



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC  
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – CAEN  
DOUTORADO EM ECONOMIA**

**FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA**

**INTEGRAÇÃO DE MERCADOS, SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA E POBREZA:  
TRÊS ENSAIOS DE MODELOS PARA DADOS EM PAINEL.**

**FORTALEZA  
2010**

**FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA**

**INTEGRAÇÃO DE MERCADOS, SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA E POBREZA:  
TRÊS ENSAIOS DE MODELOS PARA DADOS EM PAINEL**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Doutorado em Economia – da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

**FORTALEZA  
2010**

**FRANCISCO JOSÉ SILVA TABOSA**

**INTEGRAÇÃO DE MERCADOS, SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA E POBREZA:  
TRÊS ENSAIOS DE MODELOS PARA DADOS EM PAINEL**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Doutorado em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia.

**Aprovada em: 06/10/2010**

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira  
Orientador

---

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar  
Membro

---

Prof. Dr. Andrei Gomes Simonassi  
Membro

---

Prof. Dr. Ahmad Saeed Khan  
Membro

---

Prof. Dr. Frederico Augusto Gomes de Alencar  
Membro

## **AGRADECIMENTOS**

Inicialmente, gostaria de agradecer a DEUS por tudo na minha vida.

Gostaria de agradecer aos meus pais, pelo ensino, criação, educação e por estarem presentes sempre na minha vida.

Gostaria de agradecer à minha diletta esposa e companheira Isabela, por todo amor, carinho, força, companheirismo e paciência nos momentos alegres e difíceis que superamos juntos ao longo de todo o período do Curso de Doutorado no CAEN. Te Amo!

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo auxílio financeiro.

Ao professor Roberto Tatiwa Ferreira, pela orientação e muita paciência no período de elaboração da tese.

Ao professor Ivan Castelar, por todo incentivo e atenção à minha pessoa ao longo do curso de doutorado.

Aos professores Andrei e Frederico Alencar pelas sugestões e críticas na banca examinadora da minha tese. Também agradeço a todos os professores do CAEN, sem nenhuma exceção.

Aos funcionários do CAEN, sem exceção.

Ao professor Ahmad Saeed Khan, pelo carinho, atenção, orientação, amizade e respeito à minha pessoa. Também pela sua presença na minha banca examinadora.

À Família Mayorga (Prof. Dario, Prof. Irlés, Fernando, Rodrigo, Diana e Isabela) pela grande amizade.

Aos amigos que conquistei no CAEN (Guilherme, Rogério, Wagner, Daniel Lavor, Elano, Pablo, Silvando, Francis e Marcelo) e aos velhos amigos (Tia Conceição, Washington, Tia Fátima, Tia Marlene, Tia Vânia, Marco Aurélio, Antonio Castro, Castelo, Ronaldo, Ulysses, Fabiano, Davi, Fabíola, Júnior e Alyson Bruno).

Aos meus tios Telmos e José Maria, que hoje não estão mais conosco, mas sempre torciam e me incentivaram a vencer na vida.

## RESUMO

A utilização de dados em painel em estudos econômicos tem se tornado cada vez mais constante, em virtude de possuir mais vantagens do que meio de corte transversal puro ou série temporal pura. Permitindo, assim, obter estimativas econométricas mais eficientes. Outro ponto importante decorre da possibilidade de isolar os efeitos de ações específicas, tratamentos ou políticas em geral. Neste sentido, este estudo busca analisar três casos na economia brasileira utilizando dados estaduais em painel. No capítulo I, busca-se analisar a existência de integração no mercado atacadista brasileiro de tomate, utilizando um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. Os resultados favorecem a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate e nesse processo há evidências empíricas de custos de transação. No capítulo II, pretende-se analisar a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) através da função da resposta fiscal do Governo, metodologia esta desenvolvida por Bohn (2006). Os resultados mostram que os estados brasileiros não respondem da forma esperada para manter suas dívidas sustentáveis. No capítulo III, busca-se analisar os efeitos do crescimento econômico, da desigualdade e do Programa Bolsa Família (PBF) nos índices de pobreza no Brasil. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados para sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998). Os resultados mostram que os gastos com a bolsa família não apresentaram impacto sobre a pobreza e que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis a políticas de crescimento econômico que favoreçam pura e simplesmente o aumento da renda média no combate à pobreza no Brasil.

**Palavras-Chave:** Dados em Painel; Integração de mercados; Sustentabilidade da dívida pública; Pobreza.

## ABSTRACT

The use of panel data in economic studies becomes increasingly constant, because it has more advantages than pure medium cross-section or pure time series. Thus obtain more efficient econometric estimates. Another important point arises from the possibility to isolate the effects of specific actions, treatments or policies in General. In this sense, this study seeks to examine three cases in the Brazilian economy using state data in the pane. In chapter I, to examine the existence of market integration Brazilian wholesaler, tomato using a dynamic Panel that allows effects thresholds (threshold) to test the hypothesis that the market convergence to the law of one price. The results support the hypothesis of integration between the main tomato and Brazilian markets in this process there is empirical evidence of transaction costs. In chapter II seeks to analyze the sustainability of the debt of Brazilian States after implementation of the law of fiscal responsibility (LRF) through fiscal response function of Government, this methodology developed by Bohn (2006). To this end, it was estimated econometric model for data on Panel with annual data for the period 2000-2008 for the stock of net debt and spending and revenue streams. The results show that the Brazilian States do not respond as expected to keep their debts sustainable. In chapter III, sought to analyse the effects of economic growth, inequality and the Bolsa Familia program (PBF) in poverty rates in Brazil. This was a model of dynamic Panel, estimated by the generalized method of moments for two-pass system, developed by Blundel-Bond (1998). The results show that spending on the bolsa família did not, in any of the models examined, impact on poverty. It was found that the average family income rises per capita as the reduction of inequality are statistically significant in combating poverty, whether in the proportion of poor or indigent ratio and that economic growth policies that promote increased income together with the reduction of their disparities are preferable to economic growth policies that favor simply increased incomes average in combating poverty in Brazil.

**Key-words:** Panel data; Integration of markets; Debt Sustainability; Poverty.

## LISTA DE TABELAS

TABELA 01 - Quantidade Produzida de Tomates (em toneladas) – Brasil e Regiões Geográficas: 2000-2007.....	25
TABELA 02 - Quantidade Produzida de Tomates (em toneladas) – Maiores Estados Produtores: 2000 a 2007.....	26
TABELA 03 - Resultados de Divergência vs Convergência entre as séries do mercado atacadista brasileiro do tomate.....	28
TABELA 04 - Teste de Convergência Absoluta (integração sem custos de transação) vs Convergência Condicional (integração com custo de transação) entre os mercados atacadistas brasileiros.....	28
TABELA 05 - Estatística descritiva das séries para todos os estados brasileiros: 2000-2008.....	48
TABELA 06 - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Norte/Nordeste: 2000-2008.....	49
TABELA 07 - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Centro-Oeste/Sul/Sudeste: 2000-2008.....	49
TABELA 08 - Estatística descritiva das séries para todos os estados da Região Nordeste: 2000-2008.....	49
TABELA 09 - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Norte/Centro-Oeste: 2000-2008.....	49
TABELA 10 - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Sul/Sudeste: 2000-2008.....	50
TABELA 11 - Resultados do teste de Breusch-Pagan de heterocedasticidade e Durbin-Watson de autocorrelação dos resíduos.....	50
TABELA 12 - Estimativas da Função de Reação para os estados brasileiros, estados do Norte/Nordeste, do Centro-Oeste/Sul/Sudeste, do Nordeste, do Norte/Centro-Oeste e do Sul/Sudeste: 2000-2008.....	51
TABELA 13 - Número de famílias beneficiadas, Gastos (em reais) com o Programa, Valores anuais e mensais recebidos pelos beneficiados com o Programa Bolsa Família (PBF), no Brasil -2003 a 2008.....	57
TABELA 14 - Resultados da estimação para $\ln P_o$ , Brasil, 2003-2008.....	75
TABELA 15 - Resultados da estimação para $\ln P_{indigentes}$ , Brasil, 2003-2008.....	75
TABELA 16 - Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2004 a Fevereiro de 2009.....	89
TABELA 17 - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2004 a 89	

Fevereiro de 2009.....	
TABELA 18 - Testes de Seleção de Ordem de Critérios de Informação para o Mercado Brasileiro de Tomate.....	90
TABELA 19 - Teste de Causalidade de Granger em Bloco para o Mercado Brasileiro de Tomate.....	90

## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 01-	Gráfico das séries semanais de preços do tomate no mercado atacadista brasileiro: 2004-2009.....	27
GRÁFICO 02-	Função de Impulso Resposta: efeitos de um choque em LNSAMPA sobre LNBH, LNBRAS, LNCAMP, LNCRTB, LNFORT, LNIBI, LNTER, LNREC, LNNAT, LNJUA, LNSALV e LNRJ.....	32
GRÁFICO 03-	Comportamento da dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado brasileiro: 2000-2008.....	93
GRÁFICO 04-	Comportamento do superávit (ou déficit) primário em proporção ao PIB de cada estado brasileiro: 2000-2008.....	94

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. CONVERGÊNCIA DE MERCADOS INTRARREGIONAIS: O CASO DO MERCADO ATACADISTA BRASILEIRO DO TOMATE.....	13
2.1. Integração de Mercados Agrícolas.....	16
2.2. O Modelo e os Testes Econométricos .....	19
2.3. Aplicação.....	25
2.3.1. O Mercado de Tomates no Brasil e a Base de Dados .....	25
2.3.2. Resultados.....	28
2.4. Conclusões e Sugestões.....	32
3. FUNÇÃO DE RESPOSTA FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA DOS ESTADOS BRASILEIROS.....	35
3.1. Revisão da Literatura.....	40
3.2. Metodologia.....	42
3.2.1. Referencial Teórico.....	42
3.2.2. A Função de Reação dos Estados.....	46
3.3. Base de Dados.....	47
3.4. Resultados.....	50
3.5. Conclusões.....	52
4. IMPACTO DO CRESCIMENTO, DESIGUALDADE E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA (PBF) NA POBREZA DO BRASIL.....	55
4.1. Revisão de literatura .....	58
4.1.1. Programas de Transferência de Renda.....	58
4.2. A Relação Triangular entre Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade.....	61
4.2.1. Pobreza <i>versus</i> crescimento econômico.....	62
4.2.2. Pobreza <i>versus</i> desigualdade .....	63
4.2.3. Crescimento <i>versus</i> desigualdade.....	64
4.3. Procedimento Metodológico.....	66
4.3.1. Base de Dados.....	66
4.3.2. Modelo Econométrico.....	68
4.4. Resultados.....	71
4.5. Conclusões.....	76
5. CONCLUSÃO GERAL.....	78

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	80
ANEXOS I.....	89
ANEXOS II.....	93

## 1. INTRODUÇÃO

A utilização de dados em painel em estudos econômicos tem se tornado cada vez mais constante, em virtude de possuir mais vantagens do que meio de corte transversal puro ou série temporal pura. Permitindo, assim, obter estimativas econométricas mais eficientes. Outro ponto importante decorre da possibilidade de isolar os efeitos de ações específicas, tratamentos ou políticas em geral.

A combinação de séries temporais com dados de corte transversal proporciona mais informações, mais graus de liberdade e menos colinearidade entre as variáveis, gerando resultados mais confiáveis quando não há observações suficientes de uma variável no tempo, mas há valores para a mesma em um grande número de unidades econômicas.

Neste sentido, este estudo busca analisar três casos na economia brasileira utilizando dados estaduais em painel. No capítulo I, busca-se analisar a existência de integração no mercado atacadista brasileiro de tomate, utilizando um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. O modelo a ser utilizado é derivado diretamente de uma versão estocástica da Lei do Preço Único e permite testar se existe integração no mercado e se nesse processo há indícios de custos de transações relevantes. Para isso, serão utilizadas séries de preços semanais de 13 mercados atacadistas no Brasil, da primeira semana de janeiro de 2004 à última semana de fevereiro de 2009.

No capítulo II, pretende-se analisar a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) através da função da resposta fiscal do Governo, metodologia esta desenvolvida por Bohn (2006). Para isso, foi estimado um modelo econométrico para dados em painel, com dados anuais no período de 2000-2008 para o estoque da dívida líquida e dos fluxos de gastos e receitas.

No capítulo III, busca-se analisar os efeitos do crescimento econômico, da desigualdade e do Programa Bolsa Família (PBF) nos índices de pobreza no Brasil. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados para sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998). Vale ressaltar que este estudo focaliza sua análise em dados de gastos anuais com o Programa Bolsa Família, ao invés de trabalhar com uma *proxy* de transferência, compreendendo todos os estados da Federação, do ano de 2003 a 2008, o qual captura o aumento expressivo dessas transferências.

Além desta introdução, este estudo apresentará mais três capítulos, que analisarão os três casos da economia brasileira. A conclusão encerra este estudo.

## **2. CONVERGÊNCIA DE MERCADOS INTRARREGIONAIS: O CASO DO MERCADO ATACADISTA BRASILEIRO DO TOMATE**

A integração de mercados intranacionais é um importante fator na transmissão dos efeitos das políticas macroeconômicas e dos ganhos advindos das inovações tecnológicas pelas unidades microeconômicas que incentivam o crescimento econômico (BARRETT, 2005).

Uma das principais características dos mercados integrados é a existência de uma relação de interdependência entre os seus preços. Entretanto, não há um consenso entre os economistas a respeito de como essa interdependência é gerada. Por um lado, essa característica decorre de uma interdependência oligopolista, conforme Faminow e Benson (1990). Por outro lado, há modelos que utilizam os conceitos de arbitragem espacial e a Lei do Preço Único (LPU) para mostrar que a integração dos mercados e a interdependência de seus preços resultam de um equilíbrio competitivo e eficiente no sentido de Pareto (ENKE, 1951; SAMUELSON, 1952; TAKAYAMA e JUDGE, 1971; e RAVALLION, 1986).

A falta de infraestrutura adequada seja no setor de comunicações, seja no de transportes, a existência de barreiras comerciais e as dificuldades de obter crédito são fatores, usualmente citados pela literatura, que limitam a integração dos mercados e que podem ser atenuados através de políticas públicas. Portanto, torna-se importante saber quais são os mercados que apresentam essa característica e quais são os mercados que não são integrados.

Esta informação é importante para diversos setores da economia, sejam produtores, indústrias e até mesmo o governo. Para os produtores e indústrias, estas informações podem subsidiar melhores decisões sobre a venda e o armazenamento da produção. Para o governo, essas informações podem dirigir políticas que facilitem o

escoamento da produção, e racionalizem as políticas de subsídios e as de preço mínimo.

Nesse sentido, o trabalho de Parsley e Wei (1996) verificou a integração no mercado de 51 bens finais e de serviços de 48 cidades dos E.U.A. através da análise de convergência de preços. Para isso, os referidos autores utilizaram um painel dinâmico com o qual foi testada a hipótese de raiz unitária e de convergência.

Goldberg e Verboven (2005) utilizaram dados em painel de preços de automóveis no mercado europeu e encontraram evidências empíricas favoráveis à convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. Através de uma metodologia semelhante aos demais trabalhos empíricos citados até o momento Susanto *et al* (2007) encontraram integração nos mercados de vegetais e frutas dos países que compõem o NAFTA.

No Brasil, estes estudos concentram-se nos mercados agrícolas em virtude da importância destes na economia nacional, no que se refere à geração de emprego e renda, produção de alimentos e disponibilidade de dados confiáveis.

Mayorga (1989) empregou o teste de causalidade de Granger (1969) para analisar o mercado atacadista de tomate nas cidades do Nordeste. Os resultados mostraram que Fortaleza aparece como mercado central, em virtude do maior volume comercializado. Posteriormente, Mayorga *et al* (2009) obtiveram resultado semelhante ao analisarem a integração do mercado nordestino do tomate, utilizando um modelo de vetores autorregressivos (VAR), análise de impulso resposta e decomposição de variância, concluindo que esse mercado é bastante integrado, com Fortaleza exercendo uma forte influência sobre os demais mercados atacadistas do Nordeste. No entanto, não existem estudos analisando a integração dos mercados atacadistas do tomate em âmbito nacional.

Utilizando a metodologia de co-integração com efeitos *threshold*, Mattos (2008) encontrou evidências de integração no mercado brasileiro de frangos congelados. De acordo com os resultados apresentados por esse autor, São Paulo/SP é o mercado referência, mantendo uma forte integração como as principais capitais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste e fraca integração com o mercado nordestino.

Este trabalho pretende contribuir para o debate sobre a integração de mercados intrarregionais de duas formas. Primeiro, propõe-se uma abordagem econométrica para analisar essa questão, na qual o modelo a ser utilizado é derivado diretamente de uma versão estocástica da Lei do Preço Único, a qual permite testar se existe integração no mercado e se nesse processo há indícios de custos de transações relevantes. Em segundo lugar, apresenta um estudo de caso, o mercado brasileiro de tomates, uma das principais hortaliças produzidas e comercializadas no Brasil<sup>1</sup>, com informações sobre 13 dos principais mercados atacadistas<sup>2</sup> de todas as regiões brasileiras, a partir de uma série de preços semanal obtida da primeira semana de janeiro de 2004 à última semana de fevereiro de 2009, permitindo um número satisfatório de observações.

Para a análise de integração do mercado de tomate, utilizou-se um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único. A sua originalidade repousa no fato de que esta metodologia ainda não foi usada para estudar a integração de mercados agrícolas no Brasil.

Além desta introdução, este trabalho apresenta mais quatro seções. A primeira apresenta uma revisão de literatura sobre integração de mercados agrícolas. A

---

<sup>1</sup> O Brasil é o 9º maior produtor de tomates do mundo, com uma produção de 3,4 milhões de toneladas em 2007 (IBGE, 2009). A cadeia produtiva do tomate estende-se por diversos Estados do Brasil, principalmente nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, com múltiplos centros produtores e de processamento. Mercados atacadistas que comercializam este produto encontram-se em praticamente todos os grandes centros urbano-industriais do país.

<sup>2</sup> Não foi possível incluir todos os estados, principalmente da Região Norte, por falta de dados confiáveis.

segunda contém a metodologia utilizada e na terceira os principais resultados são apresentados. A conclusão encerra este trabalho.

## **2.1 Integração de Mercados Agrícolas**

Conforme Bukenya e Labys (2002), o trabalho de Hotelling (1929) é pioneiro no estudo da competição imperfeita e das teorias espaciais sobre discriminação de preços, as quais foram formalizadas por Enke (1951) e Samuelson (1952). A dispersão espacial de preços está relacionada à teoria do comércio internacional, onde Samuelson, utilizando o princípio de Heckscher-Ohlin, elaborou o teorema de equalização de preços dos fatores. Neste sentido, um crescente nível de integração de mercados é uma condição essencial para a livre mobilidade dos fatores de produção.

Segundo Stigler e Sherwin (1985), os diferentes locais de mercado estarão mais estreitamente integrados quanto menores sejam os distanciamentos de seus preços. E os diferentes locais ou regiões estarão mais estreitamente integrados, quando existirem condições competitivas entre os seus mercados, como facilidades de transporte, simetria de informações, ausência de barreiras à entrada; enfim, todos os fatores que incentivam o fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro. O pressuposto de competição entre mercados como principal fator para a existência de integração entre os mesmos também está presente no trabalho de Ravallion (1986).

Entretanto, Faminow e Benson (1990) defendem a teoria do preço-base como o único sistema de formação de preços, pela qual a presença de mercados integrados indica práticas não-cooperativas, onde os preços são determinados através de acordos cooperativos, consistindo numa competição oligopolística espacial. Fackler e Goodwin (2000) definem integração espacial de mercados como o grau com que choques de oferta e demanda são transmitidos de um mercado para outro. Nesse sentido, a arbitragem espacial é o elemento responsável pela condução dos mercados à integração e é expressa como:

$$P_i - P_j \leq C_{ij} \quad (1)$$

Onde  $P_i$  é o preço no mercado  $i$ ,  $P_j$  é o preço no mercado  $j$ , e  $C_{ij}$  é o custo no qual o arbitrador deve incorrer para transportar o produto em questão do mercado  $j$  para o mercado  $i$ . A relação apresentada na equação (1) é usualmente estabelecida como a Lei do Preço Único (LPU).

Apesar de não existir um consenso teórico sobre qual a estrutura de mercado ou quais os mecanismos que geram as condições necessárias para a existência de mercados integrados, a equação (1) reflete o comportamento esperado dos preços sob esta realidade, independentemente do referencial teórico utilizado para analisar esta questão.

De acordo com Mayorga *et al* (2009), Nogueira *et al* (2005) e Stigler e Sherwin (1985), diferentes mercados estarão integrados quando existir apenas pequenos movimentos de seus preços. Além disso, quanto melhores forem as condições competitivas dos mercados, haverá mais facilidades de transporte, informações eficientes e melhorias no fluxo das mercadorias de um determinado mercado para outro. Quando analisamos a integração espacial de mercados, os custos de transação tendem a crescer com a distância física, com o tempo para transferir bens e informações e com outros fatores que impedem os fluxos entre as localidades (MATTOS, 2008).

Ainda, para Mattos (2008), maiores custos de transação aumentam as possibilidades de os mercados serem segmentados. Logo, quanto menores os custos de transação, maior o grau de integração dos mercados.

A integração de mercados intranacionais é um importante fator na transmissão dos efeitos das políticas macroeconômicas e dos ganhos advindos das inovações tecnológicas pelas unidades microeconômicas que incentivam o crescimento

econômico (BARRETT, 2005). Ou seja, a análise das oscilações de preços permitirá identificar a formação de preços, a relevância e o comportamento entre os mercados, que podem ser úteis na formação e implementação de políticas públicas que levem a melhorias na comercialização e encorajamento da competição entre os diferentes mercados, avaliação de canais alternativos de comercialização, melhoria nas facilidades de comunicação e transporte.

Por esta razão, vários estudos utilizam testes de estacionariedade para testar se os mercados analisados são integrados ou não. A análise de estacionariedade implica verificar se as séries possuem a mesma média, variância e autocorrelação ao longo do tempo.

Trabalhos como os de Mayorga (1989) e Tabosa *et al* (2004) utilizaram o teste de causalidade de Granger (1969) para testar a existência de relações de interdependência entre os preços dos mercados atacadistas do tomate e, desta forma, testar a existência (ou não) de integração nesse mercado. Ambos concluíram que os mercados atacadistas de tomate no Nordeste, especialmente entre Fortaleza/CE e Ibiapaba/CE, são integrados. Já Coelho (2002) utilizou testes de raiz unitária para testar a existência de integração entre o mercado interno e externo do algodão no Brasil.

Modelos multivariados também são utilizados para analisar este tema. Mayorga *et al* (2007) e Mayorga *et al*, (op.cit.) utilizaram um modelo de vetores autorregressivos (VAR) e as análises de decomposição de variância dos erros e de impulso resposta para verificar a existência de integração nos mercados brasileiro de melão, nordestino de tomate e brasileiro de café arábica, respectivamente. Gonzáles-Rivera e Helfand (2001), Alves (2002) e Abitante (2008), através de vetores de correção de erros (VEC), analisaram a integração dos mercados brasileiros de arroz, do setor sucroalcooleiro e da soja, respectivamente.

Os trabalhos de Goodwin e Holt (1999), Balke e Fomby (1997), Goodwin e Pigott (1999), Lo e Zivot (2001), Sachs e Pinatti (2007), Balcombe, Bailey e Brooks

(2007) e Mattos (2008) utilizaram um teste de co-integração com efeitos *threshold* para diversos mercados agropecuários no mundo, considerando a possibilidade dos processos de transmissão de preços serem não-lineares.

Em relação aos testes de convergência entre preços, estes consistem em outra abordagem utilizada para testar a integração de mercados. Caso os preços dos diferentes mercados estejam convergindo para um mesmo nível de longo prazo, há evidências de que o mercado em análise é integrado no longo prazo. Além disso, conforme Goldberg e Verboven (2005), a existência de convergência condicional implica em diferenças de preços, resultante de fatores como custo de transação (mensurado como percentual de diferença de preços), diferenças na qualidade do produto não observada em decorrência de uma logística apropriada para o determinado produto ou diferenças de *markup*.

Neste sentido, Susanto *et al* (2007), através do modelo de convergência de Levin-Lin (1992), testaram a integração do mercado de frutas e verduras (inclusive o tomate) entre os países do NAFTA (EUA, Canadá e México). Os resultados reportados por esses autores são favoráveis a um processo de convergência absoluta, indicando uma integração dos mercados desses produtos analisados. Chin e Habibullah (2008) também utilizaram testes de convergência e constataram uma crescente integração entre os mercados de diversos produtos comercializados nas regiões da Malásia Peninsular, Sabah e Sarawak.

## 2.2. O Modelo e os Testes Econométricos

Inicialmente, deve-se considerar que as variáveis de preço presentes na Lei de Preço Único (LPU), estabelecida na equação (1), são variáveis estocásticas que possuem um determinado comportamento ao longo do tempo. Portanto, uma versão estocástica da LPU para um mercado inter-regional com  $N$  regiões pode ser expressa como,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [P_{i,t} - P_{j,t}] = C_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad j = 1, 2, \dots, N; \quad i \neq j \quad (2)$$

Onde  $P_{i,t}$  é o logaritmo do preço real do bem ou serviço no mercado  $i$  no período  $t$  e  $C_{ij}$  representa o custo médio de transação entre os mercados  $i$  e  $j$ . Entretanto, Goldberg e Verboven (2005), Susanto *et al* (2007) e Chin e Habibullah (2008) sugerem verificar o comportamento do preço da  $i$ -ésima economia em relação a uma média dos demais preços, servindo esta última como preço base de comparação. Em outras palavras a equação (2), torna-se,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [P_{i,t} - \bar{P}_t] = C_i, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

Na equação acima,  $\bar{P}_t = N^{-1} \sum_{n=1}^N P_{n,t}$  e os desvios de  $P_{1,t}, P_{2,t}, \dots, P_{N,t}$  em relação à sua média entre grupos (*cross-sectional*),  $\bar{P}_t$ , serão, em média, igual a uma determinada constante  $C$  quando  $t$  se aproxima do infinito. Ou seja, verifica-se a LPU se  $P_{i,t} - \bar{P}_t$  é estacionário e haverá custos de transação neste mercado se  $C_i$  for diferente de zero. Em termos econométricos a LPU estabelecida na equação (3) pode ser expressa como,

$$\lambda_i(L) [P_{i,t} - \bar{P}_t] = C_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

Onde,  $\lambda_i(L) = 1 - \lambda_i L$ ;  $y_t L = y_{t-1}$  e  $\lambda_i \in [0, 1]$ . Evans e Karras (1996) mostram que a equação (4) pode ser reescrita como,

$$\Delta g_{i,t} = c_i + \rho_i g_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij,t} \Delta g_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Nesta equação,  $g_{i,t} \equiv P_{i,t} - \bar{P}_t$  e  $p$  é o número de defasagens. A hipótese nula de não integração ocorre quando  $\rho_i = 0 \forall i$  e a hipótese alternativa de integração ocorre quando  $0 < -\rho_n < 1 \forall n$ . O mercado será integrado com custos de transação insignificantes se  $c_n = 0 \forall n$  e apresentará um custo de transação significativo caso contrário.

De acordo com Goldberg e Verboven (2005) a integração de mercados com custos de transação significativos pode ocorrer devido a diferenças de preços resultante de fatores como custo de transação (mensurado como percentual de diferença de preços), diferenças na qualidade do produto não observada em decorrência de uma logística apropriada para o determinado produto ou diferenças de *markup*.

Beyaert e Camacho (2008) estenderam o modelo representado na equação (5) incluindo efeitos limiares para capturar possíveis efeitos não lineares entre as variáveis. Desta forma, o modelo analisado é definido como:

$$\Delta g_{i,t} = \left[ c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{i,i}^I \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] \cdot I\{z_{t-1} < \lambda\} + \left[ c_i^{II} + \rho_i^{II} \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{i,i}^{II} \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] \cdot I\{z_{t-1} \geq \lambda\} + e_t \quad (6)$$

$$i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

No qual,  $I\{x\}$  é uma função indicadora que assume valor 1 quando a informação  $x$  é verdadeira e 0 caso contrário. Assim, quando  $Z_{t-1} < \lambda$ , a equação analisada é representada por

$$\Delta g_{i,t} = \left[ c_i^I + \rho_i^I \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{i,i}^I \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] + e_t \text{ e no caso contrário;}$$

$$\text{isto é, quando } Z_{t-1} \geq \lambda \text{ tem-se que } \Delta g_{i,t} = \left[ c_i^{II} + \rho_i^{II} \cdot g_{i,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{i,i}^{II} \cdot \Delta g_{i,t-i} \right] + e_t.$$

Ou seja, para qualquer período de observação  $t$ , a dinâmica dos diferenciais de preços em termos de  $P_{i,t} - \bar{P}_t$  pode acompanhar qualquer um dos dois regimes possíveis. O regime I acontece quando  $Z_{t-1} < \lambda$  e o regime II quando  $Z_{t-1} \geq \lambda$ ; onde  $\lambda$  é o parâmetro *threshold* que indica o valor limiar entre os regimes I e II para a variável indicadora  $Z_{t-1}$ .

O modelo linear representado em (5) é um caso particular do modelo com efeito limiar expresso na equação (6). Porém, para que o modelo com efeito limiar não se aproxime muito do modelo linear – pois ambas são explicações alternativas para um mesmo fenômeno – impõe-se a restrição  $0 < \pi_1 \leq P[Z_{t-1} \leq \lambda] \leq 1 - \pi_1$  durante o processo de estimação. Ou seja, nenhum dos regimes pode ter fração da amostra menor do que  $\pi_1$ , cujo valor fica em torno de 0,10 ou 0,15. Neste trabalho, o valor de  $\pi_1$  foi fixado em 0,10.

A variável de transição  $Z_t$  utilizada neste trabalho é dada por  $Z_t \equiv g_{m,t} - g_{m,t-d}$ , para algum  $m$  e  $0 < d \leq p$ . Ao fazer isso  $Z_t$  será estacionária.

Seja  $\theta \equiv [\lambda \ m \ d]'$ . O processo de estimação da equação (6) consiste em realizar uma busca para os valores de  $\theta$  que minimizem a variância amostral  $s_{\theta_0}^2$  para se obter  $\hat{\theta}$ . Ou seja,

$$\hat{\theta} \equiv \left[ \hat{\lambda} \ \hat{m} \ \hat{d} \right]' = \underset{(\theta_0)}{\text{ArgMin}} (s_{\theta_0}^2) \quad (7)$$

Na qual  $s_{\theta_0}^2 \equiv \frac{1}{T} \cdot \hat{\varepsilon}_{\theta_0}' \hat{V}_0 \hat{\varepsilon}_{\theta_0}$  e  $\hat{V}$  é uma estimativa da matriz de variância e covariância dos erros da regressão apresentada em (6). Este método de estimação é conhecido como *grid-FGLS*. No teste de linearidade, a hipótese nula a ser testada é de que o modelo linear é o correto contra a hipótese alternativa que favorece a especificação do modelo com efeito limiar. Mas como os parâmetros  $\lambda$ ,  $m$  e  $d$  não são identificados sob a hipótese nula, os testes convencionalmente aplicados para casos como este não têm distribuição padrão sob a hipótese nula.

Para testar qual o modelo mais apropriado a ser utilizado, Beyaert e Camacho (2008) adotam o procedimento de realizar simulações *bootstrap* para a obtenção do  $p$ -valor para as estatísticas de teste. A hipótese nula do teste é:

$$H_{0,1} = c_n^I = c_n^{II}; \rho_n^I = \rho_n^{II}; \varphi_{i,n}^I = \varphi_{i,n}^{II}; \forall n = 1, 2, \dots, N; \forall t = 1, 2, \dots, T$$

A hipótese alternativa é de que nem todos os coeficientes sejam iguais. O modelo linear é estimado por FGLS (mínimos quadrados generalizados factível) e o modelo com efeito *threshold* através de *grid*-FGLS. Assim, calcula-se a função de verossimilhança para o ponto de estimação de cada modelo,  $L_1$  e  $L_2$ , respectivamente, e se obtém:

$$\mathcal{L}_{1,2} = -2 \ln (L_1/L_2) \quad (8)$$

A hipótese nula de linearidade será rejeitada se  $\mathcal{L}_{1,2}$  tiver valor muito alto. Como neste momento da estimação ainda não se sabe se as séries têm raízes unitárias (não integração) ou não (integração), dois valores de *bootstrap* devem ser obtidos para o valor crítico de  $\mathcal{L}_{1,2}$ . O primeiro valor, para o caso de as séries não terem raízes unitárias e o segundo valor, para o caso de as séries possuírem raízes unitárias.

Se a hipótese nula de linearidade for rejeitada, a estimação deverá ser realizada com base no modelo não linear. Supondo que isto aconteça, a próxima etapa é consiste em testar:

$$H_{0,2} : \rho_i^I = \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (9)$$

$$H_{A,2a} : \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (10)$$

$$H_{A,2b} : \rho_i^I < 0, \rho_i^{II} = 0 \forall i \quad (11)$$

$$H_{A,2c} : \rho_i^I = 0, \rho_i^{II} < 0 \forall i \quad (12)$$

A hipótese nula em (9) significa ausência de convergência em ambos os regimes. A hipótese alternativa (10) significa convergência global (em ambos os regimes). As hipóteses alternativas (11) e (12) denotam convergência parcial, apenas no regime *I* e apenas no regime *II*, respectivamente.

Para realizar os testes entre as três hipóteses alternativas, Beyaert e Camacho (2008) adotaram o procedimento proposto por Caner e Hansen (2001) de realizar um teste baseado no critério de Wald contra a hipótese de convergência global.

Pode-se ainda discriminar entre os tipos de convergência: absoluta ou condicional. Convergência absoluta significa que as unidades observacionais *n* tendem para um mesmo equilíbrio estacionário. Já a convergência condicional significa que elas tendem para equilíbrios estacionários diferentes. Para o modelo TAR (10), supondo  $\rho_i^i < 0, \forall i = 1, 2, \dots, N$  e  $i = I, II$ ; as hipóteses para estes testes são:

$$H_{0,3.1} : c_i^i = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N; i = I, II \quad (13)$$

$$H_{A,3.1a} : c_i^i \neq 0 \text{ para algum } i; i = I, II \quad (14)$$

$$H_{A,3.1b} : c_i^I = 0, \forall i = 1, 2, \dots, N; c_i^{II} \neq 0 \text{ para algum } i \quad (15)$$

$$H_{A,3.1c} : c_i^I \neq 0 \text{ para algum } i; c_i^{II} = 0, \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (16)$$

A hipótese nula em (13) implica que a convergência é absoluta em ambos os regimes. A hipótese alternativa em (14) indica que a convergência é condicional em ambos os regimes. As hipóteses alternativas (15) e (16) significam convergência absoluta no regime *I* e condicional no regime *II*, para a primeira, e convergência condicional no regime *I* e absoluta no regime *II*, para a segunda.

No caso de convergência condicional, por exemplo, apenas no regime *I*, pode-se testar:

$$H_{0,3.2} : c_i^I = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (17)$$

$$H_{A,3.2} : c_i^I \neq 0; \text{ para algum } i \quad (18)$$

A hipótese nula em (17) representa convergência absoluta, enquanto a hipótese alternativa em (18) significa convergência condicional, ambas em relação ao regime em análise. Similarmente poderia ser feito o teste para a suposição de convergência parcial apenas no regime *II*. Por conta da endogeneidade da variável de transição, são obtidos p-valores por *bootstrap* através do modelo linear com a imposição da restrição  $c_i = 0; \forall i = 1, 2, \dots, N$ .

## 2.3 Aplicação

### 2.3.1 O Mercado de Tomates no Brasil e a Base de Dados

A Tabela 1 apresenta a quantidade produzida de tomates no Brasil e suas regiões geográficas no período de 2000 a 2007. Observa-se que a Região Sudeste lidera a produção de tomates, seguida das regiões Centro-Oeste e Nordeste, como pode ser observado na Tabela 1 abaixo.

**Tabela 1** - Quantidade Produzida de Tomates (em toneladas) – Brasil e Regiões Geográficas: 2000-2007.

Brasil e Regiões Geográficas	Anos							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>Brasil</b>	3.004.797	3.103.363	3.652.923	3.708.602	3.515.567	3.452.973	3.362.655	3.431.232
<b>Norte</b>	15.597	20.133	20.576	28.245	28.771	27.523	31.656	32.338
<b>Nordeste</b>	385.424	404.426	581.825	503.853	503.891	526.708	577.401	514.978
<b>Sudeste</b>	1.530.057	1.549.041	1.675.872	1.745.313	1.700.700	1.697.666	1.569.765	1.493.973
<b>Sul</b>	334.251	361.370	398.371	393.124	388.278	399.539	399.700	552.083
<b>Centro-Oeste</b>	739.468	768.393	976.279	1.038.067	893.927	801.537	784.133	837.860

Fonte: IBGE (2009).

De acordo com os dados apresentados na Tabela 2, verifica-se que o Estado de Goiás é o maior produtor, com uma produção de 801.960 toneladas de tomates em

2007. Em seguida, temos os estados de São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Bahia, que é o maior produtor de tomates da Região Nordeste, onde cerca de 80% da sua produção é concentrada no perímetro irrigado Juazeiro-BA/Petrolina-PE (CEASA, 2009).

**Tabela 2** - Quantidade Produzida de Tomates (em toneladas) – Maiores Estados Produtores: 2000 a 2007.

Maiores Estados Produtores de Tomate	Anos							
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Goias	712.448	742.182	951.410	1.016.188	871.945	776.430	759.620	801.960
São Paulo	709.060	625.630	765.990	764.900	749.750	747.030	672.330	763.227
Minas Gerais	532.380	626.580	637.219	689.275	622.339	617.544	552.677	421.455
Rio de Janeiro	193.328	197.398	163.124	173.029	203.228	209.131	212.631	196.824
Bahia	170.653	195.275	237.763	207.365	193.203	200.436	250.986	211.727
Paraná	116.092	137.509	168.865	165.394	161.378	185.299	180.014	310.338
Pernambuco	89.227	96.609	207.736	152.744	162.469	181.373	168.501	165.278
Santa Catarina	115.402	125.201	127.350	129.096	129.054	123.239	119.992	136.764
Rio Grande do Sul	102.757	98.660	102.156	98.634	97.846	91.001	99.694	104.981
Espirito Santo	95.289	99.433	109.539	118.109	125.383	123.961	132.127	112.467
Ceará	88.348	79.372	95.945	101.280	101.264	94.482	103.291	97.295
Distrito Federal	16.503	16.120	15.404	14.680	15.210	18.978	18.466	26.563
Paraíba	16.157	12.000	14.941	15.165	16.136	21.672	23.325	16.596
Rio Grande do Norte	7.290	7.045	11.178	12.610	17.543	11.776	16.674	9.287

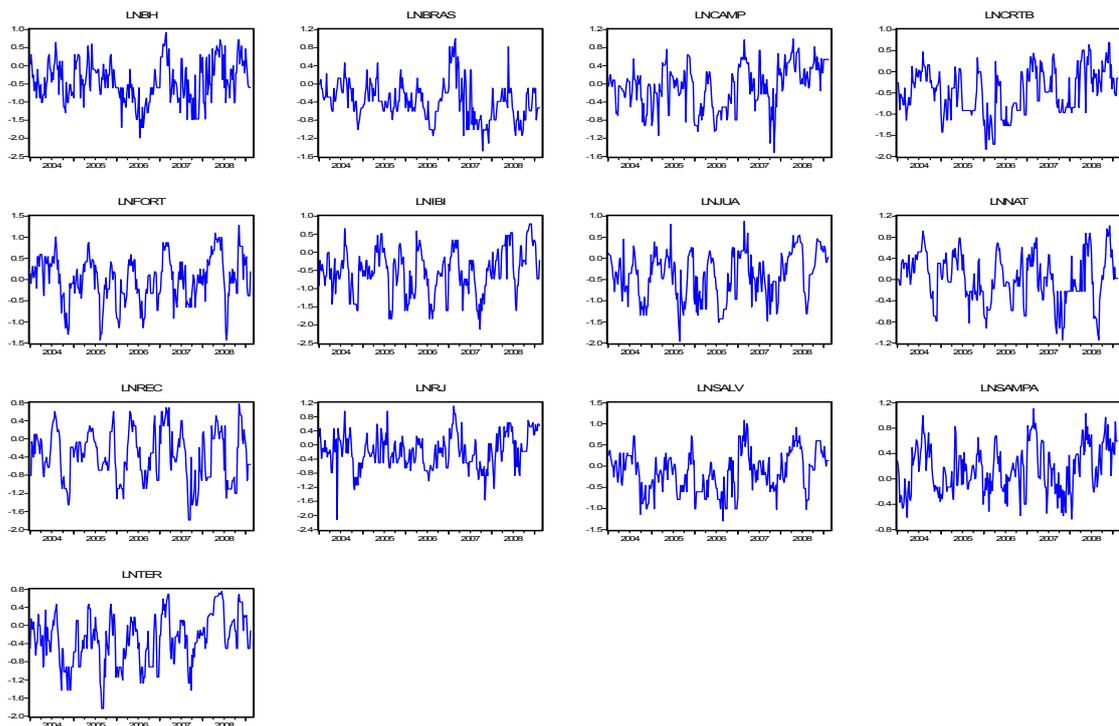
Fonte: IBGE (2009).

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos na Central de Abastecimento do Estado do Ceará - CEASA e consiste em séries de preços semanais de tomate no período da primeira semana de janeiro de 2004 à última semana de fevereiro de 2009, totalizando 266 observações, dos mercados atacadistas de Teresina (PI), Ibiapaba (CE), Fortaleza (CE), Natal (RN), Recife (PE), Salvador (BA), Juazeiro (BA), Brasília (DF), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Campinas (SP) e Curitiba (PR). Os dados são expressos em reais por quilo (R\$/kg).

Aplicou-se a transformação logarítmica nestas séries, em virtude de trabalharmos em termos de elasticidades, as quais são denominadas como:

- LNTER – logaritmo natural do preço de Teresina-PI;
- LNFORT - logaritmo natural do preço de Fortaleza-CE;

- LNIBI - logaritmo natural do preço da Ibiapaba-CE;
- LNNAT – logaritmo natural do preço de Natal-RN;
- LNREC - logaritmo natural do preço de Recife-PE;
- LNSAL - logaritmo natural do preço de Salvador-BA;
- LNJUA – logaritmo natural do preço de Juazeiro – BA;
- LNBRAS – logaritmo natural do preço de Brasília – DF;
- LNBH – logaritmo natural do preço de Belo Horizonte-MG;
- LNRJ – logaritmo natural do preço de Rio de Janeiro-RJ;
- LNSAMPA – logaritmo natural do preço de São Paulo –SP;
- LNCAMP – logaritmo natural do preço de Campinas-SP;
- LNCTB – logaritmo natural do preço de Curitiba - PR.



**Gráfico 01** - Gráfico das séries semanais de preços do tomate no mercado atacadista brasileiro: 2004-2009

Fonte: dados da pesquisa. Elaborado pelos autores.

### 2.3.2 Resultados

Inicialmente, aplicou-se o procedimento de Beyaert e Camacho (2008)<sup>3</sup> para testar a hipótese de uma equação de convergência linear contra uma não linear com efeito limiar. O resultado mostrou que o modelo mais adequado é o modelo linear, com o  $p$ -valor igual a 1,0000.

Em seguida, através do modelo linear baseado em Evans e Karras (1996), com a matriz de variância e covariância utilizada por Beyaert e Camacho (2008), rejeitou-se a hipótese nula de não integração entre as séries de preço analisadas, conforme a Tabela 3. Esse resultado indica que as séries  $P_{n,t} - \bar{P}_t$  são estacionárias nos 13 mercados analisados. Em outras palavras, há evidências empíricas favoráveis a um processo de integração nos mercados atacadistas brasileiros do tomate.

**Tabela 03** - Resultados de Divergência vs Convergência entre as séries do mercado atacadista brasileiro do tomate.

Valor de $\rho$	Desvio Padrão	Teste t	P-Valor
-0,3982	0,0168	-23,6729	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa

Depois, aplicou-se o teste de convergência para a LPU sem custo de transação *versus* convergência com custo de transação. Os resultados mostram que todos os  $c_n$  são estatisticamente significantes, conforme os resultados apresentados na Tabela 4. Esse resultado favorece a existência de um processo de integração entre os mercados atacadistas do tomate com custos de transação.

**Tabela 04** – Teste de Convergência Absoluta (integração sem custos de transação) vs Convergência Condicional (integração com custo de transação) entre os mercados atacadistas brasileiros.

Mercados Atacadistas	Valor de $c$	Desvio Padrão
LNBH	-9,0817	2,1559
LNBRAS	-5,3136	1,5456
LNCAMP	7,0951	1,5912

<sup>3</sup> Utilizou-se uma versão adaptada da rotina em Gauss disponibilizada por esses autores na realização destes testes.

<b>Mercados Atacadistas</b>	<b>Valor de c</b>	<b>Desvio Padrão</b>
LNCRTB	-8,5353	1,8063
LNFORT	10,1462	1,6237
LNIBI	-11,245	1,8801
LNJUA	-6,9499	1,7528
LNNAT	10,1365	1,5193
LNREC	-5,2172	1,7174
LNRJ	2,5966	1,8022
LNSALV	4,0014	1,5406
LNSAMPA	15,5509	1,5196
LNTER	-2,8827	1,6184
<b>Teste F</b>	<b>27,7311</b>	<b>P – Valor 0,0000</b>

Fonte: Dados da pesquisa.

Para uma análise mais complexa, realizou-se uma análise de vetores autorregressivos (VAR). Primeiramente, verificou-se a estacionariedade de cada uma das séries de preço através do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e do teste de estacionariedade de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). Os resultados indicaram que as séries são estacionárias em nível<sup>4</sup>, corroborando os resultados obtidos no teste de convergência.

Em seguida, foi estimado um modelo de vetores autorregressivos, no qual se utilizou os critérios de informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn para a identificação das defasagens. Todos estes critérios apontam que o melhor número de defasagens é igual a 1 (ver Tabela 18 do Anexo I).

Depois de estimado o VAR (1), realizou-se o teste de Wald para testar a hipótese nula de que uma série de preço não é causada no sentido de Granger pelas demais, bem como para realizar testes de causalidade de Granger entre pares de variáveis.

Ao nível de significância de 1%, os resultados destes testes sugerem que para a variável LNSAMPA, representando a CEAGESP (Central de Abastecimento Agrícola do Estado de São Paulo), a maior central de abastecimento brasileira e que

<sup>4</sup> Os testes de raiz unitária e o processo de estimação do modelo VAR foram realizados no *EViews 5.1*. Mais detalhes, ver as Tabelas 16 e 17 do Anexo I, onde estão os resultados dos testes de estacionariedade.

detém o maior volume de comercialização de tomates do Brasil, não se rejeita a hipótese nula de não-causalidade de Granger para essa variável em relação às demais (ver Tabela 4 do Anexo). Para as demais variáveis, o teste de causalidade de Granger em bloco rejeita a referida hipótese nula. Isso indica que o mercado de tomate de São Paulo é o único independente dos demais. Ou seja, o preço do tomate desse mercado não é causado por nenhum outro mercado. Enquanto, que nos demais há uma relação de interdependência entre seus preços e os demais. Em termos de integração de mercado, esses resultados indicam que, excluindo o mercado de São Paulo, há evidência de integração no mercado atacadista brasileiro de tomate no curto prazo.

O teste de causalidade par a par, isto é, entre apenas duas variáveis (causalidade de apenas uma semana à frente em um sistema com mais de duas variáveis), favorece os seguintes resultados relevantes: a variável LNBH é causada por LNSAMPA e LNCAMP, ou seja, o mercado atacadista de Belo Horizonte/MG é causado pelos dois maiores mercados atacadistas de tomate da Região Sudeste.

Ainda neste sentido, a variável LNIBI é causada por LNFORT, LNREC, LNSAMPA, LNBH e LNBRA. Neste caso, deve-se ressaltar que quase toda a produção da Ibiapaba/CE é comercializada através de Fortaleza/CE e Recife/PE. Já LNJUA é causada por LNIBI, LNFORT e LNREC. Ou seja, os dois principais mercados produtores de tomates do Nordeste são causados pelos dois principais mercados atacadistas desta Região: Fortaleza/CE e Recife/PE<sup>5</sup>.

Um ponto que chamou atenção foi à integração entre os mercados atacadistas do Nordeste, com destaque para os mercados de Recife/PE e principalmente Fortaleza/CE, que exercem forte influência sobre todos os demais mercados da região, já que estes dois mercados, segundo o CEASA (op. cit.), são os maiores mercados atacadistas de tomate da região em termos de volume de comercialização. Outro ponto importante é que os mercados produtores de Ibiapaba/CE

---

<sup>5</sup> De acordo com o CEASA (2009), os mercados produtores de tomates no Nordeste são Ibiapaba/CE e Juazeiro/BA. Já os mercados com maiores volumes de comercialização do tomate são Fortaleza/CE e Recife/PE.

e Juazeiro/BA pouco, ou quase nada, influenciam os mercados atacadistas do Nordeste. Ao contrário, os mercados produtores nas regiões Sul e Sudeste, como Campinas/SP, Curitiba/PR, Rio de Janeiro/RJ e Belo Horizonte/MG influenciam os mercados atacadistas das suas respectivas regiões.

Uma possível explicação para isso reside no fato de que os mercados de Ibiapaba/CE e Juazeiro/BA são formados por pequenos e médios produtores, geralmente não associados e não pertencentes à cooperativa de produtores (no caso da Ibiapaba/CE), com baixo grau de escolaridade e de acesso a manejos tecnológicos e a crédito. Fato este que dificulta a negociação de melhores preços junto aos atacadistas. Ao contrário dos produtores das regiões Sul e Sudeste, que na sua maioria são produtores cooperados, com alto nível de escolaridade, quando comparados aos produtores nordestinos, o que permite melhores contratos de compra e venda de tomate.

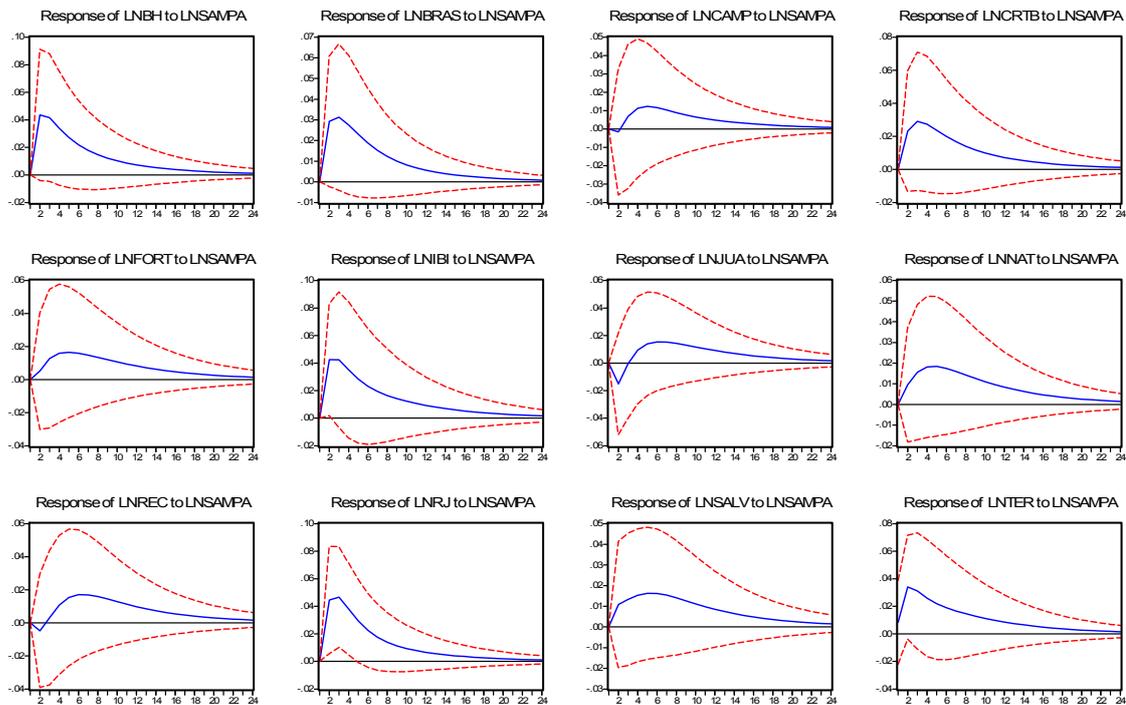
Para analisar qual a influência do mercado de São Paulo sobre os demais, utilizou-se a função de impulso resposta generalizada<sup>6</sup> (Pesaram e Shin, 1998), na qual foram dados impulsos na série independente (LNSAMPA) e analisadas as respostas nas demais variáveis dependentes (ver Figura 2). Os resultados mostram que choques em LNSAMPA implicam em aumentos nos preços em quase todas as variáveis, com exceção de LNREC e LNJUA que sofrem uma pequena queda durante três semanas e logo após, o preço nesses mercados aumenta até a vigésima segunda e vigésima quarta semana.

Os maiores choques ocorreram em LNBH, LNBRAS, LNCRTB, LNIBI e LNRJ, permanecendo durante vinte e quatro semanas. Já em LNFOR e LNNAT, o choque não foi tão significativo quanto nas outras séries, mas permanece durante vinte e duas semanas. Isso implica que o mercado de São Paulo/SP possui forte influência

---

<sup>6</sup> Utilizou-se a função de impulso resposta generalizada, para evitar que a ordenação das variáveis no VAR alterasse os resultados, fato este que pode acontecer ao se utilizar a função impulso resposta tradicional baseada na decomposição de Cholesky.

em todos os mercados brasileiros, principalmente nos mercados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.



**Gráfico 02** - Função de Impulso Resposta: efeitos de um choque em LNSAMPA sobre LNBH, LNBRAS, LNCAMP, LNCRTB, LNFORT, LNIBI, LNTER, LNREC, LNNAT, LNJUA, LNSALV e LNRJ. Fonte: dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

## 2.4 Conclusões e Sugestões

O objetivo deste trabalho foi propor uma abordagem econométrica para analisar a integração de mercados intrarregionais, que permite testar se há integração e se esse processo ocorre com custos de transações relevantes, utilizando dados na frequência semanal de preços dos mercados atacadistas de Teresina (PI), Ibiapaba (CE), Fortaleza (CE), Natal (RN), Recife (PE), Salvador (BA), Juazeiro (BA), Brasília (DF), Belo Horizonte (MG), Rio de Janeiro (RJ), São Paulo (SP), Campinas (SP) e Curitiba (PR).

Os resultados favorecem a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate, e nesse processo há evidências claras de custos de transação. Portanto, os preços de equilíbrio destes mercados são diferentes, mas a distância entre estes preços é limitada a estes custos de transação. Além disso, os resultados indicam que o mercado atacadista de São Paulo/SP se comporta de forma independente, mas influencia todos os outros mercados atacadistas do Brasil, principalmente o mercado das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, como seria de se esperar.

Este resultado indica que o processo de integração desse mercado deve-se ou a um processo competitivo, como defendido entre outros por Ravallion (1986), no qual a independência observada nos preços praticados no mercado de São Paulo deve-se a economias de escala e outras vantagens de custo, ou poderá ser resultado de um preço-base, no sentido apresentado por Faminow e Benson (1990), determinado no mercado de São Paulo. Estudos que investiguem com maior detalhe esta questão são importantes, uma vez que os resultados destes podem denotar na redução do preço desse bem para os consumidores brasileiros.

No Nordeste os mercados locais são interdependentes, com forte influência de Recife/PE e principalmente de Fortaleza/CE sobre os demais mercados da região. No Nordeste, verifica-se também que os mercados produtores (Ibiapaba/CE e Juazeiro/BA) não exercem uma influência significativa sobre os mercados atacadistas. De forma contrária, os mercados produtores nas regiões Sul e Sudeste (Campinas/SP, Curitiba/PR, Rio de Janeiro/RJ e Belo Horizonte/MG) influenciam os mercados atacadistas das suas respectivas regiões.

Uma possível explicação para o fato de que os mercados de Ibiapaba/CE e Juazeiro/BA são formados por pequenos e médios produtores, geralmente não associados à cooperativa de produtores, com baixo grau de escolaridade e de acesso a manejos tecnológicos e a crédito, enquanto que os produtores das regiões Sul e Sudeste são na sua maioria cooperados e com maior nível de escolaridade quando

comparado aos produtores nordestinos? Se este for o caso, políticas que reduzam o custo de transporte; facilitem o acesso ao crédito para investimentos em máquinas e equipamentos e que aprimorem a capacitação técnica podem alterar essa possível realidade.

### 3. FUNÇÃO DE RESPOSTA FISCAL E SUSTENTABILIDADE DA DÍVIDA PÚBLICA DOS ESTADOS BRASILEIROS

Apesar de poder emitir moeda e títulos o setor público não pode acumular uma dívida crescente de forma indefinida sem provocar efeitos não desejáveis na economia, como por exemplo, elevação dos níveis de preço e da taxa de juros, a qual pode incorporar um prêmio de risco para a possibilidade do não pagamento da dívida pública, o qual pode apresentar um forte acréscimo quando esta atinge um patamar considerado insustentável.

Uma dívida interna insustentável pode ameaçar a estabilidade de preços em uma configuração institucional onde as autoridades monetárias não agem com independência da autoridade fiscal e definem suas metas monetárias de acordo com o orçamento fiscal (Sargent e Wallace, 1981).

De acordo com Perotti (1999), baixos níveis de dívida ou déficit podem gerar efeitos positivos de choques de despesa pública, enquanto altos níveis de dívida pública levam a efeitos negativos. Gong, Greiner e Semmler (2001), ao analisarem a relação entre política fiscal e desempenho econômico de alguns países da União Européia, concluíram que déficits da dívida pública têm efeitos negativos em relação ao PIB. Já Moss e Chiang (2003) comentam que altos níveis de déficits impedem o crescimento econômico, pois reduz a quantidade ou eficiência do investimento.

Também não é possível excluir respostas negativas de mercados financeiros ao comportamento fiscal, já que a acumulação da dívida pública, após desequilíbrios orçamentais contínuos, pode gerar a necessidade de maiores taxas de juros em longo prazo (Afonso e Rault, 1997).

A dívida pública é sustentável quando seu montante em relação ao PIB converge sempre para um nível inicial,  $b_0$  (Blanchard et al, 1990). Mais especificamente,

O conceito de sustentabilidade da dívida refere-se “... à questão de saber se o governo está caminhando para acumulação de endividamento excessivo, que em última análise, pode ameaçar a estabilidade de preços. Uma dívida é considerada 'excessiva' e, por conseguinte, insustentável, quando o governo não satisfaz uma restrição de orçamento intertemporal e, conseqüentemente, sua dívida não pode ser compensados pelos excedentes primários futuros esperados de igual valor presente” (Luporini, 1999, p.9). Ou ainda, a dívida de um país ou região é considerada sustentável quando o superávit primário corrente é suficiente para estabilizar a relação dívida/PIB (GOLDFAJN, 2004).

No Brasil, desde o Programa de Ação Econômica do Governo (PAEG) em 1964, o governo tem se preocupado com déficits públicos expressivos. Políticas fiscais contencionistas viabilizaram um novo processo de dívida pública no Brasil (Giambiagi e Alem, 2000).

Ao longo das décadas de 70 e 80, observou-se uma elevação da dívida pública em decorrência de crises internacionais (crise do petróleo em 1973 e 1979), além da recessão norte-americana, da crise da dívida externa em 1982 e da falta de um acompanhamento e transparência das contas públicas. Conseqüentemente, o déficit primário passou de 4,2 % em 1985/1986 para 5,8% do PIB em 1987/1989 (Giambiagi e Alem, op. cit.).

A partir da década de 90, com a atuação do Plano Real e redução da dívida externa, os esforços se voltaram para o controle da dívida interna do setor público (Simonassi e Arrais, 2007). No entanto, o período entre 1995/1998 foi marcado por uma crise financeira dos estados. Os déficits primários estaduais representavam, em média, 0,4% do PIB, enquanto que, no mesmo período analisado, o governo federal teve superávits de, em média, 0,3% do PIB. Os governos estaduais alegavam perdas de receitas do ICMS, que reduziu 0,5% do PIB entre 1994 e 1998 em decorrência da Lei Kandir.

Assim, reformas institucionais foram implementadas visando à manutenção de superávits fiscais primários e à sustentabilidade da dívida no Brasil. Dentre essas mudanças, destacam-se os acordos de reestruturação da dívida em 1997 entre os governos federais e dos estados e municípios, o Programa de Estabilização Fiscal em 1998, estabelecendo metas de superávits primários para o setor público e a Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar 101 de 2000) implementada em 2000.

Esta última medida passou a obrigar os estados e municípios a estabelecer tetos para a despesa com pessoal, limitar o endividamento público<sup>7</sup>, obrigar a um retorno rápido a certos níveis de endividamento, definir regras rígidas para o comportamento do gasto com pessoal no final do mandato, vedar a possibilidade de refinanciamento ou postergação de dívidas entre entes da federação e prevêem sanções para os casos de não cumprimento das regras da lei (GOLDFAJN, *op. cit.*; VERSIANI, 2003; BEVILAQUA *et al.*, 2001; GIAMBIAGI e ALÉM, *op. cit.*).

De acordo com Simonassi e Arrais (2007) a Lei de Responsabilidade Fiscal manteve a dívida líquida do País estável em 50% do PIB ao longo do ano de sua implementação, mostrando uma trajetória declinante a partir de 2003.

Segundo Goldfajn (*op. cit.*) o superávit primário brasileiro produziu uma redução da dívida pública, ocasionando um declínio da relação dívida/PIB a partir de 1997. Versiani (2003) afirmou que a manutenção desse superávit primário em torno de 3,5% do PIB foi de fundamental importância para uma trajetória sustentável da dívida.

Neste sentido, vários estudos são desenvolvidos buscando verificar a sustentabilidade da dívida pública. Estudos desenvolvidos por Hamilton e Flavin (1986), Trehan e Walsh (1988), Wickens e Uctum (1993), Quintos (1995) e Ahmed e Rogers (1995) foram os pioneiros a utilizarem testes de raiz unitária e co-integração visando analisar a sustentabilidade da dívida pública.

---

<sup>7</sup> Os limites foram estabelecidos por ente da federação - percentualmente em relação à Receita Corrente Líquida - fixados para União em 50% e para Estados e Municípios em 60%. Mais detalhes ver Giambiagi e Além (2000) e Pereira (2008).

No Brasil, alguns pesquisadores também se preocuparam em analisar a sustentabilidade da dívida pública brasileira.

Luporini (op. cit.) buscou analisar a sustentabilidade da política fiscal brasileira desde a reforma financeira de 1965. Segundo a autora, a política fiscal governamental pode ser considerada sustentável se o valor descontado de sua dívida mobiliária como fração do PIB for respaldada por superávits fiscais primários de mesmo valor-presente. Muito embora os resultados gerais indiquem sustentabilidade, os testes implementados em dois subconjuntos da amostra sugerem que a política fiscal assumiu um padrão insustentável após 1981.

Lima e Simonassi (2005), utilizando dados de séries temporais para as finanças públicas nacionais no período de 1947-1999 e considerando a existência de “*efeitos threshold*” na série de déficit orçamentário brasileira, constataram que, na ausência de senhoriagem, o governo intervém somente se a variação da relação déficit/PIB superar 1,74%, para tornar o déficit estacionário.

Pereira (2008), utilizando testes de raiz unitária, vetores autorregressivos (VAR) e co-integração em painel, além de séries de receita corrente, despesa corrente e juros da dívida anual dos estados entre 1986 e 2005, analisou o endividamento dos estados brasileiros e Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais, e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. O referido autor concluiu que o esforço fiscal que se seguiu ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas. Mas, ainda persiste a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderiam trazer a insustentabilidade da dívida, justamente quando nesses casos torna-se ainda mais difícil o pagamento de juros.

Recentemente, Simonassi e Arrais (op. cit.), através da função de resposta fiscal do Governo e o método de teste de raiz unitária com quebras estruturais, concluíram que a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável durante todo o período

analisado. Além disso, o superávit primário se estabiliza em torno de 4% do PIB e a relação dívida/PIB é decrescente a partir de fevereiro de 2003.

No entanto, Piancastelli e Boueri (2008) apresentaram um estudo no qual o estoque da dívida refinanciada até junho de 1998 foi de cerca de R\$ 100,4 bilhões. Em dezembro de 2006 o saldo remanescente era de cerca de R\$ 336,8 bilhões. Os saldos da dívida remanescente são reajustados de acordo com o Índice Geral de Preços (IGP) mais 6% ao ano (a.a.).

Vale ressaltar que a partir de 2004-2005, a dívida da maioria dos estados brasileiros apresenta uma tendência crescente (conforme Gráfico 1 nos anexos). Caso não haja uma reação dos estados em relação ao crescimento desta variável, há a possibilidade de uma nova rodada de renegociação das dívidas públicas estaduais tornar-se necessária no futuro, gerando um impacto negativo nas contas federais.

Desta forma, o presente estudo pretende analisar a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) através da função de resposta fiscal do Governo desenvolvido por Bohn (2006). Para isso, utilizou-se um modelo econométrico para dados em painel e dados anuais no período de 2000-2008 para o estoque da dívida líquida e dos fluxos de gastos e receitas.

Essa metodologia complementa as técnicas de análise de estacionariedade e de cointegração, usualmente empregadas na investigação empírica sobre sustentabilidade da dívida, e propõem um método na qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Assim, uma ampla classe de processos estocásticos que violam as condições de estacionariedade e cointegração continua satisfazendo a ROI<sup>8</sup>.

---

<sup>8</sup> Mais detalhes ver Bohn (2006).

Seguindo esta introdução, a seção 2 realiza uma revisão de literatura sobre o tema. A seção 3 apresenta a base de dados e a metodologia utilizada neste estudo. Os resultados serão apresentados na seção 4 e, na seção 5, as considerações finais.

### **3.1 Revisão da Literatura**

Segundo Hamilton e Flavin (1986), devido a déficits ininterruptos de 1960 até 1981, o valor real da dívida do governo americano detido pelo público caiu durante esse período, em decorrência da Guerra do Vietnã, crises do petróleo (1974 e 1979) e período de recessão norte-americana no final dos anos 70, indicando que o déficit divulgado ofusca a verdadeira postura fiscal do governo.

De acordo com Minsky (1986), as práticas de financiamento derivam de obrigações de pagamento que envolve contratos que refletem as condições de mercado em que são negociados. O autor ressalta a importância da ação do governo frente ao risco de crédito de grandes bancos em momentos de crise econômica. Coincidentemente, de acordo com o histórico da dívida pública brasileira, o mesmo risco que esteve presente no endividamento dos estados brasileiros frente à possibilidade de socorro pela União, principalmente antes da Lei de Responsabilidade Fiscal

Wilcox (1989) evidenciou que qualquer modelo de endividamento tornar-se-ia insustentável se fosse possível emitir títulos e pagar seus juros por meio de novos títulos. Assim, economias que estejam operando dessa forma seriam nomeadas dinamicamente ineficientes, e o crescimento da dívida corrente implicaria em déficits futuros.

Com o objetivo de verificar a consistência da restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo, Bohn (1991) utilizou testes de cointegração nos dados

de gastos e receitas públicas. Para o referido autor, caso exista uma relação de longo prazo entre essas variáveis a dívida pode ser considerada sustentável.

Posteriormente, Bohn (1998) propôs um novo teste de sustentabilidade. Nele a restrição orçamentária intertemporal é atendida quando o superávit primário reage positivamente a aumentos da relação dívida/PIB. Recentemente, Bohn (2006) analisou a sustentabilidade da dívida utilizando uma função de reação do governo. De acordo com este autor, nas técnicas tradicionais de testes de estacionariedade e de cointegração a solvência do governo é obtida se a dívida é estacionária a partir de qualquer número finito de diferenciações. Isso implica dizer que a ROI continua satisfeita se receitas e gastos são estacionários em diferenças para qualquer ordem arbitrária e sem qualquer pré-requisito de cointegração.

Na literatura brasileira existem vários estudos desenvolvidos sobre a temática da sustentabilidade da dívida pública. Rigolon e Giambiagi (1999), através de uma análise teórica, abordam esse tema após dois anos da implementação da ampla renegociação da dívida dos estados ocorrida em 1998.

Garcia e Rigobon (2004) analisam a dinâmica da dívida brasileira a partir da perspectiva de gerenciamento de risco. Através de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) constatam que apesar da dívida ser sustentável, existe diversas trajetórias nas quais a política fiscal não seria sustentável.

Simonassi e Arrais (2007) estimaram uma função de reação para o Brasil no período de 1991 a 2008 através de múltiplas quebras estruturais endógenas seguindo a metodologia de Bai e Perron (1998). Os resultados mostraram que, ao longo do período analisado, a política fiscal brasileira mostrou-se sustentável.

Os estudos que analisam a sustentabilidade da dívida para os estados brasileiros são menos numerosos do que para o nível federal. Mora e Giambiagi (2005), através de uma análise que compreende os anos de 1998 a 2004, reportam que

a dívida é sustentável na maioria dos Estados, mas destacam a situação de Alagoas, Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Pereira (op. cit.), através de testes de raiz unitária e cointegração em painel aplicados nas séries de receita corrente, despesa corrente e juros da dívida dos estados entre 1986 e 2005, analisou o endividamento dos estados brasileiros, além do Distrito Federal após a renegociação dos passivos estaduais, e a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal. Os resultados mostraram que o esforço fiscal que se seguiu ultrapassou até mesmo as visões mais otimistas. No entanto, segundo o autor, apesar da queda progressiva da razão nível de endividamento/receita corrente líquida, persiste a preocupação sobre as possíveis consequências de um período de baixo crescimento econômico e/ou maior índice de correção monetária, que poderiam proporcionar a insustentabilidade da dívida, justamente quando nesses casos torna-se ainda mais difícil o pagamento de juros.

## 3.2 Metodologia

### 3.2.1 Referencial Teórico

Estudos envolvendo a sustentabilidade da dívida estão diretamente relacionados à restrição orçamentária do governo, que é uma condição de equilíbrio no qual os gastos do governo com bens e serviços e pagamento de juros ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública.

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} + (G_t - R_t) \quad (1)$$

Resolvendo a equação (1) *foward* e assumindo previsão perfeita, tem-se que:

$$B_0 = \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left( \frac{1}{1 + r_s} \right) B_n + \sum_{n=1}^{\infty} (G_t - R_t) \quad (2)$$

Em (2) considera-se que  $\lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{s=1}^n \left( \frac{1}{1+r_s} \right) B_n = 0$ , ou seja, que o Governo não

usará um tipo de "Jogo de Ponzi" para se financiar, portanto, o atendimento à restrição orçamentária intertemporal (ROI) do governo representa a sustentabilidade da política fiscal do país.

Do ponto de vista empírico, essa questão é usualmente investigada através de testes de raiz unitária no processo estatístico que governa as séries apropriadas de dívida ou déficit, bem como testar a existência de cointegração entre gastos e receita. Contudo, esses métodos baseiam-se na premissa de que a Restrição Orçamentária Intertemporal seja estacionária de ordem 0 ou 1 (em primeira diferença).

Visando suprimir esse problema Bohn (2006) propõe um método no qual a Restrição Orçamentária Intertemporal (ROI) continua satisfeita caso as receitas e gastos sejam estacionárias em diferença para qualquer ordem arbitrária e sem pré-requisito de integração. Bohn (op.cit.) parte da denominada identidade orçamentária do governo em qualquer instante no tempo "t", definida por:

$$B_t = G_t^0 - T_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (3)$$

Onde  $B_t$  é definido como a dívida pública,  $G_t^0$  o gasto primário,  $T_t$  a receita e  $r_t$  a taxa de juros. A primeira diferença em (3) resulta na seguinte equação:

$$\Delta B_t \equiv B_t - B_{t-1} = G_t^0 - T_t + r_t B_{t-1} \quad (4)$$

A qual define o déficit do governo incluindo juros, e o termo  $(G_t^0 - T)$  representa o déficit primário. Essas variáveis podem ser utilizadas em termos nominais, reais ou ainda como proporção do PIB ou da população, desde que se adéque o fator de acumulação  $r_t$ .

Algumas hipóteses são adicionadas no modelo de Bohn:

1.  $r_t = r > 0$  e  $\rho = 1/(1+r) > 1$ ;
2.  $E_t[r_{t+1}] = r > 0$  e  $\rho = E_t[1/(1+r)] < 1$ .

A equação (3) implica na expressão:

$$B_t = \rho E_t[T_{t+1} - G_{t+1}^0 + B_{t+1}] \quad (5)$$

Pode-se ainda considerar uma terceira hipótese, caso  $r_t$  seja qualquer processo estocástico estacionário com média  $r > 0$ , tal que  $G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_t$ . Assim, com propriedades idênticas ao do gasto primário (gastos do governo com bens e serviços excluindo pagamento de juros) ou são financiados com a arrecadação de impostos ou via emissão de dívida pública. Define-se  $G_t = G_t^0$  nos casos das duas primeiras hipóteses, para então reescrever a equação (5), após a substituição da igualdade acima, como:

$$B_t = \rho E_t[T_{t+1} - G_{t+1} + B_{t+1}] \quad (6)$$

Com  $\rho < 1$  em ambos os casos. Definindo  $S_{t+1} = T_{t+1} - G_{t+1}$  e resolvendo *forward*, obtemos:

$$B_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t[B_{t \rightarrow n}] + \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t[S_{t+i}] \quad (7)$$

Onde  $\lim_{n \rightarrow \infty} \rho^n E_t[B_{t \rightarrow n}] = 0$  é a condição suficiente para sustentabilidade da dívida e o segundo termo do lado direito da equação (7) representa a ROI do governo, caso a condição de transversalidade supracitada seja válida.

De acordo com Bohn (2006) é suficiente que a série de dívida seja integrada de qualquer ordem finita para que a condição de transversalidade acima seja satisfeita. A ideia é que o fator de desconto  $\rho^n$  dominará  $E_t[B_{t+n}]$  assintoticamente e, deste modo, a hipótese de que  $\rho < 1$  é considerada robusta vis-à-vis a relativa irrelevância do nível da taxa de juros. Definindo  $G_t^r$  como o gasto do governo incluindo as despesas com juros, e  $B_t$  e  $T_t$  como determinados acima, a segunda proposição de Bohn incide em uma crítica formal às análises de sustentabilidade através de técnicas de cointegração:  $G_t^r \sim I(m)$  e  $T_t \sim I(n)$ , com a possibilidade de  $m \neq n$  e que tais variáveis não sejam cointegradas, portanto, além da condição de transversalidade, a ROI do governo continua válida desde que  $B_t \sim I(k)$  com  $k \leq \text{Max}[m, n] + 1$ .

Agora, no caso de cointegração entre déficit primário e dívida, o que está sendo investigado é se,

$$(G_t - T_t) + \alpha B_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0) \quad (8)$$

Com  $\alpha \neq 0$  representando a combinação linear estacionária entre tais variáveis.

Adicionando esta informação à identidade (com  $G_t = G_t^0$ ) orçamentária (3), pode-se reescrevê-la como:

$$B_t = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Desta forma, de acordo com Trehan e Walsh (1988), o que está sob investigação é se  $(G_t - T_t) = -\alpha B_{t-1} + \varepsilon_t$ , ou seja, se o mecanismo de correção de erro é interpretado como uma função de reação do governo.

### 3.2.2 A Função de Reação dos Estados

A partir do modelo de suavização de impostos de Barro (1979) e considerando uma extensão da proposta de Bohn (1998) para uma estrutura em painel, a análise empírica da sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros baseia-se na estimação e inferência<sup>9</sup> da seguinte função de reação fiscal:

$$SDP_{i,t} = \alpha + \beta Div_{i,t-1} + \mu G_{i,t} + \gamma R_{i,t} + v_{i,t} \quad (10)$$

Onde todas as variáveis estão expressas como proporção do PIB,  $SDP_{i,t}$  representa o superávit (ou déficit) primário de cada estado  $i$  no período  $t$ ,  $Div_{i,t-1}$  é a dívida líquida do setor público de cada estado  $i$  no período  $t-1$ ,  $G_{i,t}$  e  $R_{i,t}$  são respectivamente os desvios das despesas correntes e da receita corrente em relação às suas respectivas médias estaduais.

No processo de estimação espera-se que  $\hat{\mu} < 0$  e  $\hat{\gamma} > 0$ . Nessa equação, a condição de sustentabilidade é dada por  $\hat{\beta} > 0$ , indicando que existe uma resposta positiva do governo em termos de geração de superávit primário em resposta ao acúmulo da dívida pública.

Inicialmente, estima-se a função de reação através de um painel com os 26 estados brasileiros. Posteriormente, serão estimadas cinco novas funções de reação, uma para os estados que compõem as regiões Norte/Nordeste, uma somente para os estados do Nordeste, uma para os estados das regiões Norte/Centro-Oeste, uma para os estados que compõem as regiões Centro-Oeste/Sudeste/Sul e a última somente para os estados das regiões Sudeste/Sul, com objetivo de verificar se os resultados encontrados para o conjunto de todos os estados diferem quando analisados em regiões.

---

<sup>9</sup> Através de métodos econométrico para dados em painel.

Antes de se estimar a função de reação definitiva, estima-se o modelo apresentado na eq(10) e realizam-se os testes de Breusch-Pagan visando verificar a presença de heterocedasticidade nos resíduos e o teste de Durbin-Watson, ambos para dados em painel, com o objetivo de verificar a presença de autocorrelação nos resíduos. Caso exista alguma violação dos pressupostos acima mencionados utiliza-se o método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS) para estimar a eq(10) e realizar inferências sobre a mesma, uma vez que estes estimadores serão consistentes e também eficientes.

### 3.3. Base de Dados

O presente estudo utilizou dados anuais referentes ao estoque da Dívida Líquida do Setor Público, superávit (ou déficit) primário, receita corrente e despesa corrente de 26 estados brasileiros coletados no período de 2000 a 2008, totalizando 234 observações, disponíveis no FINBRA na Secretaria do Tesouro Nacional. O PIB estadual a preços correntes foi obtido junto ao IPEADATA, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). As variáveis receita e gasto foram transformadas na forma de desvios em relação às suas respectivas médias estaduais.

O Gráfico 1 (nos anexos) apresenta o comportamento da dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado brasileiro no período de 2000 a 2008. Com exceção dos estados de Tocantins, Piauí e Bahia notaram-se um aumento da relação Dívida Pública/PIB. Já o Gráfico 2 (também nos anexos) apresenta o comportamento do superávit (ou déficit) primário em proporção ao PIB de cada estado brasileiro no período de 2000 a 2008. Em todos os estados nota-se uma oscilação entre superávit e déficit.

Com o objetivo de apresentar algumas características dessas séries as Tabelas 1 a 6 apresentam estatísticas descritivas dessas variáveis. Na Tabela 1 as estatísticas descritivas das séries  $SDP_{i,t}$ ,  $Div_{i,t}$ ,  $G_{i,t}$  e  $R_{i,t}$  consideram todos os estados

brasileiros, enquanto que nas Tabelas 2 a 6, as estatísticas descritivas dessas variáveis são realizadas de forma regionalizadas.

Nota-se que, em relação ao superávit ou déficit da dívida em proporção ao PIB de cada estado (SDP), nas seis tabelas, os resultados mostraram que, em média, ocorrem superávits primários entre 0,11% (Nordeste) a 0,21% (Centro Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste) dos PIB estaduais. No entanto, em todas as regiões analisadas, apresentam estados com déficits primários, detectados ao analisarmos o mínimo nas tabelas abaixo. No que se refere à dívida líquida do setor público em proporção ao PIB de cada estado (Div), em média, eles correspondem a 8% do PIB dos estados brasileiros, mas nas regiões Sul e Sudeste, por exemplo, esse valor aumenta para 10,17% do PIB.

A receita corrente em proporção ao PIB de cada estado (R) representa 10,85% do PIB em média ao se considerar todos os Estados. Nestas unidades econômicas pertencentes às regiões Norte/Nordeste e Nordeste, este valor aumenta para 12,46% e 13,98%, respectivamente, e nas regiões Centro-Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste, este valor se reduz para 8,29% e 7,15%, respectivamente.

Situação semelhante ocorre com a variável gasto corrente em proporção ao PIB de cada estado (G), para os estados brasileiros eles representam, em média, 9,18% dos PIBs estaduais brasileiros, e esse valor aumenta para 10,59% e 12,24% na média dos Estados das regiões Norte/Nordeste e Nordeste, respectivamente; e se reduz para cerca de 7% e 6% na média dos Estados das regiões Centro-Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste, respectivamente. Estes valores podem refletir a maior participação do setor público na atividade econômica nas regiões Norte/Nordeste e Nordeste quando comparadas às demais regiões.

**Tabela 05** - Estatística descritiva das séries para todos os estados brasileiros: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	234	.0015963	.0034034	-.0168149	.0123428
Div	234	.0888607	.03461	.0329295	.252516

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
R	234	.1085529	.0763122	.0019346	.9721065
G	234	.0918222	.0638256	.001587	.7890421

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 06** - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Norte/Nordeste: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	144	.001239	.0039372	-.0168149	.0123428
Div	144	.0835065	.029078	.0329295	.1863378
R	144	.1246537	.0850947	.0097491	.9721065
G	144	.1059056	.070284	.0081141	.7890421

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 07** - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Centro Oeste/Sul/Sudeste: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	90	.0021681	.0022089	-.0043641	.0082328
Div	90	.0974273	.0407038	.0515525	.252516
R	90	.0829705	.050487	.0019346	.5192755
G	90	.0692887	.0435138	.001587	.4486488

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 08** - Estatística descritiva das séries para todos os estados da Região Nordeste: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	81	.0011174	.0034781	-.0079112	.0123428
Div	81	.0873769	.0275883	.0412815	.1625327
R	81	.1398733	.097679	.0351988	.9721065
G	81	.1224656	.0807272	.029705	.7890421

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 09** - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Norte/Centro Oeste: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	90	.0016146	.0039472	-.0168149	.0100687
Div	90	.0811828	.0292453	.0329295	.1863378
R	90	.106265	.0679021	.0097491	.5192755
G	90	.0871785	.0556662	.0081141	.4486488

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 10** - Estatística descritiva das séries para todos os estados das regiões Sul/Sudeste: 2000-2008

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
SDP	63	.002186	.0022138	-.0043641	.0082328
Div	63	.1017367	.0451092	.0527839	.252516
R	63	.0715996	.0173123	.0019346	.1036889
G	63	.0595071	.0142527	.001587	.0832752

Fonte: Dados da pesquisa.

### 3.4 Resultados

Inicialmente, o modelo apresentado na equação (10) foi estimado<sup>10</sup> pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Em seguida, foi realizado o teste de Breusch-Pagan visando verificar a presença de heterocedasticidade nos resíduos. Os valores encontrados foram 1,25 para todos os estados brasileiros, 1,21 para os estados do Norte/Nordeste, 12 para os estados do Nordeste, 0,64 para os estados do Sul/Sudeste, 0,05 para os estados do Nordeste e 0,58 para os estados do Centro-Oeste/Sul/Sudeste. Com exceção do Nordeste, foi detectada a ausência de heterocedasticidade.

Posteriormente, realizou-se o teste de Durbin-Watson com o objetivo de verificar a presença de autocorrelação nos resíduos. Os valores encontrados foram 1,640844 para todos os estados brasileiros, 1,778490 para os estados do Norte/Nordeste, 1,8461 para os estados do Norte/Centro-Oeste, 1,6438 para os estados do Sul/Sudeste, 1,3839 para os estados do Nordeste e 1,056365 para os estados do Centro-Oeste/Sul/Sudeste. Em todos os casos, foi detectada a presença de autocorrelação nos resíduos.

**Tabela 11** - Resultados do teste de Breusch-Pagan de heterocedasticidade e Durbin-Watson de autocorrelação dos resíduos.

Testes	Brasil	Norte/Nordeste	Norte/Centro Oeste	Sul/Sudeste	Nordeste	Centro Oeste /Sul/Sudeste
Breusch-Pagan	chi2(1) = 1,25 * (Prob>chi2	chi2(1) = 1,21* (Prob>chi2 = 0,2705)	chi2(1) = 12,0* (Prob>chi2	chi2(1) = 0,64* (Prob>chi2	chi2(1) = 0,05* (Prob>chi2 =	Chi2(1) = 0,58* (Prob>chi2 =

<sup>10</sup> Todo o processo de estimação foi conduzido através dos pacotes estatísticos STATA 9 e E-Views 5.1.

Testes	Brasil	Norte/Nordeste	Norte/Centro Oeste	Sul/Sudeste	Nordeste	Centro Oeste /Sul/Sudeste
	= 0,2630)		= 0,0005)	= 0,4241)	0,8177)	0,4463)
Durbin-Watson	1,6408	1,7784	1,8461	1,6438	1,3839	1,056365

Fonte: Dados da pesquisa. \* Ho = Variância constante.

Neste caso, devido à presença de autocorrelação nos resíduos e presença de heterocedasticidade no caso do Nordeste, os estimadores são consistentes, mas não eficientes. Desta forma, estimou-se novamente o modelo pelo método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS). O teste de Hausman usualmente utilizado para testar a hipótese nula de efeitos aleatórios apresenta distorções na presença de autorregressividade dos resíduos. Por essa razão não foi utilizado. O método dos efeitos aleatórios apresenta estimadores mais eficientes quando empregado nos casos em que este procedimento é o correto. A eq(10) foi estimada por efeitos aleatórios e seus resultados foram comparadas com os obtidos através do método de Efeitos Fixos Generalizados (EFGLS), os quais geraram estimativas para os coeficientes com menores desvios padrões em todas as situações<sup>11</sup>. O próximo passo consistiu em testar, através de um teste F, a hipótese nula de GLS contra a alternativa de EFGLS, o qual favorece os resultados encontrados por esse último método.

A Tabela 12 apresenta os resultados da Função de Reação da política fiscal, estimada por EFGLS, para todos os estados brasileiros; para os estados das regiões Norte/Nordeste, região Nordeste, regiões Norte/Centro-Oeste, regiões Centro-Oeste/Sul/Sudeste e regiões Sul/Sudeste.

**Tabela 12** - Estimativas da Função de Reação para os estados brasileiros, estados do Norte/Nordeste, do Centro Oeste/Sul/Sudeste, do Nordeste, do Norte/Centro Oeste e do Sul/Sudeste: 2000-2008.

Coeficientes	$\alpha$	$\beta$	$\mu$	$\gamma$	R <sup>2</sup>	D W
Estimativas (Brasil)	0,0018* (0,0003)	-0,0055** (0,0029)	-0,1574* (0,0368)	0,1315* (0,0309)	0,4496	2,1397
Estimativas (Norte/Nordeste)	0,0014* (0,0003)	-0,0065** (0,0031)	-0,1048* (0,0410)	0,0874* (0,0343)	0,3316	2,1543
Estimativas (Centro Oeste/Sul/Sudeste)	0,0029* (0,0011)	-0,0109*** (0,0120)	-0,4965* (0,0780)	0,4295* (0,0676)	0,5301	2,0478

<sup>11</sup> Para amostra total e para as regionalizadas.

<b>Coefficientes</b>	$\alpha$	$\beta$	$\mu$	$\gamma$	$R^2$	D W
Estimativas (Nordeste)	0,0012* (0,0003)	-0,0056** (0,0029)	-0,3074* (0,0657)	0,2585* (0,0553)	0,6181	2,1363
Estimativas (Norte/Centro Oeste)	0,0051* (0,0017)	-0,0558** (0,0228)	-0,2073** (0,0880)	0,1674** (0,0717)	0,3471	2,1666
Estimativas (Sul/Sudeste)	0,0039* (0,0013)	-0,0203*** (0,0133)	-0,4725* (0,1189)	0,4221* (0,0985)	0,5212	2,0369

Fonte: Dados da pesquisa. Cálculos próprios. \* Significante a 1%. \*\* Significante a 5%. \*\*\* Não significante. Desvios padrões em parênteses.

De acordo com a Tabela 12, a resposta dos governos estaduais ao acúmulo da dívida pública ( $\beta$ ) para todos os estados brasileiros e para os estados das regiões Norte/Nordeste, Nordeste e Norte/Centro-Oeste são estatisticamente significantes a 5% e apresentaram sinais negativos. Ou seja, não existe uma resposta positiva dos governos estaduais para gerar superávit primário em resposta ao acúmulo da dívida pública. Em outras palavras, nesses casos há evidências empíricas de um possível processo de insustentabilidade da dívida pública. Em relação ao grupo formado pelos estados do Centro-Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste, esses coeficientes não se mostraram significantes, tornando inconclusiva a análise da sustentabilidade da dívida para este conjunto de Estados.

Em todos os casos os parâmetros  $\hat{\mu}$  e  $\hat{\gamma}$  mostram-se estatisticamente significantes ao nível de 1% e apresentam sinais esperados ( $\hat{\mu} < 0$  e  $\hat{\gamma} > 0$ ). O tamanho desses coeficientes pode significar que cortes nos gastos tem um impacto maior sobre o superávit do que aumentos de tributação.

### 3.5 Conclusões

O presente artigo buscou analisar a sustentabilidade da política fiscal nos estados brasileiros através de uma função de resposta fiscal do Governo, proposta por Bohn (2006), a qual torna explícita a estratégia de se investigar a existência de uma resposta do Governo em termos de geração de superávit primário ao acúmulo da dívida pública. A escolha desse método de investigação se deve ao fato de ser uma forma

complementar e promissora de conduzir a análise da sustentabilidade da política fiscal de um país, que ainda não havia sido realizada para o nível estadual no Brasil.

Os resultados mostram que os estados brasileiros não respondem da forma esperada para manter suas dívidas sustentáveis. Resultados similares são obtidos ao se analisar apenas os estados que compõem as regiões Norte/Nordeste, Nordeste e Norte/Centro Oeste do Brasil. Para os estados do Centro-Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste a análise de sustentabilidade da dívida é inconclusiva: apesar dos coeficientes atrelados a análise em questão apontarem para a insustentabilidade (sinal negativo do parâmetro estimado), estes não são significantes do ponto de vista estatístico aos níveis usuais de significância.

Esses resultados podem ser alterados se analisarmos essas regiões separadamente, mas em virtude da disponibilidade dos dados apenas na frequência anual e de cada região conter um número pequeno de estados, os resultados, em virtude de uma amostra muito reduzida, não seriam confiáveis.

Vale ressaltar que os resultados encontrados neste estudo para o conjunto de estados brasileiros diferem dos encontrados em Lima e Simonassi (2005), Simonassi e Arrais (2007), Pereira (2008). Entretanto, a amostra desse estudo engloba os anos até 2008 e quando verificados no Gráfico 1 (nos anexos) do comportamento da relação dívida/PIB para cada estado, percebe-se que exceto nos estados de Tocantins, Piauí e Bahia, essa variável apresenta, ou retoma, um comportamento ascendente, principalmente após os anos de 2004 e 2005.

Portanto, caso os governos estaduais continuem a não responder com superávit primário aos acúmulos da dívida pública, a trajetória ascendente da relação dívida/PIB tende a permanecer levando a uma possível não sustentabilidade da dívida. Em outras palavras, os níveis atuais da variável dívida/PIB nos estados podem não ser preocupantes, mas a continuação do comportamento por parte dos governos estaduais encontrado nesse estudo pode levar a uma situação de necessidade de uma

renegociação da dívida dos estados semelhante à ocorrida em 1998. Logo, outra questão relevante a ser analisada refere-se até quando esse comportamento pode persistir.

Outra evidência empírica encontrada nesse estudo refere-se à possibilidade de que cortes nos gastos públicos possuem maior impacto sobre o superávit do que aumentos de tributação.

#### **4. IMPACTO DO CRESCIMENTO, DESIGUALDADE E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA (PBF) NA POBREZA DO BRASIL.**

No Brasil, cerca de 34% e 13% da população encontra-se em situação de pobreza e indigência, respectivamente (Barros et al, 2007). No entanto, a economia brasileira é considerada a oitava maior economia do mundo. Essa contradição é fruto da elevada desigualdade de renda verificada no país.

De acordo com Rocha (2006) mesmo nos casos bem sucedidos de crescimento econômico, fica evidente que taxas adequadas de expansão do produto não necessariamente beneficiam todos os indivíduos de uma determinada sociedade. Há evidências de que países, até mesmo aqueles de economia mais próspera, possuem dificuldades em eliminar redutos remanescentes de pobreza, bem como as desigualdades sociais resultantes do processo de expansão econômica.

Barros *et al.* (op. cit.) verificaram que no Brasil a incidência de pobreza é maior do que a maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante. Os autores concluíram que a desigualdade de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente ineficiente na redução da pobreza, isto é, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda, em virtude de seu maior nível de desigualdade econômica.

Visando combater essa pobreza, o governo brasileiro, nos últimos anos, vem adotando políticas de transferência de renda para os mais pobres, considerando que, apesar do aumento da capacidade em gerar riqueza de certas economias, a incidência da pobreza se mostra um fenômeno persistente.

Neste sentido, o Programa Fome Zero foi lançado em janeiro de 2003 e incorporou uma série de programas e iniciativas federais pré-existentes, dentre eles os

programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás. Essas transferências no governo Lula foram unificadas e foi criado, em outubro de 2003, o Programa Bolsa Família (PBF).

Segundo Soares (2006), o Programa Bolsa Família (PBF) é um programa de transferência direta de renda com condicionalidades que beneficia famílias pobres<sup>12</sup> e extremamente pobres<sup>13</sup>. O referido programa pauta-se na articulação de três dimensões essenciais à superação da fome e da pobreza: promoção do alívio imediato da pobreza, por meio da transferência direta de renda à família; reforço ao exercício de direitos sociais básicos nas áreas de saúde e de educação, por meio do cumprimento das condicionalidades, o que contribui para que as famílias consigam romper o ciclo da pobreza entre gerações; e a coordenação de programas complementares, que têm por objetivo o desenvolvimento das famílias, de modo que os beneficiários da Bolsa Família consigam superar a situação de vulnerabilidade e de pobreza.

Ainda de acordo com Soares (op. cit.), as condicionalidades do programa correspondem: frequência mínima na escola de 85% para as crianças em idade escolar; a atualização do cartão de vacinação para crianças entre 0 e 6 anos e, para as mães, visitas regulares ao posto de saúde para realização de pré-natal e no período de amamentação. Já a população adulta tem-se a adoção de atividades estruturantes que objetivam aumentar o acesso das famílias beneficiárias aos serviços públicos, tais como: preferência na seleção para cursos de capacitação profissional (incluindo cursos de alfabetização) e para programas de geração de emprego e renda; e acesso gratuito aos registros e documentos de identificação.

A Tabela 13 apresenta o número de famílias beneficiadas e o gasto<sup>14</sup> (em reais) com o Programa Bolsa Família no período de 2003 a 2008. Nota-se que o número de famílias beneficiadas passou de 3.615.596 em 2003 para 11.353.445 em

---

<sup>12</sup> Com renda mensal per capita de R\$60,01 a R\$120,00.

<sup>13</sup> Com renda mensal per capita de até R\$60,00.

<sup>14</sup> Vale ressaltar que estes valores são referentes aos montantes efetivamente transferidas para as famílias.

2008, representando um aumento de 214%; enquanto que os gastos que representavam, em 2003, o valor de R\$570.144.695,00 passou para R\$ 10.943.583.571,00 em 2008, implicando em um aumento de 1.819%. Observa-se também que, o valor mensal recebido de cada família beneficiada passou de R\$ 13,14 em 2003 para R\$80,32 em 2008. No entanto, não temos como saber o valor recebido per capita, contudo, está distante, por exemplo, para um indivíduo em situação de indigência “sair” da pobreza apenas com o benefício da Bolsa Família.

**Tabela 13** - Número de famílias beneficiadas, Gastos (em reais) com o Programa, Valores anuais e mensais recebidos pelos beneficiados com o Programa Bolsa Família (PBF), no Brasil -2003 a 2008.

<b>ANOS</b>	<b>Números de Famílias Beneficiadas</b>	<b>Gastos com Bolsa Família (em reais)</b>	<b>Valor anual recebido por cada família beneficiada (em reais)</b>	<b>Valor mensal recebido por cada família beneficiada (em reais)</b>
2003	3.615.596	570.144.695,00	157.69	13.14
2004	6.571.842	3.791.787.498,00	576.97	48.08
2005	8.942,172	5.812.686.500,00	650.03	54.17
2006	111.229.864	7.609.377.003,00	677.60	56.47
2007	11.294.824	9.187.886.087,00	813.46	67.79
2008	11.353.445	10.943.583.571,00	963.90	80.32

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

Alguns estudos desenvolvidos por Rocha (2005, 2006), Hoffmann (2006), Kakwani, Neri e Son (2006) e Barros *et al* (op. cit.) mostraram que os programas de transferência de renda para os pobres conseguiu reduzir a desigualdade de renda e pobreza no Brasil, provocando assim um aumento do bem-estar.

No entanto, Campelo (2007)<sup>15</sup>, Schwartzman (2006) e Marinho e Araújo (2010) encontraram resultados diferentes, no sentido de que esses programas não reduziram a pobreza no Brasil. Segundo os referidos autores, os motivos para esses resultados são o pequeno volume dos recursos transferidos para cada família, má focalização dos gastos e problemas de gestão do programa. Para Carvalho (2006), dentre os principais pontos contra esses programas encontram-se a diminuição dos incentivos ao trabalho, aumento da dependência dos beneficiários em relação ao

<sup>15</sup> Segundo esse autor, na literatura internacional também não está claro qual o impacto que as transferências de renda às famílias pobres devem ter em relação à pobreza.

governo e redução dos gastos com serviços assistenciais (saúde, educação e habitação).

O objetivo deste estudo é analisar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) nos índices de pobreza no Brasil. Para isso, utilizou-se um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998), o qual verifica a relação entre pobreza e gastos com o Programa Bolsa Família. Os dados utilizados nessa estimação foram obtidos nas PNADs, nas bases de dados do Ministério da Fazenda, no Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS) e no IPEADATA.

Outros estudos já buscaram analisar o impacto desse programa sobre a pobreza no Brasil. Contudo, este estudo focaliza sua análise em dados de gastos anuais com o Programa Bolsa Família, ao invés de trabalhar com uma *proxy* de transferência, compreendendo todos os estados da Federação, do ano de 2003 a 2008, o qual captura o aumento expressivo dessas transferências.

O estudo é composto por cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 faz um breve histórico dos programas de transferência de renda e da relação triangular entre pobreza, crescimento econômico e pobreza. A seção 3 define e discute o procedimento metodológico. A quarta seção analisa os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico. Por último, as considerações finais são comentadas na seção 5.

## **4.1. Revisão de literatura**

### **4.1.1 Programas de Transferência de Renda**

Os programas de transferência de renda desenvolvidos pelos governos destinados à população carente visando combater a pobreza existente em uma região e promover uma melhoria no bem-estar social tem sido alvo de diversos estudos

buscando verificar seus resultados. A literatura, tanto internacional quanto nacional, é repleta de estudos avaliando esses programas, principalmente a sua eficiência em retirar a população beneficiada da condição de pobreza ou extrema pobreza.

Enders e Hoover (2003) analisaram um programa de transferência de renda nos Estados Unidos e constataram que o mesmo não teve um efeito significativo sobre a pobreza. Sen (2000) apresentou um fato interessante em relação a políticas de transferência de renda: a perda da auto-estima por parte das populações pobres e/ou desempregadas que recebem auxílios do governo. Para Rector e Lauder (1995), o crescimento das transferências inibe os pobres a procurar emprego e os tornam dependentes do governo, incentivando muitas famílias a continuar na pobreza para receber os benefícios sociais.

Para o Brasil, de acordo com Rocha (2005) os impactos dos programas federais de transferência sobre a pobreza são diferenciados por região em função da intensidade da pobreza. Já em relação à Bolsa Família, a gestão melhorou a focalização das transferências por atingir famílias pobres com criança.

Segundo Soares (2006), o Programa Bolsa Família é bem focalizado nas famílias pobres. Contudo, apenas melhorou a condição de vida dessas famílias sem retirá-las do nível de pobreza. Ou seja, essa transferência melhora a situação vivenciada pelas famílias, mas não permite que as mesmas ultrapassem a linha de pobreza.

Kakwani, Neri e Son (2006) aplicando uma metodologia baseada na decomposição dos diferentes tipos de renda no mercado de trabalho verificaram que os programas de transferência priorizaram a população de baixa renda, mas com necessidade de ajustes no seu desenho e implementação.

Costa e Salvato (2006) analisaram o programa de transferência de renda Bolsa Família quanto ao impacto nas variáveis pobreza, desigualdade, distribuição de

renda e verificar o *trade-off* entre cobertura e vazamento a nível Brasil. Para isso, o autores utilizaram os seguintes indicadores: o índice de Theil, o índice de Gini, o método kernel density e para concluir um indicador de focalização; além de dados da PNAD para os anos de 2004, 2005 e 2006. Os resultados mostraram que o impacto sobre a variável pobreza é mínimo, que a variável desigualdade apresenta desempenho pouco satisfatório apresentando picos de somente 2% de impacto e, com relação a focalização, pode-se dizer que é empírico o *trade-off* entre cobertura e vazamento.

Através de modelos de vetores autorregressivos (VAR) para dados em painel e um painel dinâmico no período de 1992 a 2004, Campelo (2007) detectou que os programas de transferência de renda não têm efeito significante na redução da pobreza no Brasil. Resultado semelhante foi relatado por Marinho e Araújo (2010). Estes autores analisaram a dinâmica da pobreza rural no Brasil e os seus resultados mostraram que a aposentadoria rural não tem impacto significativo no combate à pobreza rural, ao contrario da hipótese de que a seguridade social rural resolve a redução da pobreza.

Rocha, Khan e Lima (2008) ao avaliarem o impacto da bolsa família sobre o bem-estar das famílias beneficiadas no Estado do Ceará em 2007 verificaram que o programa teve impacto positivo sobre os pilares do capital humano local, explicado pela melhoria dos indicadores de saúde, de educação e do estado nutricional das famílias beneficiadas. Todavia, “... 1,9% das famílias beneficiadas e 3,1% das famílias não-beneficiadas possuem renda superior a 15 salários mínimos, o que torna crível a possibilidade desta proporção de famílias que recebem ou são qualificadas a receber os benefícios não pertencerem ao conjunto factível de elegibilidade” (Rocha, Khan e Lima, op. cit. P.8).

Tavares *et al* (2009) avaliou a focalização e o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) sobre a pobreza e a desigualdade de renda para os estados brasileiros, a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004. Os resultados sugerem que o sucesso na focalização depende do orçamento disponível nos estados, bem como na eficiência da seleção local, que pode estar relacionada à

severidade da pobreza em cada localidade. Segundo os referidos autores, o programa poderia obter melhores resultados de focalização caso o governo adotasse o mecanismo de seleção alternativo da primeira simulação vis-à-vis a expansão da política considerada na segunda simulação.

De acordo com Melo e Sampaio (2010), apesar do governo brasileiro ter adotado políticas de transferência direta de renda condicionada, entre as quais se destaca a Bolsa Família, alguns estudos revelam que o Programa Bolsa Família, dados os critérios de elegibilidade, apresenta problemas de focalização, o que possibilita a geração de desperdício na distribuição de recursos. Uma das limitações decorre da utilização da renda declarada como critério de elegibilidade. Utilizando dados suplementares do ano de 2004 da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio – PNAD, constataram que o erro de cobertura é expressivo e o erro de vazamento mostra que 50% dos recursos são gastos com famílias não elegíveis.

#### **4.2. A Relação Triangular entre Pobreza, Crescimento Econômico e Desigualdade**

Essa seção fará revisão na literatura com o objetivo de verificar a relação triangular existentes entre pobreza, crescimento econômico e a desigualdade de renda. A interação entre essas três variáveis daria as condições necessárias para se diagnosticar, em que magnitude o aumento da renda ou a redução da desigualdade impactariam na redução da pobreza.

Essa relação denominada por Borghignon (2002) de “triângulo pobreza-desigualdade-crescimento”. A partir de então, vários estudos foram desenvolvidos para identificar e mensurar a relação existente entre os impactos do crescimento e da desigualdade de renda na pobreza.

#### 4.2.1. Pobreza *versus* crescimento econômico

Vários trabalhos empíricos nacionais e internacionais estudam as relações entre crescimento econômico e pobreza. Verifica-se que têm sido utilizadas duas opções para representar o crescimento econômico - o produto interno bruto (PIB) ou a renda média. Nesses estudos há um consenso entre os pesquisadores de que para reduzir a pobreza dois fatores são fundamentais: a taxa média de crescimento e o nível inicial da desigualdade de renda.

A relação entre crescimento e redução da pobreza é usualmente medida por meio da elasticidade-renda ou elasticidade-crescimento. Se essa elasticidade é elevada, políticas públicas de combate a pobreza baseadas no crescimento econômico são mais eficientes. Caso contrário, sendo esta elasticidade baixa, estratégias de redução da pobreza deveriam envolver uma combinação de crescimento econômico com algum tipo de redistribuição de renda.

Ravallion e Chen (1997) estimaram as elasticidades renda-pobreza e renda-desigualdade com base de dados em 45 países. Os seus resultados mostraram que em países de baixa desigualdade, se o nível de renda eleva-se em 1%, haveria uma redução da pobreza de 4,3%. Já nos países em que a desigualdade é elevada, a diminuição da pobreza seria de 0,6%. Neste último caso, concluíram que o crescimento apresenta um efeito reduzido sobre a pobreza. No entanto, se a desigualdade diminuir em decorrência do crescimento ocorre uma redução satisfatória da pobreza. Já Chen e Wang (2001) estudaram a relação entre pobreza, renda e a desigualdade na China nos anos 90. Concluíram que a pobreza foi reduzida pelo crescimento econômico e a concentração de renda contribuiu para aumentá-la.

Ao estudar essa problemática no Brasil, Hoffmann (2005), através de dados da PNAD no ano de 1999, encontrou que um aumento de 1% no rendimento domiciliar per capita no Brasil leva a uma redução de 0,84% na proporção de pobres e que o valor

absoluto dessa elasticidade cresce com o rendimento e decresce com o aumento da desigualdade.

Marinho e Soares (2003), com dados de 26 estados brasileiros no período de 1985 a 1999, utilizaram um procedimento metodológico que permitiu decompor a variação na pobreza decorrente da mudança na renda média e também de alterações na concentração de renda, medida pelo Índice de Gini. Os resultados mostraram que o efeito crescimento tem sido eficiente para redução da pobreza, principalmente nos estados da Região Norte. Nesse sentido, o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), utilizando dados da PNAD de 1995 a 2004, buscaram evidenciar as relações entre crescimento da renda, redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza. De acordo com estes autores, os componentes de crescimento da renda média e de distribuição de renda são suficientes para explicar grande parte das variações nos níveis de pobreza entre os estados brasileiros.

Em síntese, os resultados desses trabalhos apresentam evidências de que políticas de combate à pobreza por meio do crescimento são mais eficientes quando acompanhadas da redistribuição de renda.

#### **4.2.2. Pobreza *versus* desigualdade**

Vários autores afirmam que a proporção de pobres numa região diminui quando há uma combinação entre políticas de crescimento econômico com outras de redistribuição de renda.

A desigualdade de renda é um componente importante no debate sobre a pobreza. Para Bourguignon (2002), a redução da desigualdade de renda é um instrumento importante na redução da pobreza. Resultados semelhantes foram encontrados no Brasil por Mendonça e Barros (1997). Esses autores ressaltaram a

elevada taxa de desigualdade de renda no Brasil e enfatizaram que, de forma relativa, a redução da desigualdade é mais significativa no combate à pobreza do que o crescimento econômico.

Ainda nesse sentido, de acordo com Barreto (2005) a redução da pobreza pode ser alcançada de forma rápida quando um país em crescimento apresenta uma distribuição de renda menos desigual. Portanto, a implantação de políticas públicas para a redução da desigualdade, além de resolver o problema em si, ainda pode atingir indiretamente outras metas de política econômica como o aumento do crescimento e a redução da pobreza. Em Marinho e Soares (2003) a pobreza apresenta maior sensibilidade em relação à desigualdade do que ao crescimento. Assim, políticas interessadas em reduzir a pobreza devem privilegiar políticas que promovam a diminuição na concentração de renda.

Rocha (2006) comenta que a proporção de pobres no Brasil se reduz em cerca de dois pontos percentuais no período que vai de 2001-2004. Segundo a autora, a redução da proporção de pobres que ocorre nos primeiros anos desta década foi determinada por diversos fatores, cujo impacto é diferenciado entre as regiões, entre os quais se tem mudanças distributivas no rendimento do trabalho e expansão dos benefícios assistenciais. Para a referida autora a persistência da pobreza no Brasil deve-se em grande parte à desigualdade existente. Afirma que a pobreza pode ser reduzida tanto pelo crescimento da renda como por melhoria na sua distribuição e que a redução da desigualdade de renda deve ser enfatizada. Isso porque o crescimento da renda sem redução da desigualdade significa transferir para um horizonte futuro a eliminação da pobreza no país.

#### **4.2.3. Crescimento *versus* desigualdade**

Crescimento econômico tem base em alterações do sistema produtivo num processo de longo prazo. A forma mais clássica de ser verificar o crescimento de um país ou região é por meio da magnitude do produto interno bruto – PIB.

A relação crescimento econômico *versus* desigualdade tem sido analisada na literatura levando em consideração as causalidades existentes entre essas variáveis. Muitas questões associadas a essas variáveis, como a desigualdade é gerada e como se reproduz por meio do tempo ou como a desigualdade e o processo de desenvolvimento econômico se relacionam. Para Diniz (2005), ocorre uma relação de dupla causalidade entre essas variáveis.

A hipótese de Kuznets do “U invertido” é o ponto de partida nessa vertente e considera que primeiramente, a desigualdade aumentaria com o início do desenvolvimento econômico ocorrendo quando a economia se movimenta da área rural em direção à industrialização (transferência da forma de trabalho do setor menos produtivo para o mais produtivo). Posteriormente, a desigualdade diminuiria quando a maioria dos trabalhadores estivesse trabalhando no setor mais produtivo. Portanto, a política de desenvolvimento poderia ser resumida à promoção do crescimento econômico e, este, por fim promoveria a redução da desigualdade.

Ainda na concepção de que desigualdade seria prejudicial o crescimento deve ser considerado os argumentos de Stewart (2000), a saber: (a) elevada desigualdade provoca instabilidade política, incerteza, menores investimento e crescimento; (b) alta desigualdade ocasiona política tributária redistributivas populista, efeitos de desincentivos e menor crescimento; e (c) maior desigualdade influência os grupos mais ricos, os quais pressionam por tratamento tributário preferencial, levando ao excesso de investimentos em determinadas áreas e à redução do crescimento.

No Brasil, Neri (2006) verificou um declínio da desigualdade para os níveis mais baixos dos últimos trinta anos. Salaria que a queda no Índice de Gini foi de 4,8% durante o período 1995 a 2005. A mesma opinião de Barros *et al.* (2007), afirmaram que entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua. Essa redução na desigualdade contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda *per capita*.

Ferreira e Cruz (2010), através de um modelo com efeito limiar (threshold), testaram a existência de clubes de convergência na desigualdade de renda dos municípios brasileiros, no período de 1991 a 2000. De acordo com os autores, foram encontrados seis clubes de convergência, onde os fatores que promoveram a redução da desigualdade da distribuição de renda brasileira, no período em análise, atuaram de forma assimétrica nos municípios. Já no processo de convergência, a renda do trabalho mostrou-se mais significativa para a redução da desigualdade do que a renda oriunda das transferências governamentais.

### **4.3 Procedimento Metodológico**

#### **4.3.1 Base de Dados**

Na estimação do modelo econométrico para os estados brasileiros no período de 2003 a 2008, utilizou-se dados retirados das PNADs (Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar) publicada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) no IPEADATA e do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

A variável renda é a renda familiar *per capita* extraída da PNAD, calculada dividindo-se o rendimento total da família pelo seu número de componentes. Em seguida, foi determinada a média aritmética dessa variável, obtendo-se assim, as rendas médias nos diferentes estados.

Ressalta-se que todas as variáveis monetárias desse trabalho foram atualizadas para valores reais de 2008 utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC tendo como base o ano de 2008.

Nesse estudo caracterizaram-se como pobres as famílias que vivem com renda familiar *per capita* insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas. Assim

sendo, os indicadores de pobreza absoluta utilizados são os pertencentes à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke: a proporção de pobres ( $P_0$ ) e a proporção de indigentes. Para a construção desses indicadores a linha de pobreza adotada foi a do IPEA, para os diversos estados brasileiros<sup>16</sup>. O cálculo desta cesta incorpora as particularidades de cada localidade e varia de estado para estado. A proporção de pobres ( $P_0$ ) foi definida como:

$$P_0 = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Onde,  $n$  é total de indivíduos,  $q$  é o número de pessoas com renda *per capita* familiar  $y_i$  abaixo da linha de pobreza  $z$ .

A medida de desigualdade utilizada é o Índice de Gini oriundo da renda familiar *per capita* extraída das PNADs. Este índice é frequentemente utilizado para expressar o grau de desigualdade de renda, e pode ser associado à chamada Curva de Lorenz, que é definida pelo conjunto de pontos que, a partir das rendas ordenadas de forma crescente, relacionam a proporção acumulada de pessoas e a proporção acumulada da renda. Para determinara esse índice, ordena-se de forma crescente o conjunto de renda familiar *per capita* para se obter a Curva de Lorenz. Essa curva relaciona em cada percentil a fração acumulada da população com a fração acumulada da renda e por meio dela calcula-se o índice para cada unidade da federação.

A medida referente à bolsa família foram os gastos anuais estaduais compostos pelos montantes efetivamente transferidos para estas unidades econômicas beneficiadas com o Programa Bolsa Família (PBF) no período de 2003 a 2008, obtidas no Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Pobreza (MDS).

---

<sup>16</sup> A linha de pobreza utilizada foi de  $\frac{1}{2}$  do salário mínimo para a proporção de pobres ( $P_0$ ) e a linha de indigência foi de  $\frac{1}{4}$  do salário mínimo para a proporção de indigentes.

### 4.3.2. Modelo Econométrico

Com intuito de avaliar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza, controlado por outros determinantes, como renda familiar *per capita*, medida de desigualdade de renda, especifica-se o seguinte modelo dinâmico para dados em painel:

$$\ln(P_{k,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \ln(G_{i,t}) + \beta_4 \ln(BF_{i,t}) + v_t + u_{i,t} \quad (2)$$

Onde  $P_{k,it}$  representa o k-ésimo índice de pobreza (proporção de pobres - k = 0, e a proporção de indigentes);  $Rm_{i,t}$  é a renda média per capita;  $G_{i,t}$  é o índice de gini;  $BF_{i,t}$  é o gasto anual com a bolsa família;  $v_t$  os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e  $u_{i,t}$  o erro idiosincrático. Os subscritos i e t se referem respectivamente ao i-ésimo estado no ano t. Todas as variáveis estão em logaritmo natural

A especificação do modelo (2) é baseada na suposição de que o quadro da pobreza corrente tende a influenciar o desempenho da pobreza no próximo período. Por isso, se justifica a presença da variável dependente defasada de um período como variável explicativa<sup>17</sup>.

As hipóteses adotadas no modelo são que:  $E[v_i] = E[u_{i,t}] = E[v_i u_{i,t}] = 0$  para  $i=1, \dots, N$  e  $t=1, \dots, T$ ; o erro não é correlacionado temporalmente, ou seja,  $E[u_{i,t} u_{i,s}] = 0$  para  $i=1, \dots, N$  e  $\forall t \neq s$ ; impõe-se a condição inicial de que  $E[P_{k,it} u_{i,t}] = 0$  para  $i=1, \dots, N$  e  $t=1, \dots, T$  (Ahn e Schimdt, 1995).

Nota-se que a presença da variável dependente defasada como variável explicativa no modelo pode resultar em um problema de endogeneidade com o termo

<sup>17</sup> A evidência da pobreza persistente no Brasil pode ser entendida em Ribas *et al* (2006).

de efeitos fixos, tornando os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) inconsistentes e viesados.

Com o objetivo de corrigir esses problemas, utilizou-se a presença de efeitos fixos no modelo. Então, a primeira tentativa seria estimar a equação (2) através de MQO com variáveis dummies para cada estado ou através do método entre grupos (*within groups*), no qual gera as mesmas estimativas do método anterior, porém com os desvios padrões dos coeficientes ligeiramente menores. Os estimadores do coeficiente de  $\ln(P_{k,it-1})$  por ambos os métodos serão menores do que o obtido por MQO. Todavia, o viés no painel dinâmico ainda continua a existir.

Outra alternativa é transformar a equação (2) em primeira diferença e estimá-la pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). Este método é usualmente chamado de Método dos Momentos Generalizados em Diferenças (GMM-diferenciado). Assim, a equação (2) se transforma em:

$$\Delta \ln(P_{k,it}) = \beta_1 \Delta \ln(P_{k,it-1}) + \beta_2 \Delta \ln(Rm_{i,t}) + \beta_3 \Delta \ln(G_{i,t}) + \beta_4 \Delta \ln(BF_{i,t}) + \Delta u_{i,t} \quad (3)$$

Onde  $\Delta \ln(y_{it}) = \ln(y_{it}) - \ln(y_{it-1})$  para qualquer variável  $y_{it}$ .

Pela construção da equação (3),  $\Delta \ln(P_{k,it-1})$  e  $\Delta u_{i,t}$  são correlacionados e, portanto, os estimadores de MQO para seus coeficientes são viesados e inconsistentes. Portanto, é necessário empregar variáveis instrumentais para  $\Delta \ln(P_{k,it-1})$ . O conjunto de hipóteses adotadas na equação (2) implicam que as condições de momentos  $E[\Delta \ln(P_{k,it-s}) \Delta u_{it}] = 0$  para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$  são válidas. De acordo com esses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar  $\Delta \ln(P_{k,it-s})$ , para  $t=3,4,\dots,T$  e  $s \geq 2$  como instrumentos para equação (3).

Em relação às outras variáveis explicativas, têm-se três possíveis situações. A variável pode ser classificada como: estritamente exógena, se não é correlacionada

com os termos de erro passados, presente e futuros; fracamente exógena, se é correlacionada apenas com valores passados do termo de erro; e endógena, se é correlacionada com os termos de erro passados, presente e futuros.

No segundo caso, os valores da variável defasada em um ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (3). Já no último caso, os valores defasados em dois ou mais períodos são instrumentos válidos na estimação da equação (2).

Todavia, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) explicam que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Neste caso, é produzido um estimador não consistente e enviesado para painéis com T pequeno. Como solução para este problema, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) recomendam a estimação de um sistema que combine o conjunto de equações em diferenças, equação (3), com o conjunto de equações em nível, equação (2). Daí surge o Método dos Momentos Generalizado para Sistema (GMM-sistema). Para as equações em diferenças, o conjunto de instrumentos é o mesmo descrito acima.

Para regressão em nível, os instrumentos apropriados são as diferenças defasadas das respectivas variáveis. Por exemplo, assumindo que as diferenças das variáveis explicativas não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais (para  $t = 3, 4, \dots, T$ ) e  $E[\Delta \ln(P_{k,it} v_i)] = 0$  para  $i = 1, 2, 3, \dots, N$ , então as variáveis explicativas em diferenças e  $\Delta \ln(P_{k,it-1})$ , caso elas sejam exógenas ou fracamente exógenas, são instrumentos válidos para equação em nível. O mesmo se dá se elas são endógenas, mas com os instrumentos sendo as variáveis explicativas em diferenças defasadas de um período e mais  $\Delta \ln(P_{k,it-1})$ .

A consistência do estimador GMM-sistema depende da ausência de correlação serial no termo de erro e da validade dos instrumentos adicionais. Logo, inicialmente testam-se as hipóteses nulas de ausência de autocorrelação de primeira e

segunda ordem dos resíduos. Para que os estimadores dos parâmetros sejam consistentes, a hipótese de ausência de autocorrelação de primeira ordem deve ser rejeitada e a de segunda ordem aceita. Posteriormente, realizou-se o Teste de Hansen para verificar a validade dos instrumentos utilizados pelo método GMM-sistema.

Como teoricamente o estimador de MQO para a variável dependente defasada proporciona estimativas viesadas para baixo, enquanto os estimadores do método entre grupos geram estimativas viesadas para cima, uma estimativa adequada para o parâmetro de  $\ln(P_{k,it-1})$  deve ser compreendida entre os limites desses dois estimadores (MQO e *within groups*).

Os resultados são apresentados na seção seguinte e os estimadores das variâncias dos parâmetros são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação obtidos no GMM-sistema. O estimador obtido foi corrigido pelo método Windmeijer (2005) para evitar que o respectivo estimador das subestime as verdadeiras variâncias em amostra finita.

#### 4.4 Resultados

Esta seção apresenta e discute os resultados obtidos da estimação do modelo econométrico apresentado na seção anterior.

Além da especificação apresentada na equação 2, outras incluindo uma defasagem das variáveis explicativas, isto é,  $\ln(Rm_{i,t-1})$ ,  $\ln(G_{i,t-1})$  e  $\ln(BF_{i,t-1})$  foram estimadas, entretanto seus coeficientes não foram estatisticamente significantes. Desta forma, apenas os procedimentos e resultados do modelo apresentado em (2) são considerados.

Este modelo foi estimado inicialmente por MQO e através do método entre grupos e seus resultados estão apresentados nas Tabelas 2 e 3. Em relação ao método de estimação GMM para sistema foram realizadas várias estimações com diferentes instrumentos: a) considerando  $P_{k,it-1}$  endógeno e  $Rm_{i,t}$ ,  $G_{i,t}$  e  $BF_{i,t}$  fracamente

exógenos e b) considerando  $P_{k,it-1}$ ,  $Rm_{i,t}$  e  $G_{i,t}$  endógenos. Em virtude do tamanho de N utilizado nesse estudo em todos esses casos foram utilizadas apenas as segundas ou terceiras defasagens ((t-2) e (t-3)) dessas variáveis como instrumento, bem como a versão “completa” e a colapsada da matriz de ponderação no GMM.

Ainda sobre o método de estimação GMM para sistema, descartaram-se os resultados nos quais os valores do coeficiente de  $P_{k,it-1}$  não se encontrou entre os valores obtidos pelos métodos MQO e *within groups*. Nas estimativas que atenderam esse critério verificou-se que os valores absolutos obtidos para os parâmetros da variável  $\ln(G_{i,t})$  foram sempre maiores do que os da  $\ln(Rm_{i,t})$  e que esta diferença foi aproximadamente de 0.4 em todos os casos. Em relação à variável  $\ln(BF_{i,t})$  em todas essas estimativas o seu coeficiente foi estatisticamente insignificante.

Para selecionar o modelo estimado no qual as conclusões deste estudo irão se basear foi realizado testes de especificação de Hausman para verificar se  $Rm_{i,t}$  e  $G_{i,t}$  são endógenas e análise da validade dos instrumentos através dos testes de Hansen. De acordo com estes testes, neste contexto não é necessário tratar as variáveis  $Rm_{i,t}$  e  $G_{i,t}$  como endógenas e a utilização das segundas defasagens das variáveis e os instrumentos adicionais requerido pelo GMM-sistema são válidos.

Também foram realizados testes de autocorrelação para os resíduos em nível (primeira ordem) e em primeira diferença (segunda ordem) apresentados nas Tabelas 2 e 3. De acordo com estes testes os resíduos só apresentam correlação em nível, isto é, em primeira ordem.

Os resultados dos modelos selecionados e estimados por MQO e *within group*, pelo método entre grupos e por GMM-sistema para a proporção de pobres (Po) e proporção de indigentes para o Brasil se encontram dispostos, respectivamente, nas Tabelas 2 e 3, respectivamente. Para efeitos de análise dos resultados consideram-se apenas os obtidos pelo GMM-sistema. A introdução dos resultados por MQO e *within*

*group* se dá unicamente para mostrar que o valor estimado da variável dependente defasada se encontra, respectivamente, entre os valores estimados obtidos por esses dois métodos, servindo como um possível indicador de que o viés causado pela presença de variáveis endógenas no lado direito da regressão e efeitos fixos não observáveis foram corrigidos pelo GMM-sistema, em virtude das explicações apresentadas na seção 3.2.

A hipótese de persistência da pobreza parece se confirmar ao se verificar a significância estatística da variável  $\ln(P_{k,it-1})$ . Sobre esse aspecto, verifica-se que a persistência é intensa para proporção de pobres -  $P_0$  (0,81) e menor para  $P_{\text{indigentes}}$  (0,42). Esses resultados indicam que a pobreza é razoavelmente persistente embora não explosiva.

De acordo com Rocha (2006), apresenta nível elevado no Brasil e está associada, sobretudo, à má distribuição dos recursos entre os seus habitantes. Segundo a referida autora, o nível de renda alcançado pelo Brasil seria suficiente para garantir a todos os seus cidadãos, um mínimo de recursos necessários a sua sobrevivência, porém a persistência da pobreza em níveis elevados está associada a diversos outros problemas nacionais, como a questão agrária, a informalização no mercado de trabalho, a política do salário mínimo, o déficit na oferta de serviços públicos básicos, a desigualdade entre as pessoas e os desequilíbrios regionais.

Os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos dois modelos analisados, impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para  $P_0$  quanto com  $P_{\text{indigentes}}$ . Esses resultados corroboram os obtidos por Campelo (2007), Schwartzman (2006) e Marinho e Araújo (2010) nos quais verificaram que os programas de transferências de renda não reduziram a pobreza no Brasil.

Dentre os outros determinantes considerados que afetam a pobreza, a renda média familiar *per capita* e o Índice de Gini contribuíram significativamente para a sua redução. As elasticidades estimadas para o efeito da renda média familiar *per capita* na

redução da pobreza foram, respectivamente, de -0,3181 para  $P_0$  e -1,0925 para  $P_{\text{indigentes}}$ . Além de apresentarem sinais de acordo com a literatura, um aumento de 10% da renda média familiar *per capita* reduz a proporção de pobres e de indigentes no Brasil em 3,18% e 10,92%, respectivamente.

No caso das elasticidades estimadas para o efeito da medida de desigualdade de renda na redução da pobreza estes foram, respectivamente, de 0,7469 para  $P_0$  e 2,5286 para  $P_{\text{indigentes}}$ . Ou seja, uma redução de 10% na desigualdade ocasiona reduções de 7,46% na proporção de pobres e 25,28% na proporção de indigentes no Brasil.

Outro resultado relevante é que, tanto no efeito renda quanto no efeito desigualdade, seus impactos são maiores em relação à proporção de indigentes do que na proporção de pobres ( $P_0$ ).

Esses resultados apontam para a possibilidade de que a redução da desigualdade tem mais impacto na queda dos níveis de pobreza que simplesmente o crescimento da renda média. Isso ocorre devido ao fato de que, em regiões pobres, com elevado nível de desigualdade de renda (elevadas desigualdades iniciais), como é o caso do Brasil, aumentos de renda são repassados de forma desproporcional (ou desigual) para a população pobre da região. Neste sentido, políticas de combate à pobreza através do crescimento são mais efetivas quando acompanhadas da redistribuição de renda, de acordo com Ravallion (1997, 2004), Marinho e Soares (2003), Bouguignon (2002), Lopez e Seven (2004), Menezes e Pinto (2005) e Barreto, França e Oliveira (2008). Nos estudos desenvolvidos por estes autores, o valor do coeficiente do efeito renda apresenta-se inelástico, enquanto que os valores dos do efeito desigualdade apresenta-se tanto inelástico quanto elástico, oscilando entre 0,50 a 2,25.

**Tabela 14** - Resultados da estimação para InPo, Brasil, 2003-2008.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$P_{0,it-1}$	0,8479 (0,0451)	0,000	0,4218 (0,0556)	0,000	0,8063 (0,1298)	0,000
$Rm_{i,t}$	-0,2637 (0,0598)	0,000	-0,7534 (0,0936)	0,000	-0,3181 (0,1771)	0,085
$G_{i,t}$	0,4910 (0,1520)	0,002	1,3248 (0,2012)	0,000	0,7469 (0,2321)	0,004
$BF_{i,t}$	-0,0082 (0,0634)	0,162	-0,0209 (0,0289)	0,470	-0,0099 (0,0078)	0,216
Const.	1,8262 (0,3846)	0,000	5,1069 (0,4265)	0,000	2,2900 (1,1666)	0,061
	F(4,125)=1.423,13 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> =0,9785 Num. de obs.:130		F(25,100)=6,03 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)=647,70 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0,016	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0,430	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,620	

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 15** - Resultados da estimação para InP<sub>indigentes</sub>, Brasil, 2003-2008.

	MQO		WITHIN GROUPS		GMM- Sistema	
	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P	Coefficientes	Valor P
$P_{indigentes,it-1}$	0,6280 (0,0505)	0,000	0,0509 (0,0596)	0,395	0,4168 (0,1750)	0,025
$Rm_{i,t}$	-0,6797 (0,1066)	0,000	-1,6932 (0,1574)	0,000	-1,0925 (0,3557)	0,005
$G_{i,t}$	1,7997 (0,2937)	0,000	3,3097 (0,3364)	0,000	2,5286 (0,4814)	0,000
$BF_{i,t}$	-0,0011 (0,0119)	0,923	0,0172 (0,0477)	0,718	0,0002 (0,0154)	0,987
Const.	4,3679 (0,6644)	0,000	9,9478 (0,6899)	0,000	6,8859 (2,1953)	0,004
	F(4,125)=786,24 Prob>F=0,0000 R <sup>2</sup> =0,9618 Num. de obs.:130		F(25,100)=8,71 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26		F(3,25)=473,33 Prob>F=0,0000 Num de obs.:130 Num de grupos: 26	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem		Valor P		0,009	
	H <sub>0</sub> :Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem		Valor P		0,235	
	Teste de Hansen		Prob>chi2		0,917	

Fonte; Dados da pesquisa.

## 4.5 Conclusões

O objetivo deste artigo foi analisar o impacto do Programa Bolsa Família (PBF) na pobreza do Brasil, no período de 2003 a 2008, empregando uma metodologia de dados em painel e focalizando sua análise em dados de gastos anuais com o Programa Bolsa Família, ao invés de trabalhar com uma *proxy* de transferência, como desenvolveu Campelo (2007).

Em primeiro lugar, os resultados mostraram que os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos modelos analisados, impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para  $P_0$  quanto com  $P_{\text{indigentes}}$ .

Algumas explicações possíveis para este resultado são o pequeno valor do benefício da bolsa família, tornando-se insuficiente para retirar os indivíduos de uma família da pobreza; a criação de certa dependência familiar direta e indireta em torno daqueles que recebem o benefício; a elevação do salário reserva dessas pessoas, desincentivando a procura por trabalho formal; e a questão da focalização do programa, pois de acordo com Lima e Sampaio (2010), pode-se verificar que os maiores problemas de focalização do programa Bolsa Família são o erro de cobertura e os vazamentos, ocasionado pela má identificação do público alvo, devido às falhas na aplicação dos critérios de elegibilidade.

Em segundo lugar, verificou-se uma persistência na dinâmica da pobreza, que está associada, sobretudo, à má distribuição dos recursos entre os seus habitantes. Neste sentido, é de fundamental importância a redução dos vazamentos e do erro de cobertura do Programa Bolsa Família (PBF), pois este problema além de gerar desperdícios do orçamento, minimiza o atendimento aos mais pobres, desviando o atendimento que devia priorizá-los. Sabe-se ainda que os recursos disponíveis são escassos e que a redução de ambos os erros torna o programa mais eficiente.

Em seguida, os resultados apontam que tanto os aumentos da renda média familiar per capita quanto à redução da desigualdade são eficientes no combate à pobreza, seja na proporção de pobres ou na proporção de indigentes. Ainda nesse sentido, a redução da desigualdade tem mais impacto na queda nos dois níveis de pobreza (proporção de pobres e proporção de indigentes) do que simplesmente políticas voltadas para o crescimento da renda média. Ou seja, os resultados apresentados mostram que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis a políticas de crescimento econômico que favoreçam pura e simplesmente o aumento da renda média, no combate à pobreza no Brasil.

## 5. CONCLUSÃO GERAL

O objetivo deste estudo foi analisar três casos na economia brasileira utilizando dados estaduais em painel. O primeiro capítulo apresenta uma análise de integração no mercado atacadista brasileiro de tomate, utilizando um painel dinâmico que permite efeitos limiares (*threshold*) para testar a hipótese de convergência desse mercado para a Lei do Preço Único e se nesse processo há indícios de custos de transações relevantes.

Os resultados favorecem a hipótese de integração entre os principais mercados brasileiros de tomate e nesse processo há evidências empíricas de custos de transação. Além disso, os resultados indicam que o mercado atacadista de São Paulo/SP se comporta como independente, mas influenciam todos os outros mercados atacadistas do Brasil, principalmente os mercados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

No segundo capítulo, analisa-se a sustentabilidade da dívida dos estados brasileiros após a implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) através da função de resposta fiscal do Governo desenvolvido por Bohn (2006).

Os resultados mostram que os estados brasileiros não respondem da forma esperada para manter suas dívidas sustentáveis. Resultados similares são obtidos ao se analisar apenas os estados que compõem as regiões Norte/Nordeste, Nordeste e Norte/Centro-Oeste do Brasil. Para os estados do Centro-Oeste/Sul/Sudeste e Sul/Sudeste a análise de sustentabilidade da dívida é inconclusiva: apesar dos coeficientes atrelados a análise em questão apontar para a insustentabilidade, estes são insignificantes do ponto de vista estatístico aos níveis usuais de significância.

Por fim, no terceiro e último capítulo, verificou-se se existe uma relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda e o Programa Bolsa Família (PBF) e os

índices de pobreza no Brasil. Para isso, foi desenvolvido um modelo de painel dinâmico, estimado pelo método de momentos generalizados-sistema em dois passos, desenvolvido por Blundel-Bond (1998).

Os resultados mostram que os gastos com a bolsa família não apresentaram, em nenhum dos modelos analisados, impacto estatisticamente significativo sobre a pobreza, tanto para a proporção de pobres quanto com a proporção de indigentes. Verificou-se, também, que os aumentos da renda média familiar per capita quanto à redução da desigualdade são estatisticamente significantes no combate à pobreza, seja na proporção de pobres ou na proporção de indigentes. Ainda nesse sentido, a redução da desigualdade apresenta maior contribuição na redução dos dois níveis de pobreza (proporção de pobres e proporção de indigentes) do que simplesmente políticas voltadas para o crescimento da renda média. Ou seja, os resultados apresentados mostram que políticas de crescimento econômico que promovam um aumento da renda em conjunto com a redução de suas disparidades são preferíveis a políticas de crescimento econômico que favoreçam pura e simplesmente o aumento da renda média, no combate à pobreza no Brasil.

Outro resultado relevante foi a persistência na dinâmica da pobreza, que está associada, sobretudo, à má distribuição dos recursos entre os seus habitantes. Neste sentido, é de fundamental importância a redução dos vazamentos e do erro de cobertura do Programa Bolsa Família (PBF), pois este problema além de gerar desperdícios do orçamento, minimiza o atendimento aos mais pobres, desviando o atendimento que devia priorizá-los. Também deve ser ressaltado que, vários estudos relacionados a pobreza e desigualdade de renda ressaltam a importância de elevados investimentos em políticas educacionais de qualidade, que promovam a inclusão social e o crescimento sustentável, como por exemplo os Tigres Asiáticos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABITANTE, K. G. Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. v. 46, nº 01, p. 075-096, jan/mar 2008

AFONSO, A.; RAULT, C. *What do we really know about fiscal sustainability in the eu? A panel data diagnostic*. **Working Paper Series 820**. European Central Bank. October, 2007. 56p.

AHMED, S.; JOHN R. *Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data?* **Journal of Monetary Economics** 36, pp. 351-374.1995

AHN, S. C.; SCHIMDT, P. *Efficient estimation of models for dynamic panel data*. **Journal of Econometrics**, 68:5–28.1995.

ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 102p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

ARELLANO, M.; BOND, S. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. **The Review of Economic Studies**, 58(2):277–297.1991

ARELLANO, M.; BOVER, O. *Another look at the instrumental-variable estimation of error components model*. **Journal of Econometrics**, 68:29–52.1995

BAI, J.; PERRON, P. *Estimating and testing linear models with multiple structural changes*. **Econometrica**, v.66, n. 1, p.47-78. 1998

BALCOMBE, K.; BAILEY, A.; BROOKS, J. *Threshold Effects in Price Transmission: the case of Brazilian wheat, maize, and soya prices*. **American Journal of Agronomical Economics**, 89 (2) (May 2007): 308-323.

BALKE, N.S.; FOMBY, T.B. *Threshold cointegration*. **International Economic Review**. v.38,n.3,p.627-645, Aug, 1997.

BARRET, C. B. **Spatial market integration**. Cornell University, 2005, p.1-7.

BARRETO, F.A.F.D. **Crescimento Econômico, Pobreza e Desigualdade: O que Sabemos Sobre eles?** .Série Ensaios Sobre Pobreza, n.1, LEP/CAEN, Fortaleza, 2005.

BARRETO, F.A.F.D.; FRANÇA, J.M. de; OLIVEIRA, V.H. de. **O que mais importa no combate à pobreza, crescimento econômico ou redução da desigualdade. Evidências para as regiões brasileiras.** Série Ensaio Sobre Pobreza, n.16, LEP/CAEN, Fortaleza, 2008.

BARRO, R.. *On the determination of public debt.* **Journal of Political Economy**, v. 87, n.5, p. 940-71. October, 1979

BARROS, P. R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Determinantes da queda da desigualdade de renda Brasileira.** Rio de Janeiro: Ipea, 2007. 23 p. (Texto para Discussão, 1253).

BEYAERT, A.; CAMACHO, M. *TAR painel unit root tests and real convergence.* **Review of Development Economics.** 12(3), 668-681, 2008.

BLUNDELL, R.; BOND, S. *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.* **Journal of Econometrics**, 87:115–143.1998.

BOHN, H.. *Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States.* **Journal of Monetary Economics.** v.27, p.333-359. 1991

\_\_\_\_\_. *The behavior of U.S. public debt and deficits.* **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n.3, p. 949-63, August, 1998

\_\_\_\_\_. **Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?** Working Paper, Department of Economics, UCSB, October. 2006

BOURGUIGNON, F. **The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods.** em: Eicher, T. e S. Turnovsky, *Inequality and Growth: Theory and Policy Implications.* Cambridge: The MIT Press, 2002.

BRASIL. Ministério da Fazenda. **Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios**, 2010. Disponível em: <[www.tesouro.fazenda.gov.br](http://www.tesouro.fazenda.gov.br)>. Acesso em: março de 2010.

BUKENYA, J.O.; LABYS, W. C. **Price convergence on world commodity markets: fact or fiction.** Research Paper 2002-1. West Virginia University. p.40, 2002.

CAMPELO, G. L. **Os impactos dos programas de transferência de renda na pobreza do Brasil.** Dissertação de mestrado em economia. Fortaleza: CAEN/UFC, 2007, 40p.

CANER, M.; HANSEN, B. *“Threshold Autoregression with a Unit Root,”* **Econometrica** 69:1555–96. 2001.

CARVALHO, P. H. Análise do gasto da união em ações assistenciais ou focalizado na população pobre e em benefícios previdenciários de fortes impactos sociais: 1995-2004. Brasília: **Texto para Discussão 1236**. IPEA, Nov. 2006.

CEASA – Central de Abastecimento S/A – **Sistema de Informações de Mercados Agrícolas**. 2009.

CHEN, S.; WANG, Y. **China's Growth and Poverty Reduction: Recent Trends between 1990 and 1999**. Washington, DC: **Policy Research Report on Gender and Development**, The World Bank, Apr. 2001 (Working Paper Series, n. 11).

CHIN, L.; HABIBULLAH, M.S. *Price convergence and market integration: evidence from Malaysia*. **Journal of Economics and Management**. 2(2): 343-352, 2008.

CLAEYS, P. **Sustainability of EU fiscal policies: a panel test**. Barcelona: *Universitat de Barcelona, Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola*, 2007.

COELHO, A. B. **A cultura do Algodão e a questão da Integração entre preços internos e externos**. 136p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

COSTA, A. A. B. da; SALVATO, M. A. Análise contrafactual do programa de transferência de renda bolsa família para o período 2004-2006. **Anais da ANPEC**. 2006. 23p.

DINIZ, M. B. **Contribuições ao estudo da Desigualdade de Renda entre os Estados Brasileiros**. 2005. 291f. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

ENDERS, W.; HOOVER, G.A. *The effect of robust growth on poverty: a nonlinear analysis*. **Applied Economics**, 35, 1063-1071, 2003.

ENKE, S.. *Equilibrium among spatially separated markets: solution by electrical analogue*. **Econometrica**. 19,40-7, 1951.

EVANS, P.; KARRAS, G. *Convergence revisited*. **Journal of Monetary Economic**. 37, p. 249-65, 1996.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis: a methodological review**. North Carolina, *Department of Agricultural and Resource Economics*. North Carolina State University, 2000 (Mimeogr.)

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. *Integration of spatial markets*. **American Journal of Agricultural Economics**. V.72, n.1, p. 49-62, feb 1990.

FERNANDES, M.; TORO, J. O Mecanismo Monetário de transmissão na Economia Brasileira Pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, V. 59, N. 1, p. 5-32, Jan./Mar. 2005. Disponível em: <epge.fgv.br/portal/arquivo/1293.pdf> Acesso em: 15 jun. 2006.

FERREIRA, R. T.; CRUZ, M. S. da. Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 40, n. 1, abr. 2010. 465-485p.

GARCIA, M.; RIGOBON, F. *A Risk Management Approach to Emerging Market's Sovereign Debt Sustainability with an Application to Brazilian Data*. NBER **Working Paper 10336**. Cambridge, MA, 2004

GIAMBIAGI, F.; ALÉM, A.C.D.do. **Finanças Públicas**. Teoria e prática no Brasil. 2 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000. 362p.

GOLDBERG, P. K.; VERBOVEN, F. *Market integration and convergence to the Law of One Price: evidence from the European car market*. **Journal of International Economics**. 65, 49-73, 2005.

GOLDFAJN, I.. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável?. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. n.25, p. 251-26. Jul, 2002

GOLETTI, F.; RAISUDDIN, A.; FARID, N. *Structural determinants of market integration. The case of rice markets in Bangladesh*. **The Developing Economies**, V. 33, N. 2, p. 185-202, Jun. 1995.

GONG, G.; GREINER, A.; SEMMLER, W. *Growth Effects of Fiscal Policy and Debt Sustainability in the EU*. **Empirica** 28: 3–19, 2001.

GOODWIN, B.K.; HOLT, M. T. *Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector*. **American Journal of Agricultural Economics**. V.81,n.3,p.630-637, Aug, 1999.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. *Spatial market integration in the presence of threshold effects*. **American Journal of Agriculture Economics**, V. 83, N. 2, p. 302-307. May. 2001.

GRANGER, C. W. J. *Investigating causal relationship by econometric models and cross-spectral methods*. **Econometrica**, V. 37, N. 3, p. 424-439. Jul. 1969.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 5ed. New Jersey: Prentice Hall. 2003.

HAMILTON, J.; FLAVIN, M. *On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing*. **American Economic Review**. v.76, n. 4, p.808-819. 1986

HOFFMANN, R. Transferência de renda e a redução da desigualdade no Brasil em cinco regiões entre 1997 e 2005. *Econômica*, 8(1):55–81. Disponível em: <http://www.uff.br/cpgeconomia/economica.htm>.2006.

\_\_\_\_\_. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas unidades da federação. *Economia Revista*, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

HOTELING, H. *Stability in competition*. *Economic Journal*, 36: 41-57.1929.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. SIDRA. **Produção de Tomates**. Disponível em [www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br) . Acesso em 5 de Janeiro de 2009.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. *Linkages between pro-poor growth, social programmes and labour market: the recent Brazilian experience*. Brasil: PNUD, 2006 (Working Paper).

LEVIN, A.; LIN, C. *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-simple properties, unpublished manuscript, University of California, San Diego*. **Discussion Paper 92-23**, May 1992.

LIMA, L. R. SIMONASSI, A.G. Dinâmica Não-Linear e Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.35, n.2, agosto, 2005.

LO, M.C.; ZIVOT, E. *Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the Law of One Price*. *Macroeconomic Dynamics*. V.5, n.4,p.533-576, 2001.

LOPEZ, J. H.; SEVEN, L. *The Mechanics of Growth-Poverty-Inequality Relationship*, Mimeo, The World Bank. 2004.

LUPORINI, V. **Sustainability of the Brazilian fiscal policy and central bank independence**.. Belo Horizonte: CEDEPLAR/FACE/UFMG. 1999. 26p.

MANSO, C.A.; BARRETO, F.A.; TEBALDI, E. **O Desequilíbrio Regional Brasileiro: Novas Perspectivas a partir das Fontes de Crescimento Pró-pobre**. Série Ensaios Sobre Pobreza, N.6, LEP/CAEN, Fortaleza, 2006.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DA ECONOMIA, XXXI, 2003. Porto Seguro. **Anais...**, Porto Seguro: ANPEC, 2003.

MARINHO, E.; ARAÚJO, J. Pobreza e o Sistema de Seguridade Social Rural no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro v. 64 n. 2 / p. 161–174 Abr-Jun 2010.

MATTOS, L. B. de. **Efeitos de custos de transação sobre a integração espacial de mercados regionais da carne de frango no Brasil.** (Tese de Doutorado em Economia). Universidade Federal de Viçosa/MG – Viçosa/MG, 2008, 162p.

MAYORGA, R. D. **Price relationships and market integration: a northeast of Brazil case study.** 1989, 131p. Tese (Doutorado em Ciência dos Recursos de Terras Áridas) – Committee on Arid Lands Resource Science, University of Arizona, USA. 1989.

MAYORGA, R. de O.; KHAN, A. S.; MAYORGA, R. D.; LIMA, P. V. P. S.; MARGARIDO, M. A.. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, p. 275-704, 2007.

MAYORGA, R. D.; TABOSA, F. J. S.; MAYORGA, R. de O.; LIMA, P. V. P. S.. Relacionamento de preços no mercado nordestino do tomate. **Revista de Economia e Agronegócio**, vol.7, Nº 1. 2009.

MELO, S. R. da S.; SAMPAIO, Y. Focalização do Programa Bolsa Família: análise de erros de Cobertura e vazamentos. **Anais do XIII Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2010. 23p.

MENDONÇA, M.J; e DOS SANTOS, C.H. Revisitando a Função de Reação Fiscal no Brasil pós-Real: Uma Abordagem de Mudanças de Regime. **Texto para Discussão n.1337 do IPEA**, Rio de Janeiro, 2008.

MENDONÇA, R. P.; BARROS, R. P. de. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza.** Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, 528)

MENEZES, T. A.; PINTO, R. F. É Preciso Esperar o Bolo Crescer, para Depois Repartir? **Anais do VIII Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2005.

MINSKY, H. P. **Stabilizing an unstable economy.** New Haven: New York University Press, 1986.

MORA, M.; GIAMBIAGI, F., **Federalismo e endividamento subnacional:** uma discussão sobre a sustentabilidade da dívida estadual e municipal. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, 1142).

MOSS, T.J.; CHIANG, H.S. *The Other Costs of High Debt in Poor Countries: Growth, Policy Dynamics, and Institutions.* **Issue Paper on Debt Sustainability No.3** Center for Global Development. Washington DC. August 2003. 16p.

NERI, M.. Desigualdade, estabilidade e bem-estar social. Rio de Janeiro: FGV, 2006. (**Ensaio Econômico**, 637).

PARSLEY, D.; WEI, S. J. *Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations. Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, November 1996, pp. 1211-1236.

PEREIRA, J.G.M.A. **Sustentabilidade da dívida pública dos estados brasileiros.** Belo Horizonte, MG - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR). Dissertação de Mestrado. Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG. 2008, 89p.

PIANCASTELLI, M.; BOUERI, R.. Dívida dos Estados 10 anos depois. **Texto para Discussão N° 1366.** IPEA. Rio de Janeiro, dezembro de 2008, 45p.

QUINTOS, C.. *Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts. Journal of Business and Economic Statistics* 13, pp. 409-417. 1995.

RAVALLION, M. *Testing market integration. American Journal Agricultural Economics*. V.68, n.1, p.102-109, feb 1986.

RAVALLION, M. *Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty? Economic Letters* 56. 1997.

\_\_\_\_\_ **Pro-poor growth: A Primer**, World Bank, Policy Research Working Papers, n. 3242.2004

RAVALLION, M.; CHEN, S. *What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? World Bank Economic Review*, v.11, n.2, p.357-382, May. 1997.

RECTOR, R.; LAUDER, W. **America's failed \$5.4 trillion war on poverty.** The Heritage Foundation, Washington D C, 1995.

RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B.. Fluctuations and persistence in poverty: A transientchronic decomposition model for pseudo-panel data. UFMG/CEDEPLAR, **Texto para Discussão 289.** 2006.

RIGOLON, F.; GIAMBIAGI, F. **A renegociação das dívidas e o regime fiscal dos estados.** Rio de Janeiro: BNDES, 1999. (Texto para Discussão, 69). Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br/conhecimento/td/Td-69.pdf>>. Acesso em: 20 maio 2007.

ROCHA, L. A.; KHAN, A. S.; LIMA, P.V.P.S. Impacto do Programa Bolsa-Família Sobre o Bem-Estar das Famílias Beneficiadas no Estado do Ceará. **IV Encontro Economia do Ceará em Debate.** Fortaleza: IPECE, 2008, 16p.

ROCHA, S. **Pobreza no Brasil. Afinal de que se trata?** Rio de Janeiro: Editora FGV, 3ª ed, 2006

\_\_\_\_\_ Impacto sobre a pobreza dos novos programas federais de transferência de renda. XXVII Encontro Nacional de Economia. **Anais.. ANPEC**, 2005.

ROEHNER, M. B. ***Theory of Markets: Trade and Space-Time Patterns of Price Fluctuations***. Heidelberg: Springer-Verlag. 1995.

SACHS, R. C. C.; PINATTI, E. Análise do comportamento dos Preços do boi gordo e do boi magro na pecuária de corte paulista, no período de 1995 a 2006. **Revista de Economia e Agronegócio**. v 5, n3, 2007.

SAMUELSON, P. *Spatial price equilibrium and linear programming*. **American Economic Review**, 42, 283-303, 1952.

SCHWARTZMAN, S.. **Redução da desigualdade, da pobreza e os programas de transferência de renda**. IETS – Instituto de Estudos do Trabalho e Sociedade, 2006.

SEN, A.. ***Development as freedom***. New York: Anchor Books, 2000.

SOARES, S.. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**. Rio de Janeiro: v.8, n.1, p.83-115, jun, 2006.

STEWART, F. **Distribuição de renda e desenvolvimento**. Brasília: NEAD, 27p. 2000.

STIGLER, J. G.; SHERWIN, R.. *The extent of the market*. **Journal of Law and Economics**, V. 28, N. 3, p. 555-585, Oct. 1985.

SUSANTO, D.; ROSSON, C. P.; ADCOCK, F. J.; CLARK, G.. *Market integration of agribusiness in the North American free trade agreement: the case of fruits and vegetables*. **17 Annual World Forum and Symposium International Food and Agribusiness Management Association**. Parma, Italy: June 23-26, 2007.

TABOSA, F. J. S.; SILVA, D. M. F.; MADALAZZO, C. L.; CAMPOS, R. T.. Causalidade e Elasticidade de Transmissão do tomate no Estado do Ceará - 1995-2002. In: XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. **Anais do XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural -SOBER** . Brasília : SOBER. v. 1. 2004.a, 9p.

TAKAYAMA, T.;JUDGE, G.. ***Spatial and Temporal Price Allocation Models***. Amsterdam: North-Holland, 1971.

TAVARES, P.A.; PAZELLO,E.T.; FERNANDES, R.; CAMELO, R. de S.. Uma avaliação do programa bolsa família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. v. 39 ,n. 1, abr. 2009, P 25-58.

TREHAN, B.; WALSH, C. E.. *Common trends, the government budget constraint and revenue smoothing. Journal of Economics Dynamics and Control*, v.17, p.423-41. 1988

VERSIANI, F. R.. **A Dívida Pública Interna e sua Trajetória Recente**. Universidade de Brasília, 2003.

WICKENS, M.R.; UCTUM, M.. *The Sustainability of Current Account Deficits. Journal of Economic Dynamics and Control*, pp. 423-441. 1993.

WILCOX, D. W.. *The sustainability of government deficits: implications of the present-value constraint. Journal of Money Credit and Banking*, v.21, n.3, p.291-306. 1989

WINDMEIJER, F.. *A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. Journal of Econometrics*, 126:25–51.2005.

## ANEXOS I

**Tabela 16** – Teste de Raiz Unitária, Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2004 a Fevereiro de 2009.

	$\tau_t$	lags	$\tau_\mu$	lags	$\tau$	Lags
LINTER	-5,6922*	0	-5,4127*	0	-4,7172*	0
LNFORT	-5,5592*	0	-5,5438*	0	-5,5529*	0
LNIBI	-5,7812*	0	-5,6970*	0	-4,3567*	0
LNNAT	-5,4082*	0	-5,3700*	0	-5,3662*	0
LNREC	-5,2685*	0	-5,2394*	0	-4,3717*	0
LNSAL	-6,2506*	0	-6,0905*	0	-5,8421*	0
LNJUA	-6,3713*	0	-6,6072*	0	-3,9148*	1
LNBRAS	-6,9373*	0	-4,3942*	2	-2,3580**	3
LNBH	-5,6887*	1	-5,6607*	1	-4,1572*	1
LNRJ	-6,1804*	1	-6,0227*	1	-5,5515*	1
LNSAMPA	-6,8060*	0	-6,5356*	0	-5,8699*	0
LNCAMP	-6,5070*	0	-6,0477*	0	-6,0338*	0
LNCTB	-6,1770*	0	-5,9553*	0	-4,4107*	0

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente -4,0050; -3,4327 e -3,1421 para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-3,4634), 5% (-2,8760) e 10% (-2,5745) e para o modelo sem constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (-2,5767), 5% (-1,9424) e 10% (-1,6156).

\*\*\*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 10%.

\*\*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%.

\*indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 1%.

Fonte: Dados da pesquisa.

**Tabela 17** - Teste de Estacionariedade, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin para as séries de preço em níveis logarítmizadas, Janeiro de 2004 a Fevereiro de 2009.

	Tendência e Constante	Defasagens	Constante	Defasagens
LINTER	0,1135*	10	0,5541*	10
LNFORT	0,1079*	11	0,1453*	11
LNIBI	0,1167*	10	0,2436*	10
LNNAT	0,0802*	11	0,1596*	11
LNREC	0,0288*	11	0,0659*	11
LNSAL	0,1382*	11	0,3091*	11
LNJUA	0,0980*	11	0,2420*	11
LNBRAS	0,0414*	11	0,3490*	11
LNBH	0,1463*	11	0,1594*	11
LNRJ	0,1035*	10	0,1987*	10
LNSAMPA	0,0644*	10	0,3009*	10
LNCAMP	0,1624**	11	0,6022**	11
LNCTB	0,2049**	11	0,4269**	11

Os valores críticos para o modelo com constante e com tendência ao nível de 1%, 5%, e 10% são respectivamente 0,2160, 0,1460 e 0,1190 e para o modelo com constante e sem tendência os Valores Críticos são, ao nível de 1% (0,7390), 5% (0,4630) e 10% (0,3470).

\*\*\*indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 10%.

\*\*indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 5%.

Tendência e Constante	Defasagens	Constante	Defasagens
*indica que a hipótese nula de estacionariedade é aceita ao nível de significância de 1%.			
Fonte: Dados da pesquisa.			

**Tabela 18** - Testes de Seleção de Ordem de Critérios de Informação para o Mercado Brasileiro de Tomate.

**VAR Lag Order Selection Criteria**

**Endogenous variables: LNBH LNBRAS LNCAMP LNCRTB LNFORT LNIBI LNJUA LNNAT LNREC LNRJ LNSALV LNSAMPA LENTER**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1161.977	NA	8.58e-13	9.108345	9.287370	9.180332
1	-400.2768	1440.734	8.68e-15*	4.513773*	7.020125*	5.521589*
2	-277.0428	220.6748*	1.25e-14	4.868549	9.702226	6.812194
3	-186.1398	153.6190	2.34e-14	5.473952	12.63496	8.353426
4	-60.14333	200.2269	3.42e-14	5.807313	15.29564	9.622616

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Dados da Pesquisa

**Tabela 19** - Teste de Causalidade de Granger em Bloco para o Mercado Brasileiro de Tomate.

**VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

Dependent variable: LNBH				Dependent variable: LNBRAS			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBRAS	0.597025	1	0.4397	LNBH	1.477.531	1	0.2242
LNCAMP	4.640.035	1	0.0312	LNCAMP	0.379990	1	0.5376
LNCRTB	0.086642	1	0.7685	LNCRTB	6.986.330	1	0.0082
LNFORT	0.025153	1	0.8740	LNFORT	0.950144	1	0.3297
LNIBI	2.312.846	1	0.1283	LNIBI	0.047897	1	0.8268
LNJUA	6.45E-05	1	0.9936	LNJUA	0.187191	1	0.6653
LNNAT	0.275328	1	0.5998	LNNAT	0.009125	1	0.9239
LNREC	0.031078	1	0.8601	LNREC	5.066.261	1	0.0244
LNRJ	1.628.846	1	0.2019	LNRJ	0.755800	1	0.3846
LNSALV	1.409.499	1	0.2351	LNSALV	1.371.707	1	0.2415
LNSAMPA	2.961.023	1	0.0853	LNSAMPA	3.437.145	1	0.0637
LENTER	0.255825	1	0.6130	LENTER	0.497805	1	0.4805
All	3.529.378	12	0.0004	All	2.996.675	12	0.0028
Dependent variable: LNCAMP				Dependent variable: LNCRTB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	0.098030	1	0.7542	LNBH	0.031737	1	0.8586
LNBRAS	1.716.962	1	0.1901	LNBRAS	0.327400	1	0.5672
LNCRTB	0.647663	1	0.4209	LNCAMP	7.274.198	1	0.0070
LNFORT	0.893950	1	0.3444	LNFORT	0.146210	1	0.7022

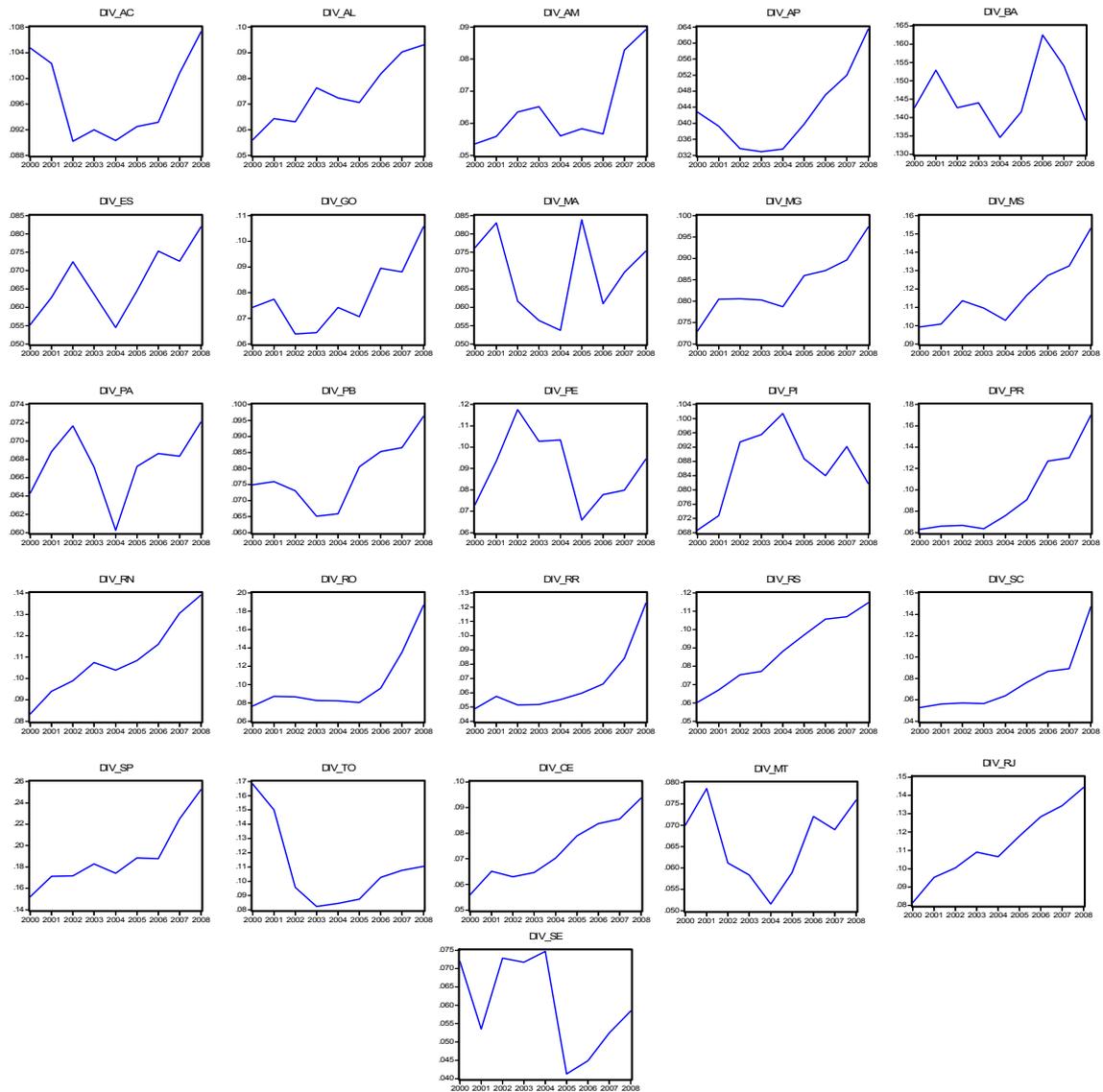
<b>VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests</b>							
<b>Dependent variable: LNBH</b>				<b>Dependent variable: LNBRAS</b>			
LNIBI	4.567.018	1	0.0326	LNIBI	3.745.448	1	0.0530
LNJUA	1.839.949	1	0.1750	LNJUA	3.555.546	1	0.0593
LNNAT	0.085380	1	0.7701	LNNAT	0.182014	1	0.6696
LNREC	0.385643	1	0.5346	LNREC	0.059866	1	0.8067
LNRJ	0.021534	1	0.8833	LNRJ	3.931.430	1	0.0474
LNSALV	1.217.547	1	0.2698	LNSALV	3.663.920	1	0.0556
LNSAMPA	0.022294	1	0.8813	LNSAMPA	1.797.249	1	0.1800
LNTER	0.032584	1	0.8568	LNTER	0.002572	1	0.9596
All	1.914.421	12	0.0851	All	3.214.806	12	0.0013
<b>Dependent variable: LNFORT</b>				<b>Dependent variable: LNIBI</b>			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	0.624806	1	0.4293	LNBH	9.380.844	1	0.0022
LNBRAS	0.338533	1	0.5607	LNBRAS	6.737.720	1	0.0094
LNCAMP	1.374.061	1	0.2411	LNCAMP	0.481884	1	0.4876
LNCRTB	0.001620	1	0.9679	LNCRTB	0.624099	1	0.4295
LNIBI	0.880151	1	0.3482	LNFORT	8.525.226	1	0.0035
LNJUA	2.692.735	1	0.1008	LNJUA	0.172499	1	0.6779
LNNAT	1.025.749	1	0.3112	LNNAT	0.411270	1	0.5213
LNREC	7.564.227	1	0.0060	LNREC	1.173.045	1	0.0006
LNRJ	0.001576	1	0.9683	LNRJ	1.196.541	1	0.2740
LNSALV	0.234791	1	0.6280	LNSALV	2.075.051	1	0.1497
LNSAMPA	0.087876	1	0.7669	LNSAMPA	4.691.444	1	0.0303
LNTER	1.421.950	1	0.2331	LNTER	0.449465	1	0.5026
All	2.376.647	12	0.0219	All	4.438.871	12	0.0000
<b>Dependent variable: LNJUA</b>				<b>Dependent variable: LNNAT</b>			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	4.522.251	1	0.0335	LNBH	1.714.516	1	0.1904
LNBRAS	0.302445	1	0.5824	LNBRAS	0.056044	1	0.8129
LNCAMP	0.000334	1	0.9854	LNCAMP	0.839049	1	0.3597
LNCRTB	0.457741	1	0.4987	LNCRTB	0.032095	1	0.8578
LNFORT	2.775.109	1	0.0957	LNFORT	1.613.096	1	0.0001
LNIBI	4.990.265	1	0.0255	LNIBI	2.237.006	1	0.1347
LNNAT	2.010.627	1	0.1562	LNJUA	1.221.543	1	0.2691
LNREC	6.568.475	1	0.0104	LNREC	1.293.143	1	0.0003
LNRJ	0.102722	1	0.7486	LNRJ	1.038.796	1	0.3081
LNSALV	0.458193	1	0.4985	LNSALV	0.211827	1	0.6453
LNSAMPA	0.272565	1	0.6016	LNSAMPA	0.709063	1	0.3998
LNTER	0.011280	1	0.9154	LNTER	4.304.607	1	0.0380
All	6.455.015	12	0.0000	All	6.506.514	12	0.0000
<b>Dependent variable: LNREC</b>				<b>Dependent variable: LNRJ</b>			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	0.002797	1	0.9578	LNBH	6.057.134	1	0.0139
LNBRAS	6.155.511	1	0.0131	LNBRAS	0.062716	1	0.8023
LNCAMP	0.644073	1	0.4222	LNCAMP	0.656869	1	0.4177
LNCRTB	0.184401	1	0.6676	LNCRTB	1.471.821	1	0.2251
LNFORT	4.103.452	1	0.0428	LNFORT	0.266737	1	0.6055
LNIBI	1.133.165	1	0.2871	LNIBI	3.013.011	1	0.0826
LNJUA	0.040265	1	0.8410	LNJUA	0.181861	1	0.6698

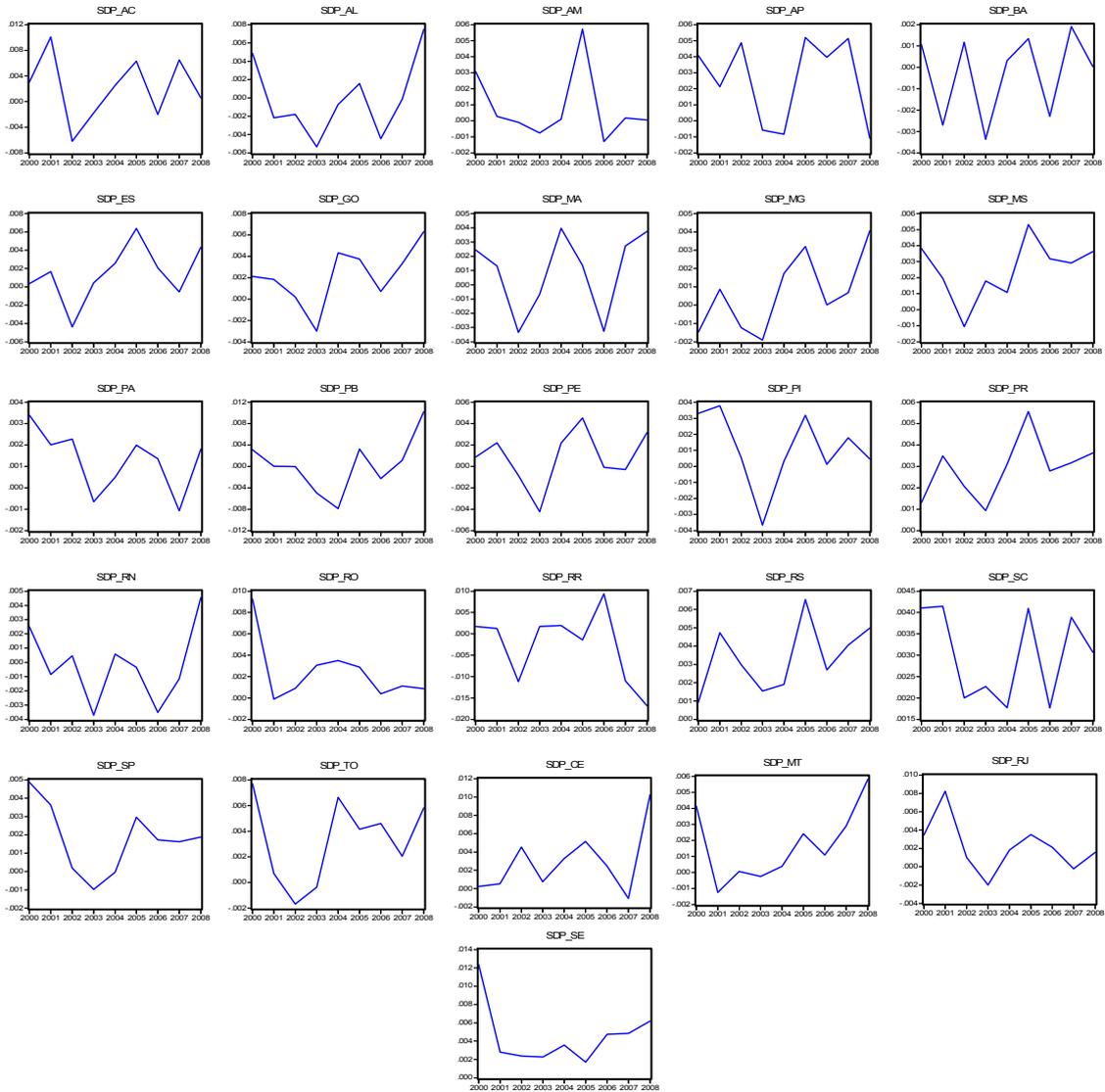
**VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

<b>Dependent variable: LNBH</b>				<b>Dependent variable: LNBRAS</b>			
LNNAT	3.646.230	1	0.0562	LNNAT	2.775.576	1	0.0957
LNRJ	0.001661	1	0.9675	LNREC	0.718787	1	0.3965
LNSALV	2.599.504	1	0.1069	LNSALV	0.130781	1	0.7176
LNSAMPA	0.041611	1	0.8384	LNSAMPA	7.403.892	1	0.0065
LNTER	6.01E-06	1	0.9980	LNTER	0.843235	1	0.3585
All	3.377.302	12	0.0007	All	5.716.514	12	0.0000
<b>Dependent variable: LNSALV</b>				<b>Dependent variable: LNSAMPA</b>			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
LNBH	2.883.213	1	0.0895	LNBH	0.354253	1	0.5517
LNBRAS	0.280925	1	0.5961	LNBRAS	0.002293	1	0.9618
LNCAMP	2.708.786	1	0.0998	LNCAMP	0.173878	1	0.6767
LNCRTB	4.255.410	1	0.0391	LNCRTB	1.567.066	1	0.2106
LNFORT	7.312.897	1	0.0068	LNFORT	0.089682	1	0.7646
LNIBI	0.253443	1	0.6147	LNIBI	0.367173	1	0.5445
LNJUA	0.957110	1	0.3279	LNJUA	0.628162	1	0.4280
LNNAT	0.759555	1	0.3835	LNNAT	1.119.416	1	0.2900
LNREC	4.954.347	1	0.0260	LNREC	0.017408	1	0.8950
LNRJ	0.552930	1	0.4571	LNRJ	0.024601	1	0.8754
LNSAMPA	0.904403	1	0.3416	LNSALV	0.011581	1	0.9143
LNTER	1.145.547	1	0.2845	LNTER	0.438552	1	0.5078
All	8.567.492	12	0.0000	All	1.103.463	12	0.5260
<b>Dependent variable: LNTER</b>							
Excluded	Chi-sq	df	Prob.				
LNBH	1.795.033	1	0.1803				
LNBRAS	3.306.554	1	0.0690				
LNCAMP	2.676.523	1	0.1018				
LNCRTB	0.000260	1	0.9871				
LNFORT	6.432.382	1	0.0112				
LNIBI	0.019945	1	0.8877				
LNJUA	0.385334	1	0.5348				
LNNAT	6.980.381	1	0.0082				
LNREC	1.190.564	1	0.0006				
LNRJ	0.084687	1	0.7710				
LNSALV	0.196998	1	0.6572				
LNSAMPA	2.979.620	1	0.0843				
All	4.559.414	12	0.0000				

Fonte: Elaborada pelo autor

## ANEXOS II





**Gráfico 04** - Comportamento do superávit (ou déficit) primário em proporção ao PIB de cada estado brasileiro: 2000-2008.

Fonte: Dados da pesquisa.