pode dizer de outra variável indicativa de comércio exterior de produtos agroindustriais *volcom*, que quase apresentou significância estatística próxima a 10% para a estimativa por efeitos aleatórios.

**TABELA 3: Estimação de Efeitos-aleatórios, usando 291 observações.**

**Incluídas 12 unidades de corte transversal**

PIB	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
Constante	-2,43	1,63	-1,48	0,13	
cambio	-0,001	0,0006	-1,93	0,05	*
reservas	(*)	(*)	0,27	0,78	
cresexpor	0,024	0,01	2,12	0,03	**
poup	0,14	0,03	3,93	0,0001	***
IDE	-8,12732e-012	7,79816e-011	-0,10	0,91	
educa	-0,06	0,19	-0,35	0,72	
infla	-0,001	0,0002	-3,48	0,0005	***
volcom	-5,04184e-012	6,74211e-011	-0,07	0,94	
gastogov	0,27	0,12	2,19	0,02	**

Fonte: Elaboração própria.



Notas: (\*) Valores com baixa significância econômica e estatística dos coeficientes; \*\*\* indica 1% de significância estatística; \*\* indica 5% de significância estatística; \* indica 10% de significância estatística.

O teste de Breusch e Pagan apresenta como resultado a estatística do multiplicador de Lagrange (LM) que segue uma distribuição  $\chi^2$  a ser utilizada para testar qual modelo que melhor se ajusta aos dados, se o modelo de efeitos fixos ou o de efeitos aleatórios. O resultado está explicitado na TAB. 4. O valor de LM do teste de Breusch e Pagan foi LM = 8,35316e-006, sendo que a estatística LM segue uma distribuição  $\chi^2$  com 1 g.l. Assim, como  $\chi^2(1)$  crítico é 3,5, não foi possível rejeitar a hipótese  $H_0$  em favor do modelo de efeitos aleatórios.

Ademais, para averiguar se os modelos estimados são adequados sob as suposições do método de efeitos aleatórios comentados anteriormente, foi realizado o teste de Hausman nos modelos estimados. Esse teste tem como hipótese nula a consistência dos estimadores de efeitos aleatórios, ou seja, a rejeição da hipótese nula implica consistência dos estimadores de efeitos fixos e inconsistência dos estimadores de efeitos aleatórios. O teste apresenta uma distribuição *qui-quadrado* ( $\chi^2$ ) e rejeitou a hipótese nula, sendo o valor de  $\chi^2$  encontrado de 16,43. Portanto, podemos assumir a condição de correlação entre os efeitos não observados e as variáveis explicativas do modelo (efeitos fixo). A mensagem aqui é que, sendo possível rejeitar a hipótese nula do teste de Hausman, um modelo de painel de efeitos fixos é a forma mais correta de proceder à estimação da relação entre o PIB e seus determinantes. Cabe ressaltar que os resultados deste teste podem estar sendo influenciados pela presença de autocorrelação.

Quanto aos testes de heterocedasticidade e de autocorrelação, os resultados estão apresentados na TAB. 4. Pode-se rejeitar a hipótese de homocedasticidade entre os painéis, uma vez que o coeficiente de Wald encontrado foi  $\chi^2(12) = 186$ , que é maior do que o  $\chi^2(12)$  crítico. Portanto, temos a presença da heterocedasticidade nos dados. A estatística do teste de autocorrelação entre painéis de Wooldridge,  $F(1,11) = 56,071$ , é maior do que a estatística de teste  $F(1,11)$  crítica, ou seja, pode-se negar a hipótese  $H_0$  em favor da autocorrelação de 1ª ordem entre os resíduos.

**TABELA 4: Testes de Painel**

---

Teste de Breusch-Pagan

---

Hipótese nula: Variância do erro de unidade-específica = 0

Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(1) = 8,35316e-006

com p-valor = 0,99

---

Teste de Hausman -

---

Hipótese nula: As estimativas GLS são consistentes

Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(9) = 16,43

com p-valor = 0,058

---



---

Teste de Wald independente da distribuição para heteroscedasticidade

---

Hipótese nula: as unidades têm a mesma variância de erro

Estatística de teste assintótica: Qui-quadrado(12) = 186,87

com p-valor = 1,65259e-033

---

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

---

H0: no first-order autocorrelation

F( 1, 11) = 56.07

Prob > F = 0.0000

---

Fonte: Elaboração própria.

Como todas as estimativas apresentaram problemas de heteroscedasticidade e de autocorrelação, optou-se por utilizar o procedimento de *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE). Poder-se-ia, também, ter reportado os resultados usando o procedimento de *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS). Fez-se a escolha pelo PCSE porque a maioria dos trabalhos com estimativas em painel tem optado por esse procedimento em função da maior precisão nos desvios padrão calculados.<sup>14</sup> Portanto, o modelo foi estimado utilizando-se *panel-corrected standard errors* (PCSEs) com correção da heteroscedasticidade e da correlação serial.

A TAB. 5 apresenta os resultados da estimação por *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE) do modelo de crescimento do PIB (%).<sup>15</sup> Os dados utilizados são anuais, abrangendo 12 países no período de 1960-2009.

**TABELA 5: Modelo econométrico para o crescimento do PIB corrigido para heteroscedasticidade e autocorrelação**

PIB	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
Constante	-5,90	2,52	-2,34	0,01	**
cambio	-0,001	0,0006	-2,29	0,02	**
reservas	(*)	(*)	0,13	0,89	
cresexpor	0,02	0,01	1,66	0,09	*
poup	0,21	0,04	4,81	<0,00001	***
IDE	-2,83022e-011	7,9259e-011	-0,35	0,72	
educa	-0,27	0,30	-0,90	0,36	
infla	-0,001	0,0002	-3,61	0,0003	***
volcom	4,64091e-011	1,09518e-010	0,42	0,67	
gastogov	0,54	0,19	2,80	0,005	***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (\*) Valores com baixa significância econômica e estatística dos coeficientes; \*\*\* indica 1% de significância estatística; \*\* indica 5% de significância estatística; \* indica 10% de significância estatística.

<sup>14</sup> Ver Beck (2001) sobre as propriedades do PCSE e do FGLS.

<sup>15</sup> Os coeficientes e o erro-padrão são estimados no comando *xtgee* do programa STATA. Segundo Beck e Katz (1995), em painéis de dimensões similares aos deste trabalho, para controlar prováveis problemas de heteroscedasticidade e correlação de resíduos entre países, propõe-se uma correção no cálculo do erro-padrão, o PCSE. O comando *xtgee* do STATA permite estimar a equação mediante esse procedimento. Contudo, foram realizadas estimações das equações em estudo com o comando *xtpcse* com ponderação para correlação serial dos resíduos e heteroscedasticidade. No entanto, os resultados não foram reportados em virtude da maior robustez e eficiência apresentada pela estimação da equação com o comando *xtgee*.



De acordo com a TAB. 5, os resultados indicam que as variáveis anteriormente delineadas como significativas permanecem relevantes na explicação do crescimento do PIB (%), com após a correção para heterocedasticidade e para autocorrelação pelo PCSE. Por estes modelos, a taxa de crescimento do PIB (%) em relação ao crescimento das exportações de produtos agroindústrias (coeficiente da  $cresexpor = 0,024$ ) revela uma forte resposta do PIB a variações das exportações destes produtos nos países da América Latina. Esse resultado é compatível com a teoria Kaldoriana, que atribui importância da demanda externa como determinante do crescimento, pois confirma a importância do comércio externo sobre o crescimento econômico, neste caso do comércio externo de produtos agroindustriais.

Por fim, observa-se que os resultados fundamentais permanecem inalterados, ou seja, o papel significativo do comércio exterior no crescimento econômico dos países estudados, mesmo variando as técnicas de estimação dos modelos, de acordo com resultados teóricos anteriores.

## 5. Considerações Finais

Neste trabalho foi mostrado que estabelecer uma ligação entre abertura ao comércio exterior de um país e seu crescimento econômico ainda é fonte de muitos questionamentos e debates entre os pesquisadores de economia internacional.

A fim de contribuir com esse debate, o trabalho propôs-se estudar a contribuição do comércio exterior de produtos agroindustriais, em razão da significativa e recente expansão do agronegócio, para o crescimento econômico de algumas economias da América Latina por meio da metodologia de painel, que fornece resultados em que são expurgadas as características individuais dos países. Além disso, técnicas de estimação com correção no cálculo do erro-padrão foram utilizadas para amenizar os problemas de heterocedasticidade e de autocorrelação.

Os resultados apontam que, mesmo com a utilização de técnicas diferentes, o comércio exterior de produtos agroindustriais desempenhou papel significativo e positivo no crescimento dos países da América Latina aqui estudados para o período 1960-2009, em favor das teorias de abertura comercial e orientação exportadora. Ainda, os resultados apontam que as utilizações de técnicas que buscam minimizar os problemas de heterocedasticidade e de autocorrelação corroboram o ajuste dos modelos. Assim, esses resultados adicionam uma contribuição empírica baseada em fundamentos teóricos presentes em Kaldor acerca dos efeitos do comércio exterior no crescimento econômico.

Contudo, os resultados aqui apresentados estão longe de ser indicativos incondicionais de aceitação ou refutação de uma ou outra teoria. Apenas levantam a questão sobre a necessidade de estudos que busquem uma melhor argumentação sobre a relação comércio exterior de produtos agroindustriais e crescimento econômico. Dessa forma, propomos como objetivo para pesquisas futuras, o estudo da sustentabilidade do crescimento econômico destes países baseado no comércio exterior de produtos agroindustriais.



## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, J.D.O.E.; LUPORINI, V. Evolução da teoria do investimento e análise empírica para o Brasil. Recife, *Anais do XXXV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, 2007.

ALVES, J.D.O.E; LUPORINI, V. Determinantes do investimento privado no Brasil: uma análise de painel setorial. Salvador, *Anais XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC*, 2008.

ARELLANO, M. E.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 58, n. 2, p.277-297, Apr. 1991.

BALTAGI, B. H. *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley. 2001.

BAUMANN, Renato; CANUTO, Otaviano; GONÇALVES, Reinaldo. *Economia internacional: teoria e experiência brasileira*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

BECK, N. E; KATZ, J. What to do (and not to do) with time series cross-section data. *American Political Science Review*, Baltimore, v. 89, n. 3, p.634-647, Sep. 1995

BECK, N. Time-series cross-section data: what have we learned in the past few years? *Annual Review of Political Science*, Palo Alto, v. 4, p. 271–293, Jun. 2001.

DORNBUSH, R.; FISCHER, S.; STARTZ, R. *Macroeconomia*. 8. ed. Rio de Janeiro: McGraw-Hill Interamericana do Brasil, 2003.

GREENE, W. *Econometric Analysis*. 5rd. New York: Macmillan, 2002. 1026p.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, Chicago, v. 46, n. 5, p.1251-1271, Sep. 1978.

JAYME JR., F. G. Notes on trade and growth. *Texto para Discussão*, Cedeplar-UFMG, Belo Horizonte, n. 166, 2001.

Jayme Jr., F.G. Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil. *Revista de Economia Política*, vol. 23, n.1, (89), Janeiro-Março, 2003.

Kaldor, N. Causes Of The Slow Rate Of Economic Growth Of The United Kingdom. In: KING, J. E. *Economic Growth in Theory and Practice: a Kaldorian Perspective*. Cambridge: Edward Elgar, p. 279-318, 1994a.

KALDOR, N. The relation of economic growth and ciclical fluctuations. In KING, J.E. *Economic Growth in theory and practice: kaldorian perspective*. Edward Elgar, 1994b.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. 5. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2004.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. *Economia Internacional: teoria e política*. 5. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2004.



MADDALA, G.S.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. S1, p.631-652, Nov. 1999.

MÁTYÁS, LÁZLÓ. *Generalized method of moments*. Cambridge: Cambridge University, 1999.

RIBEIRO, M.B; TEIXEIRA, J. R. Na econometric analysis of private-sector investment in Brazil. *Cepal Review*, Santiago de Chile, v. 74, 2001.

STOCK, James H; WATSON, Mark W. *Econometria*. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2004. 485 p.

Thirlwall, A. P. 1979. The Balance of Payments Constraint as a Explanation of International Growth Rate Differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, nº 128, March.

Thirlwall, A. P. e McCombie, J.S.L. 1994. *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*. Grã-Bretanha (primeira publicação): Macmillan Press LTD.

UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT, *United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)* database, 2011. Disponível em: <http://www.unctad.org/Templates/Page.asp?intItemID=1584&lang=1>. Acesso em: 20 set. 2011.

UNITED NATIONS STATISTICS DIVISION, *Organização Mundial do Comércio (OMC)* database, 2011. Disponível em: <http://unstats.un.org/unsd/databases.htm>. Acesso em: 20 set. 2011.

WOOLDRIDGE, J.M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.

WORLD BANK. *World Bank Indicators Online*. Washington: Data and statistic, 2006. [www.publications.worldbank.org](http://www.publications.worldbank.org).