
Revista de

Economia

<http://www.ser.ufpr.br/economia>
(Open Journal System)



Reitor

Zaki Akel Sobrinho

Vice-Reitor

Rogério Mulinari

Diretor da Editora UFPR

Gilberto de Castro

Revista de Economia, volume 39, número 2 (ano 37), Maio/Agosto 2013

Publicação quadrimestral do Departamento de Economia da UFPR

Editor

João Basílio Pereima (PPGDE/UFPR)

Conselho Editorial Executivo

Adriana Sbicca Fernandez (UFPR), Armando Dalla Costa (UFPR),

Armando Vaz Sampaio (UFPR), Fernando Motta Correia (UFPR),

Francisco Paulo Cipolla (UFPR), Luiz Alberto Esteves (UFPR), Marco Cavalieri (UFPR).

Conselho Editorial

Alain Herscovici (UFES), Ana Maria Bianchi (USP), Anita Kon (PUC-SP), Antonio Licha (UFRJ), Armênio Rangel (USP), Carmen Alveal (UFRJ), Dante Aldrighi (USP), Duílio Berni (PUC-RS), Eleutério Prado (USP), Fábio Sá Earp (UFRJ), Flávio Saes (USP), Hermes Higachi (UEPG), Iêda Maria Lima (IPEA), John Wilkinson (UFRRJ), José J. de Carvalho Filho (USP), Leda Maria Paulani (USP), Leonardo Monastério (UCB), Lia Valls Pereira (UERJ), Luis Bertola (Universidad de la Republica), Luiz Carlos Delorme Prado (UFRJ), Luiz Kehrle (UFRPE), Maria de Lourdes R. Mollo (UnB), Maria Helena O. Augusto (USP), Mariano Laplane (IE-UNICAMP), Mario Cimoli (CEPAL), Mário Duayer (UERJ), Mauro Borges Lemos (UFMG), Nali Jesus de Souza (PUC-RS), Nelson Delgado (UFRRJ), Newton Bueno (UFV), Niemeyer A. Filho (UFU), Paulo Furquim de Azevedo (FGV-SP), Pedro César D. Fonseca (UFRGS), Peter Sherlock (University of East Anglia), Ramón G. Fernández (UFABC), Renato Maluf (UFRRJ), Renato Perissinotto (Ciências Sociais-UFPR), Ricardo de Oliveira (Ciências Sociais-UFPR), Roberto Smith (UFCE), Roberto Vermulm (USP), Rogério Arthmar (UFES), Rosa Moura (Ipardes), Samuel Klinsztajn (PUC-SP), Shigeo Shiki (UFU), Vera Lúcia Fava (USP), Victor Hugo Klagsbrunn (UFF), Walter Belik (Unicamp).

Secretária

Áurea Koch



Sistema Eletrônico de Revistas - SER

Programa de Apoio à Publicação de Periódicos da UFPR

Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação

www.prppg.ufpr.br

O Sistema Eletrônico de Revistas (SER) é um software livre e permite a submissão de artigos e acesso às revistas de qualquer parte do mundo. Pode ser acessado por autores, consultores, editores, usuários, interessados em acessar e obter cópias de artigos publicados nas revistas. O sistema avisa automaticamente, por e-mail, do lançamento de um novo número da revista aos cadastrados.

Volume 39, n. 2, (ano 37), maio/ago. 2013
Editora UFPR - Curitiba - Paraná - Brasil

Revista de
Economia

Editora
UFPR

EDITORA UFPR

R. João Negrão, 280, 2º andar
Tel.: (41) 3360-7489/ Fax: (41) 3360-7486
Caixa Postal 17.309 - 80010-200 - Curitiba (PR) - Brasil
editora@ufpr.br

Coordenação editorial: Daniele Soares Carneiro
Projeto gráfico e capa: Cristina Serra
Editoração eletrônica e Revisão: Felipe Gomes Madruga
Pedro Américo Vieira, Nayara de Oliveira Marques

A *Revista de Economia* poderá ser obtida em permuta,
junto à Biblioteca Central da UFPR - Seção de Intercâmbio
Caixa Postal 19.051 - 81531-980 - Curitiba (PR) - Brasil
e-mail: inter@ufpr.br

Trabalhos publicados em números anteriores da *Revista de Economia*, bem como
informações sobre a submissão de trabalhos, dentre outras, encontram-se no site
www.ser.ufpr.br/economia
E-mail: re@ufpr.br

CATALOGAÇÃO NA FONTE
Coordenação de Processos Técnicos. Sistema de Bibliotecas, UFPR

Revista de Economia / Universidade Federal do Paraná, Setor de
Ciências Sociais Aplicadas. - n. 1 (1960)
Curitiba : Ed. UFPR, 2013
v. 39, n.1, ano 37, 2013

Quadrimestral

ISSN-0556-5782

1. Economia. 2. Administração. 3. Contabilidade.
I. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas.

CDD 330.5
CDU 33(05)

Série Revista da UFPR, n. 292
ISSN 0556-5782
Ref. 751

PRINTED IN BRAZIL
Curitiba, 2013

ACEITA-SE PERMUTA / ACCEPTS EXCHANGE
contact: re@ufpr.br

É permitida a reprodução dos artigos, desde que mencionada a fonte.
Os artigos assinados são de inteira responsabilidade dos autores.

Revista de Economia

Volume 39, n. 2, (ano 37), maio/ago. 2013
Editora UFPR - Curitiba - Paraná - Brasil

Sumário

7

Modelagem e Previsão do Preço do Café Brasileiro
Modelling and Forecasting the Coffee Prices in Brazil
Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez
Fernanda Matos de Moura Almeida

29

Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico
para o Brasil (2000-2011)
Testing structural changes in the Taylor rule: an empirical study for Brazil
(2000-2011)

Nadja Simone Menezes Nery de Oliveira

Edson Ramos de Medeiros

Gabriela Bezerra de Medeiros

Umberto Antonio Sesso Filho

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

53

The Behavior of Brazilian Senators: Analyzing the Exchange of Votes
inside the Fixed Committees during the 52nd Legislature
O Comportamento dos Senadores Brasileiros: Analisando a Troca de
Votos nas Comissões Fixas durante a 52^a Legislatura

Arnaldo Mauerberg Junior

Eduardo Strachman

Daniela Reami

75

Precificação no setor supermercadista: uma análise baseada no paradigma estrutura-conduta-desempenho

Pricing in supermarket sector: an analysis based on the Structure-Conduct-Performance paradigm

Giana de Vargas Mores

Dicisson Pivoto

Caroline Pauletto Spanhol

Eduardo Botti Abbade

97

Delimitação do mercado relevante na revenda dos combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular: uma análise via produtos

Delimitation of the relevant market in the resale of fuel, gasoline C, hydrated alcohol and vehicular natural gas: an analysis via products

Rosangela Fernandes

117

La influencia del cluster vitivinícola en el desarrollo local: el caso de Mendoza (Argentina) y Serra Gaucha (Brasil)

The influence of the wine cluster in local development: the case of Mendoza (Argentina) and Serra Gaucha (Brazil)

María Verónica Alderete

145

Elasticidade Renda e Elasticidade Preço das Exportações e das Importações de Produtos Industrializados no Brasil (2003-2010): Uma Avaliação Utilizando Dados em Panel

Income Elasticity and Price Elasticity of Exports and Imports of Manufactured Goods in Brazil (2003-2010): An Assessment Using Panel Data

Carlos Tadao Kawamoto

Breno Lobo Santana

Hélio Fonseca

165

Convergência De Renda Para Os Municípios Brasileiros: Uma Aplicação Do Método Constrained B-Spline Smoothing (Cobs) – No Período De 2000 A 2010

Income convergence for Brazilian Municipalities: an application of Constrained Smoothing B-SPLINE from 2000 to 2010

Wilians Santos Silva

Adriano Nascimento da Paixão

Modelagem e Previsão do Preço do Café Brasileiro

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez¹

Fernanda Matos de Moura Almeida²

Resumo: O Brasil se destaca como maior produtor de café do mundo sendo responsável por 30% do mercado internacional, além de maior exportador e o segundo maior consumidor, atrás somente dos Estados Unidos. Este trabalho tem como finalidade encontrar um modelo econométrico na presença de quebra estrutural, que seja capaz de prever o preço do café no Brasil para auxiliar os produtores e comercializadores nas tomadas de decisões sobre os investimentos de café. Os dados utilizados são os preços do café Arábica recebido pelos produtores Brasileiros no período de 1997 até 2009 em frequência mensal. Variáveis macroeconômicas foram inseridas nos modelos a fim de verificar a influência destas na previsão do preço do café. Os resultados da modelagem identificaram uma quebra estrutural nos preços reais e dependência com algumas variáveis macroeconômicas. Em relação aos resultados de previsão o modelo identificado fornece um percentual de erro médio absoluto de previsão na ordem de 1,6%.

Palavras-chave: Previsão, Modelagem, Preço do Café.

JEL: C51; C52; C53

1. Doutor em Economia pela EPGE - Fundação Getúlio Vargas - RJ (2008), Doutor em Engenharia Elétrica (métodos de apoio à decisão) pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (2006) e Mestre em Engenharia Elétrica pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (2002).

2. Mestre em Ciências Contábeis pela Fucape Business School. Possui graduação em Ciências Contábeis - Faculdades Integradas De Caratinga (2004) e pós-graduação em Estratégia Empresarial pela FIJ - Faculdades Integradas De Jacarepaguá (2006).

Modelling and Forecasting the Coffee Prices in Brazil

Abstract: *The Brazil stands as the largest coffee producer in the world responsible for 30% of the international market, beyond largest exporter and second largest consumer, behind only the United States. This work aims to find an econometric model able to predict the price of coffee in Brazil in order to help producers and traders in decision making on investments coffee. The data come from Arabica coffee prices received by producers Brazilians from 1997 until 2009 in monthly frequency. Macroeconomic variables were included in the models to verify the influence on the forecast price of coffee. The modeling results have identified a structural break in real prices and dependence with some macroeconomic variables. Regarding the results of forecasting models identified the percentage of average absolute prevision error of around 1.6%.*

Keywords: *Forecasting, Modelling, Price of Coffee.*

JEL: C51; C52; C53

1. Introdução

A cafeicultura é uma atividade econômica e socialmente importante em nível mundial. Na economia brasileira o café apresenta uma participação expressiva da produção agrícola, refletindo positivamente na balança comercial. A produção de café do Brasil, de acordo com dados da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA, 2008) representa 40% da produção total mundial. O Brasil se destaca como o maior produtor de café do mundo, além de maior exportador (MAPA, 2010) e segundo maior consumidor. Margarido & Barros (2000) confirmam a liderança do Brasil na produção e exportação agrícola, mas enfatizam seu baixo poder de determinar os preços desses produtos uma vez que o país está exposto a variações de preços externos. Os autores relatam que o setor agrícola, é o setor mais sensível aos choques de oferta e demanda que consequentemente afetam o preço desses produtos.

Os preços do café no Brasil, até 1990 eram regulados pelo Instituto Brasileiro do Café (IBC) com intervenção do Governo visando aumentar a demanda e reduzir a oferta sempre que a produção se excedia. A partir da referida data o Brasil passou a receber influência do mercado futuro para determinar o preço interno do café proporcionando maior segurança aos envolvidos nesse negócio. Os contratos do mercado futuro representam uma opção de venda antecipada para os produtores (BACHA, 1998; MATIELLO, 2005). Em virtude do surgimento deste mercado, os produtores podem garantir melhores preços para o café que produzem antes mesmo de colher o seu produto. Entretanto,

essa movimentação com o mercado futuro, ainda gera insegurança entre os produtores visto que o preço do café tem se mostrado instável e as opções ofertadas pelo mercado futuro visam atendimento da demanda pelo produto. Assim, é comum os produtores se sujeitarem a essas negociações sem terem a oportunidade de comparar as ofertas do mercado com alguma estimativa de preço do café.

Se o produtor tem uma previsão do preço que será pago pelo seu café na época da safra, torna-se possível analisar que tipo de investimentos poderá fazer e qual será o melhor período para vender seu café garantindo uma rentabilidade maior. Assim, o conhecimento do comportamento dos preços poderá ser extremamente útil nas suas tomadas de decisões com relação ao planejamento da produção, à manutenção e formação de estoques, podendo desta forma aproveitar de maneira mais eficiente as fases de baixa e de alta nos preços, para a maximização dos lucros. De forma geral a previsão do preço do café, auxiliará o produtor nas tomadas de decisões que são importantes para seu negócio.

Do ponto de vista dos comercializadores de café, a previsão do preço é muito importante no momento de realizar contratos no mercado spot e futuro. Normalmente, o preço no mercado spot reage ou cai antecipadamente em relação ao preço recebido pelo produtor, e em maior magnitude. Portanto, a previsão do preço será um parâmetro de decisão.

Sendo assim, um estudo que apresente uma previsão do preço do café poderá auxiliar os produtores e comerciantes nas tomadas de decisões. Nessa perspectiva, esta pesquisa objetiva encontrar um modelo econométrico de séries temporais, adequado à previsão do preço do café recebido pelos produtores Brasileiros.

Dois tipos de café são os mais importantes no Brasil: o café arábica e o café robusta. O café arábica se destaca pela sua capacidade de consumo *in natura*, pelas suas propriedades organolépticas que fazem com que este tipo de café seja apreciado pelo seu sabor mais suave e menos conteúdo de cafeína e tudo isto seja compensado por um preço maior, enquanto que a vantagem do café Robusta está no maior rendimento e menor vulnerabilidade a doenças e só é consumido via *blend*. É sabido que existem mais de quarenta variedades de café, as variedades arábica e robusta são as únicas relevantes e representam entre 60%-70% e 40%-30% da produção mundial, respectivamente. Este artigo estuda o preço do café arábica produzido pelo Brasil visto a sua representatividade na produção total.

Este trabalho está organizado, além desta introdução, em quatro seções. Na próxima seção é apresentada uma revisão bibliográfica existente a respeito da modelagem e previsão do preço de café. Na terceira seção descreve-se os dados, a metodologia, e apresenta-se os resultados da modelagem e previsão. Por fim, na quarta seção encontram-se as conclusões.

2. Fundamentação Teórica

Diferentes trabalhos têm-se dedicado ao estudo do mercado de café, tanto do ponto de vista teórico como prático. Vogelvang (1980, 1988, 1990, 1992), Lord (1991), Bressan (2004) são alguns exemplos. Vogelvang (1988) menciona que o estudo do mercado de café depende dos objetivos a serem seguidos, por exemplo:

- Especificação, estimação e teste de equações estruturais para obter *insight* na estrutura causal do mercado;
- Modelagem parcial ou total do mercado de café para testar hipóteses específicas das relações entre algumas variáveis;
- Modelagem com objetivos de previsão;
- Construção de um modelo para formulação de políticas.

Vogelvang (1980) iniciou um estudo para formação de preço do café estimando modelos econométricos baseado no comportamento microeconômico dos participantes do mercado presente e futuro. Vogelvang (1990) estuda o mercado de café incluindo outras commodities e analisa co-integração entre os preços do café, cacau, chá e açúcar. Vogelvang (1992) utilizando preços trimestrais no período 1960-1982 investiga as relações de longo prazo entre os preços spots de quatro tipos de café por meio de uma análise de cointegração, encontrando provas sobre a existência de duas relações de longo prazo. Otero & Milas (1998) ampliam a amostra até 1998, confirmando os resultados encontrados por Vogelvang (1992).

Outros trabalhos têm-se dedicado à modelagem de séries temporais com o objetivo de obter previsões dos preços. Por exemplo, um grupo de sete commodities: café, cacau, cobre, açúcar, algodão, milho e soja, foi estudado por Lord (1991). No Brasil, Bressan (2004) estimou um modelo econométrico para encontrar as previsões de café, soja e boi gordo a fim de auxiliar nas decisões de compra e venda de contratos futuros, levando em conta dados da BM&F. Ribeiro, Souza & Rogers (2006) analisaram o comportamento do preço do café à vista e futuro em relação aos estoques e exportações. Para tanto, utilizaram um modelo de vetores autoregressivos (VAR) aplicado a séries temporais. Almeida Pinto et al. (2008) estudaram o comportamento dos preços de cacau, café, cana de açúcar, laranja e soja do Brasil, a fim de analisar a sensibilidade dos preços recebidos pelos produtores dessas commodities.

Poucos trabalhos têm se dedicado à previsão do preço do café no Brasil, nosso objetivo está na procura de um modelo econométrico simples capaz de prever o preço do café brasileiro. A ideia neste trabalho é propor um modelo de fácil implementação que atenda os objetivos propostos. Os modelos dinâmicos de defasagem distribuída têm sido muito úteis para este fim do ponto de vista da

facilidade na sua implementação. Existe uma tendência de procurar modelos mais sofisticados que nem sempre os ganhos em termos de previsão compensam o esforço da modelagem. Justificamos o uso dos modelos apresentados neste trabalho em função do resultado de previsão obtido.

Incluímos neste estudo outros fatores de instabilidade do preço do café que estão diretamente relacionados a variáveis como: taxa de câmbio, taxa de juros, crédito rural, PIB do Brasil e PIB dos principais países que importam café do Brasil¹ entre outras variáveis macroeconômicas.

Os resultados desta pesquisa mostram modelos bem especificados apropriados para a previsão do preço do café, sendo o modelo que apresenta melhores resultados de previsão, aquele que considera a variável taxa de câmbio e algumas defasagens do preço na sua especificação. O modelo identificado fornece erros percentuais médios absolutos de previsão na ordem de 1,6% quando comparados com dados reais.

3. Metodologias e Resultados

3.1 Dados

O período da análise deste trabalho estende-se de Janeiro de 1997 a Dezembro de 2009, com periodicidade mensal. Os preços de café arábica foram extraídos da Associação Brasileira da Indústria do Café (ABIC, 2009)². Os dados de taxa de câmbio, taxa de juros, crédito rural, deflator (IGP-M), PIB do Brasil e os índices de PIB dos principais países que importam café do Brasil foram obtidos do IpeaData. As séries foram deflacionadas considerando o Índice Geral de Preços de Mercado (IGPM) usando-se como base a média de 1995 = 100.

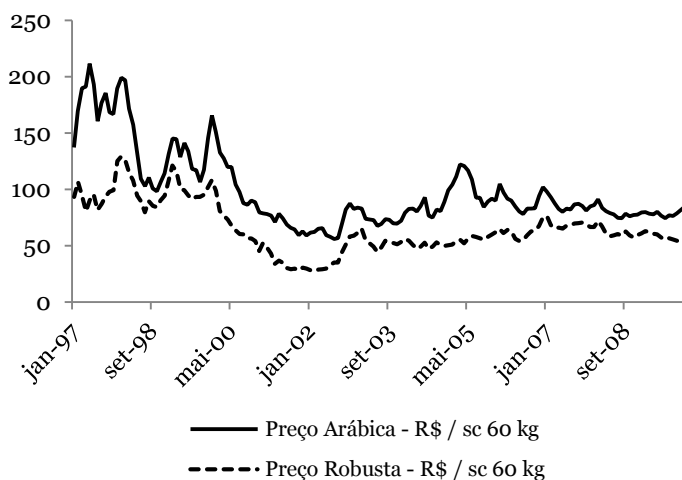
A Figura 1 mostra as séries dos preços recebidos pelos produtores para dois tipos de café: o café arábica tipo 6 bebida dura e o robusta tipo 7. Pode ser observada uma mudança de comportamento da série de preços após o ano 1999 a partir da qual os preços estão mais estáveis. O preço do café no Brasil sempre foi marcado por altas e baixas em decorrência, entre outros fatores, do aumento (redução) da produtividade refletindo em aumento (redução) do estoque de café³.

1 Entre 1976 e 2004, os principais países importadores de café foram os Estados Unidos, Alemanha, Itália, Japão e Bélgica.

2 <http://www.abic.com.br/publicar/cgi/cgilua.exe/sys/start.htm?sid=47#139>

3 Foram feitos testes de sazonalidade para a série arábica mostrando pouca influência no comportamento dos dados. Optamos por usar a série original.

FIGURA 1. MÉDIA MENSAL DOS PREÇOS DE CAFÉ RECEBIDOS PELOS PRODUTORES (1995 = 100).



Fonte: ABIC (2009)

*Notas: Preço do café arábica e conilon - preço real.*Arábica tipo 6 bebida dura e café robusta tipo 7
 Preço recebido pelo produtor, período Janeiro 1997 a Dezembro 2009.

TABELA 1. ESTATÍSTICAS DO TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Séries	ADF	PP
LogPreço Arábica	2,673208 (0,081)	-2,035135 (0,2717)
LogTaxa de câmbio	-2,171475 (0,2176)	-2,055919 (0,2630)
LogCrédito rural	0,530543 (0,9873)	0,404767 (0,9826)
Taxa de juros	-4,961506* (0,000)	-4,559129* (0,0002)
Log PIB Brasil	0,761638 (0,9931)	-0,193490 (0,9355)
Log PIB USA	-2,343872 (0,1597)	-3,166075 (0,0240)

Nota: A hipótese nula dos dois testes é a presença de raiz unitária. Valores com logaritmo, com exceção da taxa de juros. Valor crítico da estatística ADF ao nível de significância de 5%. -2,880211. (Exogenous Constant). Valor crítico da estatística PP ao nível de significância de 5%. (Exogenous Constant). Os valores em parênteses são as probabilidades (P-valor).

3.2 Teste de Raiz Unitária

Antes de qualquer análise econométrica com dados de séries temporais é necessário investigar as propriedades de estacionaridade das séries envolvidas. Se ao realizarmos o teste de raiz unitária identificamos que a série contém uma raiz unitária (ordem de integração de 1, $I(1)$) transformaremos esta variável em estacionária por meio da diferenciação, antes da sua inclusão no modelo

econométrico⁴. A Tabela 1 mostra os resultados dos testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para todas as séries envolvidas⁵.

Todas as estatísticas mostram que o preço de café arábica, crédito rural, taxa de câmbio, PIB Brasil e PIB Americano apresentam raiz unitária. A única variável estacionária é a taxa de juros⁶.

3.3 Teste de Quebra Estrutural

É conhecida a fraqueza dos resultados dos testes de ADF e PP na presença de potenciais quebras estruturais mostrando evidências de não estacionariedade. Em outras palavras, para uma série encontrada como não estacionária, pode existir a possibilidade de que de fato seja estacionária em torno da quebra estrutural, $I(0)$, mas erroneamente classificada como $I(1)$ ⁷.

Perron (1989) desenvolveu um procedimento para testar a raiz unitária permitindo a incorporação de uma quebra estrutural exógena. Isto é, a quebra estrutural é conhecida. Por outro lado, há uma vasta literatura sobre quebras endógenas no qual a data da quebra é determinada seguindo algum critério de identificação através do uso de algum tipo de *outlier*⁸.

Zivot & Andrews (1992), Perron & Vogelsang (1992), Perron (1997), e Clemente-Montanes-Reyes (1998) propuseram testes de quebra estrutural no qual o ponto de quebra era determinado endogenamente. Alguns autores têm mostrado as vantagens e desvantagens destes testes. Shrestha & Chowdhury (2005) argumentam que em caso da existência de quebra estrutural a potência do teste Perron-Vogelsang é superior ao de Zivot-Andrews. Enders (2004) argumenta que Perron & Vogelsang (1992) é mais apropriado se a data da quebra é incerta. Baum (2004) justifica os testes de Perron & Vogelsang (1992) e Clemente-Montanes-Reyes (1998) como os mais preferidos.

Os testes de quebra estrutural endógena de Perron & Vogelsang e Clemente-Montanes-Reyes oferecem dois tipos de modelos:

- a) O modelo *outlier* aditivo (OA) o qual captura mudanças abruptas na média das séries.
- b) O modelo *outlier* inovacional (OI) o qual captura a mudança gradual na média das séries.

4 As estimativas de modelos econométricos com séries econômicas temporais não estacionárias produzem resultados espúrios (Granger & Newbold, 1974)

5 Embora tenhamos considerado o PIB dos maiores países exportadores de café, através de uma primeira análise de correlação (resultados no anexo) mostraram que o PIB Americano com o PIB dos outros países estão altamente correlacionados. Consideramos na análise apenas o PIB USA.

6 Consideramos como variável determinística a constante em todos os testes. Os resultados são ao nível de significância de 5%.

7 De fato Perron mostra que ao considerar quebras estruturais nas séries os testes tradicionais têm menos habilidade em rejeitar a hipótese de raiz unitária que na verdade é falsa.

8 *Outliers* são observações anormais ou excepcionais que estão distantes do resto dos dados.

Para o estudo em questão usamos o teste de Clemente-Montanes-Reyes (1998), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa que a série seja estacionária com quebra estrutural. Na Tabela 2 mostra-se os resultados do teste de quebra estrutural endógena para a série de preços do café arábica.

TABELA 2. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DE CLEMENTE - MONTANES- REYES

Modelo	Lag K	Estatística	Valores Críticos	Ponto de quebra
OA	10	-3,593*	-3,56	1999:10
OI	11	-6,173*	-4,27	1999:11

Nota : * significa rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%. O teste considera apenas uma quebra estrutural endógena.

Como a estatística de teste, em módulo, é maior que o valor crítico rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária com quebra, portanto, a série de preços é estacionária com uma quebra. Esta informação deverá ser incorporada na fase de identificação e estimação do modelo na escolha da melhor especificação.

3.4 Modelo Econométrico

Neste trabalho usamos o modelo dinâmico de defasagens distribuídas na qual incorporamos a informação da quebra estrutural identificada. Este modelo é também conhecido como modelo Auto-regressivo de Defasagens Distribuídas (ADD) por levar em conta, como variáveis pré-determinadas, as defasagens da variável endógena. Também estimamos alguns modelos univariados a modo de comparar os desempenhos de previsão com os modelos propostos. Dentre os modelos univariados podemos destacar os modelos ARMA e ARIMA muito conhecidos na literatura. A seguir mostramos as especificações dos modelos univariados, o modelo de defasagem distribuída e finalmente o modelo dinâmico de defasagens distribuídas que generaliza os dois anteriores.

i) Modelos Univariados

O modelo univariado considera apenas a variável de interesse para a modelagem. Diz-se que o processo y_t segue um modelo $ARMA(p, q)$ se:

$$y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

que pode ser escrito como $y_t \phi(L) = \varepsilon_t \theta(L)$, em que $\phi(L)$ e $\theta(L)$ são dois polinômios definidos como:

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$$

e

$$\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q$$

Se $p = 1$ e $q = 0$ temos o modelo autoregressivo de ordem 1 conhecido como AR(1); se $p = 0$ e $q = 1$ temos o modelo univariado de médias móveis conhecido como MA(1). O processo y_t segue um modelo $ARIMA(p, d, q)$ se é definido como $\Delta^d y_t \phi(L) = \varepsilon_t \theta(L)$ em que d é a ordem de integração do processo y_t . Nesse caso, se $d = 1$, $p = 1$ e $q = 1$, então y_t tem uma raiz unitária que resulta no modelo $ARIMA(1, 1, 1)$; se $d = 1$, $p = 1$ e $q = 0$ temos o modelo $ARIMA(1, 1, 0)$ que pode ser escrito como $(1 - L)y_t(1 - \phi_1 L) = \varepsilon_t$.

ii) Modelo de Defasagem Distribuída

Este modelo apresenta a variável endógena y_t como uma função de valores correntes e passados de uma ou mais variáveis exógenas. Considere o modelo com apenas uma variável exógena x_t .

$$y_t = \alpha + \phi_1 x_t + \phi_2 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

Observe que a reação de y_t não é explicada somente pelo ocorrido em x_t no tempo t , mas também pelo histórico de observação de x_t nos instantes $t - 1, t - 2, \dots$. Isto é, x_t tem influência sobre y_t até p períodos de tempo anteriores a t .

iii) Modelo Dinâmico de Defasagens Distribuídas

Este modelo de séries temporais é mais geral que os anteriores e apresenta a variável endógena y_t como uma função de seus valores defasados e de variáveis exógenas x_t 's, de valores correntes e defasados por um ou mais períodos. O termo dinâmico é em referência o que as defasagens da variável endógena entram como variáveis exógenas. No modelo dinâmico de defasagem distribuída pelo fato deste descrever melhor a evolução da economia e suas reações encadeadas ao longo do tempo apresenta-se apropriado para a previsão do preço do café. No caso de uma única variável explicativa x_t o modelo é dado por:

$$y_t = \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 x_{t-2} + \dots + \theta_q x_{t-q} + \varepsilon_t$$

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

A identificação dos modelos (a1)⁹, (a2) e (a3) consiste em encontrar os valores dos parâmetros p e q . Para estabelecer estes parâmetros utilizam-se os critérios de informação, $I(p, q)$ que são funções destes parâmetros. Na prática estima-se o modelo dinâmico de defasagens distribuídas para vários valores de p e q e escolhe-se aquele que apresentar o menor valor do critério de informação. Para nossa análise usamos dois critérios de informação muito conhecidos na literatura, Akaike, $AIC(p, q)$ e Schwarz $SC(p, q)$.

3.5 Identificação, Estimação e Teste

Considerando os resultados dos testes de raiz unitária com e sem quebra estrutural o modelo a ser identificado levará as séries de preço e taxa de juros em nível e as outras séries em primeira diferença. O modelo dinâmico de defasagem distribuída a ser identificado será da forma:

$$\ln P_t = c + DT_t + \sum_{i=0}^p \beta_i \ln P_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

em que $X_t = [txjur_t, \Delta txcam_t, \Delta \ln cred_t, \Delta \ln pibusa_t, \Delta \ln pibbras_t]$ é um vetor que contém variáveis exógenas, θ_j é um vetor de parâmetros associados às variáveis exógenas, DT_t é uma variável dummy que representa a mudança na inclinação, devido à quebra estrutural, definida como $DT_t = TB - t$ se $t < TB$ e zero caso contrário; TB é a data da quebra e consideramos o valor de 1999:11 do resultado OI¹⁰; $txjur$ é a taxa de juros, $txcam$ é a taxa de câmbio, $cred$ é o crédito rural, $pibusa$ é o PIB dos Estados Unidos e $pibbras$ é o PIB do Brasil. O símbolo Δ é o operador defasagem definido como $\Delta = 1 - L$.

Os modelos foram identificados e estimados com informação correspondente ao período de 1997 até 2007, deixando os dois últimos anos (2008 e 2009) para analisar o desempenho de previsão dos modelos.

A identificação dos modelos foi feita a partir de um conjunto de especificações determinadas pelos parâmetros p e q . O número de defasagens de cada uma das variáveis independentes (q), e defasagens do preço (p), no modelo (3), foram determinados através da minimização do critério de informação Akaike (AIC) e Schwarz (SC) a partir de um máximo de 3 lag. Dentre um conjunto grande de modelos foram selecionados cinco com os menores valores destes critérios. Na Tabela B do Apêndice mostra-se os valores destes critérios e algumas estatísticas usuais de identificação. Os modelos identificados são mostrados a seguir:

9 O modelo univariado também pode ser identificado através da metodologia Box & Jenkins.

10 Acreditando que a mudança na série seja gradual consideramos o resultado de OI. De qualquer forma a diferença com o OA é apenas de um mês não tendo efeito significativo na escolha do modelo.

Modelo 1:

$$\ln P_t = c + DT_t + \beta_1 \Delta txcam_t + \beta_2 \Delta \ln cred_t + \beta_3 txjur_t + \beta_4 \ln P_{t-1} + \beta_5 \ln P_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modelo 2:

$$\ln P_t = c + DT_t + \beta_1 \Delta txcam_t + \beta_2 \Delta \ln cred_t + \beta_3 \ln P_{t-1} + \beta_4 \ln P_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modelo 3:

$$\ln P_t = c + DT_t + \beta_1 \Delta txcam_t + \beta_2 \Delta txcam_{t-1} + \beta_3 \ln P_{t-1} + \beta_4 \ln P_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modelo 4:

$$\ln P_t = c + DT_t + \beta_1 \Delta txcam_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln P_{t-1} + \beta_3 \ln P_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modelo 5:

$$\ln P_t = c + DT_t + \beta_1 \Delta txcam_t + \beta_2 \Delta \ln cred_t + \beta_3 \Delta \ln cred_{t-1} + \beta_4 \ln P_{t-1} + \beta_5 \ln P_{t-2} + \varepsilon_t$$

Pode-se observar uma dependência dos modelos com as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros, crédito rural e algumas defasagens do preço, porém, não incluem as séries do PIB.

Para determinar a validade destas especificações realizamos os testes de diagnóstico. Os resultados são apresentados na Tabela 3. O teste LM tem como hipótese nula a ausência de autocorrelação até a ordem de defasagem h e não indica, em nenhum caso, a presença de correlação serial ao nível de significância de 5%¹¹. O teste de heterocedasticidade de White não encontra evidências de heterocedasticidade ao nível de significância de 5%¹¹ para todos os modelos, e finalmente o teste de Normalidade de Jarque-Bera não rejeita a hipótese nula de normalidade das séries ao nível de significância de 5%. Em resumo, todos os modelos mostraram ser corretamente especificados.

Por meio desses testes, infere-se que todos os modelos estimados captaram informações relevantes para garantir bons resultados de previsão do preço do café arábica.

¹¹ Foi considerada uma defasagem da ordem $h = 15$.

TABELA 3. ESTATÍSTICAS DO TESTE DE ESPECIFICAÇÃO DOS MODELOS 1997-2007

Modelo	White heteroscedasticidade	LM-test =nR ² Autocorrelação	Jarque-Bera Normalidade
1	12.72558	18.96322	0,538403
2	8.575141	21.04119	0,864818
3	9.767362	17.59021	0,967921
4	11.50808	19.08901	1,057178
5	9.393401	19.81256	0,685092

3.6 Desempenhos de previsão

A escolha do modelo final baseia-se no critério de desempenho de previsão fora da amostra, e para tal são comparadas as previsões para dois e três anos à frente usando as observações que não foram utilizadas na fase de identificação, estimação e teste dos modelos¹².

As Tabelas 4 e 5 mostram as estatísticas de desempenho de previsão dos modelos identificados. Adicionalmente, os resultados de cinco modelos univariados: AR(1), AR(2), ARMA(1,1), ARIMA(1,1,0) e ARIMA(1,1,1) são apresentados. Os modelos AR(1), AR(2), ARMA(1,1) foram estimados sobre a hipótese de estacionariedade das séries em nível, segundo os resultados do teste de raiz unitária com quebra estrutural. A especificação ARIMA seguiu os resultados da presença de raiz unitária na série mostrada pelas estatísticas ADF e PP. Embora esta especificação não seja adequada, seria a escolhida em caso de não identificar uma quebra nos preços, procedimento usualmente seguido em muitos trabalhos aplicados que omitem a importância de testar a presença de quebra estrutural nos dados.

Os modelos univariados foram selecionados segundo o procedimento de Box & Jenkins (1976), este procedimento é padrão na literatura e por isso mostramos apenas seus desempenhos de previsão.

12 O período de identificação e teste corresponde ao período de 1997 até 2007 e o usado para o desempenho de previsão de 2008 e 2009. Para a estimativa dos valores previstos foi usada a opção dynamic do Eviews que computa previsão para mais de um passo à frente.

TABELA 4. MEDIDAS DE DESEMPENHO DA PREVISÃO FORA DA AMOSTRA PARA 2008 E 2009.

Modelo	RMSE	MAE	MAPE	THIEL's U
1	0,106922	0,091101	2,090988	0,012117
2	0,098389	0,084907	1,948231	0,011157
3	0,089397**	0,078234**	1,795403**	0,01145**
4	0,080279*	0,073423*	1,686080*	0,009111*
5	0,102765	0,087070	1,997746	0,011650
AR(1)	0,094735***	0,087747***	2,014574***	0,010735***
AR(2)	0,117658	0,110008	2,525892	0,013295
ARMA(1,1)	0,132208	0,124530	2,858869	0,014913
ARIMA(1,1,0)	0,097788	0,090331	2,074493	0,011075
ARIMA(1,1,1)	0,100670	0,093622	2,149837	0,011397

Notas: *Melhor modelo, ** segundo melhor modelo, *** terceiro melhor modelo

Na Tabela 4 pode-se observar que o modelo 4 tem o melhor desempenho de previsão dentre os modelos estudados e dentre os modelos univariados o modelo com melhor desempenho foi o AR(1). A estatística MAPE mostra o erro percentual médio absoluto de previsão da ordem de 1,69% para o modelo 3 e de 2% para a especificação univariada o que representa valores da ordem de 11% superiores aos fornecidos pelo modelo 4. Os ganhos segundo a estatística THIEL's U são mais evidentes, o modelo 4 tem uma estatística de 0,0091 e o AR(1) de 0,0107 o que representa valores superiores em 17,58% ao do modelo 4.

A Tabela 5 mostra os resultados de previsão considerando três anos fora da amostra. Os modelos foram estimados com informação até 2006 deixando três anos para a comparação do desempenho de previsão¹³. Pode observar-se que o modelo 3 é a melhor especificação dentre os modelos de defasagem distribuída e dentre os modelos univariados o modelo ARIMA(1,1,1) foi o melhor. A estatística MAPE mostra o erro percentual médio absoluto de previsão da ordem de 1,72% para o modelo 3 e 3,54% para a especificação univariada. Isto representa erros percentuais médios de previsão superiores em 105% dados pela especificação univariada. A estatística THIEL's U mostra valores superiores para o modelo univariado em 45,34%.

13 Foram usados os mesmo modelos identificados na etapa anterior com informação até 2007.

TABELA 5. MEDIDAS DE DESEMPENHO DA PREVISÃO FORA DA AMOSTRA DE 2007 ATÉ 2009

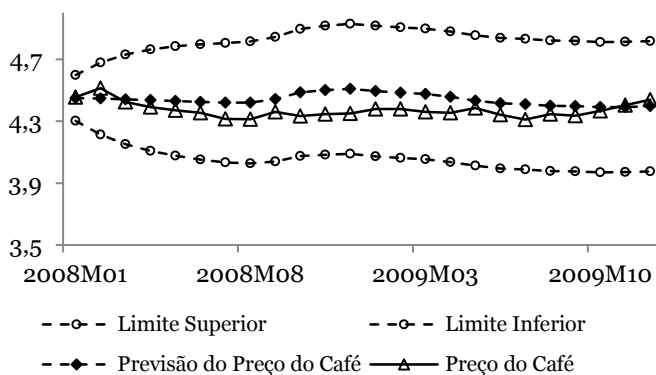
Modelo	RMSE	MAE	MAPE	THIEL's U
1	0,113442	0,098858	2,257913	0,012756
2	0,095900***	0,081579***	1,861832*** 0,010808***	
3	0,088001*	0,075520*	1,723474*	0,009925*
4	0,088254**	0,079382**	1,811575**	0,009945**
5	0,103725	0,088424	2,018132	0,011679
AR(1)	0,182595	0,175699	4,010149	0,020348
AR(2)	0,170464	0,164496	3,752210	0,019020
ARMA(1,1)	0,190095	0,183502	4,187698	0,021165
ARIMA(1,1,0)	0,262868	0,255066	5,820113	0,029037
ARIMA(1,1,1)	0,162597	0,155342	3,543873	0,018160

Notas: *Melhor modelo, ** segundo melhor modelo, *** terceiro melhor modelo

Em resumo, as duas melhores especificações são os modelos 3 e 4 que dependem de defasagens da taxa de câmbio e preço do café. Na Figura 2 são apresentados os valores reais da série de preço do café, os valores previstos fora da amostra pelos modelos 3, 4 e a especificação univariada AR(1) para valores fora da amostra no período 2008 e 2009.

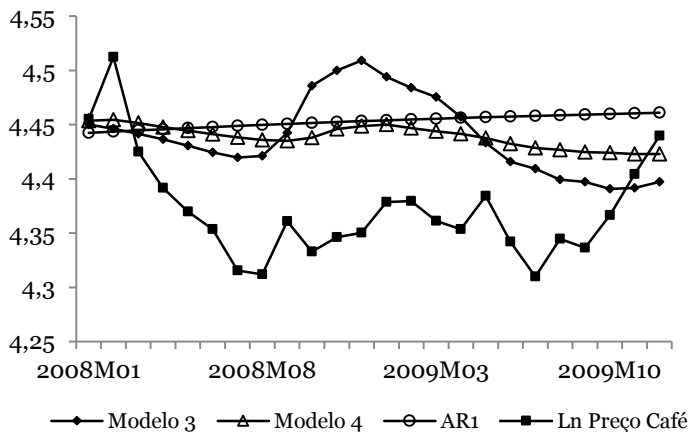
Na Figura 3 se mostra os valores observados da série de preços do café e os valores previstos pelo modelo 3 e seus intervalos de previsão. O intervalo de confiança dos valores previstos é calculado através do desvio padrão que é dado pela relação $t_{\alpha/2}(n-k) \times SE$, em que SE é o desvio padrão dos erros de previsão. Desta Figura pode observar-se que os valores previstos pelo modelo estão dentro do intervalo de confiança (ao nível de 95%) o que representa valores aceitáveis de previsão.

FIGURA 2. PREVISÃO DOS PREÇOS DE CAFÉ RECEBIDOS PELOS PRODUTORES - FORA DA AMOSTRA.



* Preço do café arábica recebido pelos Produtores. Período Jan 2008- Dez 2009.

FIGURA 3. VALORES OBSERVADOS DO PREÇOS DE CAFÉ E PREÇOS PREVIS-
TOS PELO MODELO



Período Janeiro 2008 a Dezembro 2009, com 3 com $\pm 1,96 \times sef$.

3.7 Previsão do modelo identificado

Finalmente, comparamos os resultados de previsão da melhor especificação com os dados efetivos realizados para o ano de 2010¹⁴. Para isto, estimamos o modelo 3 com toda a informação disponível até dezembro de 2009. O modelo estimado dado pela especificação 3 é mostrado a seguir:

$$\widehat{LnP_t} = 0.42 + 0.0024 \times DT_t + 0.084 \times \Delta txcam_t - 0.0024 \times \Delta txcam_{t-1} \\ (0.1322) \quad (0.0011) \quad (0.0582) \quad (0.0583) \\ 1.195 \times LnP_{t-1} - 0.290 \times LnP_{t-1} \\ (0.0769) \quad (0.0755)$$

Os valores em parênteses representam o erro padrão dos parâmetros estimados. Na Tabela 6 mostram-se os resultados de previsão para os casos estático e dinâmico. Os resultados de previsão dinâmica fornecem os valores previstos para os períodos $t + 1, t + 2, \dots, t + 12$ utilizando informação do preço até o período t . Na previsão estática os valores dos preços a cada período são obtidos usando a informação efetiva do período anterior, ou seja, fornecem valores adequados um passo à frente. Por este motivo os erros cometidos pela previsão estática são menores, em particular mostramos a estatística MAPE para dois períodos. O MAPE* é calculado para previsão seis passos à frente e o MAPE** para previsão 12 passos à frente. Pode observar-se que o MAPE* para o modelo estático é de 1,65% menor que 3,16% do dinâmico. A Figura 4, mostra os resultados de previsão dinâmica e estática para o ano 2010.

TABELA 6. PREVISÃO DO PREÇO DE CAFÉ DADO PELO MODELO 3 EM 2010. UNIDADES: R\$/SC 60KG

2010	Dados Efetivos	Estático	Dinâmico
Janeiro	83.99	85.62	85.62
Fevereiro	82.40	84.06	86.02
Março	81.93	81.61	85.45
Abril	82.02	81.67	84.81
Mai	83.15	82.46	84.79
Junho	87.16	83.43	84.57
Julho	85.99	87.62	84.04
	MAPE*	1,65%	3,16%
Agosto	88.60	85.29	83.70

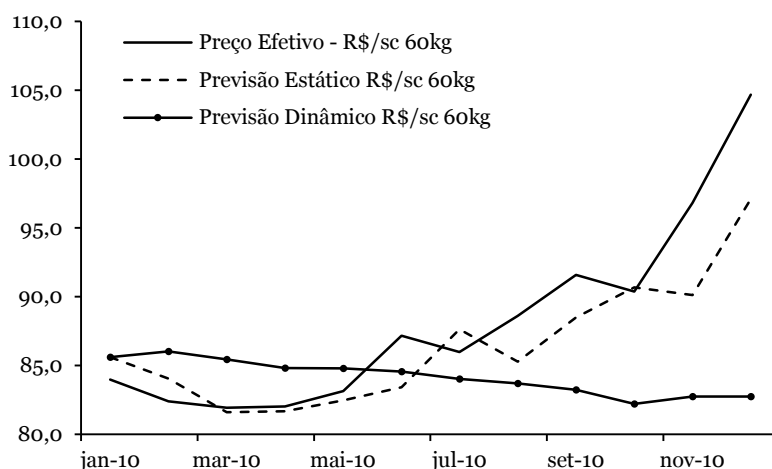
¹⁴ Este trabalho foi desenvolvido em 2010 quando não se encontravam disponíveis as informações para o ano 2010. Na data de hoje pode ser utilizada esta informação para comparar os resultados de previsão do melhor modelo com os dados reais.

TABELA 6 (continuação). PREVISÃO DO PREÇO DE CAFÉ DADO PELO MODELO 3 EM 2010. UNIDADES: R\$/SC 60KG

Setembro	91.58	88.49	83.23
Outubro	90.37	90.67	82.21
Novembro	96.80	90.12	82.75
Dezembro	104.66	97.10	82.75
<i>MAPE**</i>		2,78%	6,70%

Nota : MAPE * é calculado para o seis primeiros meses e MAPE ** para o ano todo. Apenas em Janeiro de 2010 os valores de previsão para o estático e dinâmico coincidem.

FIGURA 4. COMPARAÇÃO DA PREVISÃO DO MODELO COM DADOS REAIS PARA O ANO 2010.



Considerações Finais

Esta pesquisa objetiva encontrar um modelo econométrico de séries temporais, adequado à previsão dos preços de café a fim de auxiliar os produtores e comerciantes na tomada de decisões sobre os investimentos de café. Para atender a esse objetivo, foram estimados modelos dinâmicos de defasagem distribuída a fim de identificar o mais adequado à previsão de preço do café no Brasil. Os modelos dinâmicos de defasagem distribuída têm sido muito úteis para este fim do ponto de vista da facilidade na sua implementação e tem atendido os objetivos propostos. Adicionalmente foram estimados modelos univariados para comparar com os modelos inicialmente apresentados. A modelagem de séries temporais foi aplicada para a série de preços do café arábica recebido pelos produtores (café tipo 6 bebida dura).

Os resultados da modelagem identificaram uma quebra estrutural nos preços reais e, em particular, uma dependência com a taxa de câmbio. O modelo escolhido foi aquele que forneceu uma porcentagem de erro médio absoluto de previsão, MAPE, da ordem de 1,6%. Comparando os resultados de previsão deste modelo com dados reais (valores em nível) para o ano de 2010 observamos valores do MAPE de 1,6% para os primeiros seis meses e 2,78% para todo o período como observado na Tabela 6.

A proposta desta pesquisa é factível e as ferramentas econométricas usadas para prever o preço do café arábica demonstram ser preços. Outras pesquisas podem ser realizadas nesse campo considerando modelos econométricos mais sofisticados e explorando outras variáveis que expliquem o preço do café. Pode considerar-se endogeneidade nos preços do café através do uso de modelos VAR e a introdução de restrições de co-integração e quebra estrutural. Por outro lado, seria interessante comparar o desempenho de previsão dos modelos VAR com os propostos aqui e ver se o custo na modelagem compensa os benefícios em termos de ganhos na previsão.

Referências

- ABIC. (2009) *Associação da Indústria de Café*, Estatísticas - média mensal dos preços recebidos pelos produtores.
- ALMEIDA Pinto, P. A. L. et al. (2008), *Aplicação do modelo arima à previsão do preço das commodities agrícolas brasileiras*, XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural, Rio Branco - Acre.
- BACHA, C. J. C. (1998), A cafeicultura brasileira nas décadas de 80 e 90 e suas perspectivas, *Preços agrícolas*, Economia Cafeeira, ESALQ/USP - São Paulo.
- BAUM, 2004. "Stata: The language of choice for time series analysis?" Boston College Working Papers in Economics 598, Boston College Department of Economics. [Downloadable!] Published as: Christopher F Baum, 2005. "Stata: The language of choice for time-series analysis?" *Stata Journal*, StataCorp LP, vol. 5(1), pages 46-63, March.
- BOX, G. E. P. & JENKINS, G. M. (1976), *Time series analysis forecasting and control*, San Francisco: Holden Day. Edição revisada.
- BRESSAN, A. A. (2004), *Tomada de decisão em futuros agropecuários com modelos de previsão de séries temporais*, RAE eletrônica, Vol. 03, n. 1, art. 09.
- CLEMENTE, J., MONTANES, A., & REYES, M. (1998), *Testing for a unit root in variables with a double change in the mean*, Economics Letters, 59, 175--182.
- CNA - Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (2008), Indicadores rurais, Agricultura gera retração dentro da porteira, Boletim mensal elaborado pela Superintendência da CNA em parceria com Centro de Inteligência em Mercados da Universidade Federal de Lavras. Lavras - MG, Ano XI n. 91.
- ENDERS, W. (2004), *Applied econometric time series*, Hoboken.
- GRANGER, C.W.J., & NEWBOLD, P. (1974), Spurious regressions in econometrics,

- Journal of Econometrics*, 2, p. 111-120.
- IPEA. (2010), *Ipeadata* - base de dados. Inflação - IGP-M - mensal.
- LORD, M. J. (1991), Price Formation in Commodity Markets, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 6, n. 3, p. 239-254.
- MAPA, (2010) - Ministério da Agricultura e Pecuária, Estatísticas.
- MARGARIDO, M. A. & BARROS, G. S. de C. (2000), *Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil*, Instituto de Economia Agrícola, São Paulo, vol. 2, n. 47, p. 53-81.
- MATIELLO, J. B. coord. (2005), *Cultura de café no Brasil: novo manual de recomendações*, Ed. 2005. Rio de Janeiro-RJ e Varginha-MG: Ministério da Agricultura, da Pecuária e do Abastecimento -- PROCAFÉ.
- OTERO, J. G. & MILAS, C. (1998), Modelling the Behaviour of the spot prices of various types of coffee. The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS) 524, University of Warwick, Department of Economics.
- PERRON, P. (1989), The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361--1401.
- _____. (1997), Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, Vol. 80, p. 355-85.
- PERRON, P. & VOGELSANG, T. J. (1992), Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 301--320.
- RIBEIRO, K. C. S.; SOUSA, A. F. & ROGERS, P. (2006), Preços do café no Brasil: variáveis preditivas no mercado à vista e futuro, *Revista de gestão USP*, São Paulo, vol. 13, n. 1, p. 11-30.
- SHRESTHA, M. B. & CHOWDHURY, K. (2005), A sequential procedure for testing unit roots in the presence of structural break in time series data: an application to quarterly data of nepal, 1970-2003, *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol.2-2, p. 1-16.
- VOGELVANG, E. (1980), A quarterly econometric model for the price formation of coffee on the world market, *Free University Press*, Amsterdam.
- _____. (1988), A Quarterly Econometric Model of the World Coffee, Working, H. Amsterdam (Holanda), *Economy*, Free University Press, 230 p.
- _____. (1990) Serie research memoranda: Testing for co-integration with spot prices of some related agricultural commodities. Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie Amsterdam. January.
- _____. (1992). Hypothesis testing concerning relationships between spot prices of various types of coffee, *Journal of Applied Econometrics*, 7, p. 191-201.
- ZIVOT, E. & ANDREWS, D. (1992), Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics* 10, p. 251--270.

Apêndice

TABELA A. ANÁLISE DE CORRELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS CONSIDERADAS

	Ln pibale	Ln pibbel	Ln pibbra	Ln pibita	Ln pibjap	Ln pibusa	Ln precoara	Ln txcam	Ln txjur
Lncredrur	1								
Lnpibale	0,67	1							
Lnpibbel	0,55	0,94	1						
Lnpibbra	0,85	0,90	0,83	1					
Lnpibita	0,50	0,95	0,93	0,80	1				
Lnpibjap	0,75	0,89	0,78	0,88	0,87	1			
Lnpibusa	0,72	0,96	0,96	0,93	0,94	0,89	1		
Lnprescoara	-0,11	-0,65	-0,69	-0,50	-0,68	-0,37	-0,62	1	
Lntxcam	-0,13	0,46	0,65	0,28	0,61	0,25	0,52	-0,71	1
Lntxjur	0,06	-0,29	-0,33	-0,17	-0,30	-0,17	-0,22	0,24	-0,39

* Lncredur é o crédito rural, Lnpibale é o Pib da Alemanha, Lnpibbel é Pib da Bélgica, Lnpibbra é o Pib do Brasil, Lnpibita é o Pib da Itália, Lnpibjap é o Pib do Japão, Lnpibusa é o Pib dos Estados Unidos, Lnprescoara é o preço café arábica, Lntxcam é a taxa de câmbio e Lntxjur é a taxa de juro.

TABELA B. ANÁLISE DO CRITÉRIO DE INFORMAÇÃO E ESTATÍSTICAS DE ESTIMAÇÃO

Modelo	AIC	SC	F	R2-ajustado	DW
1	-2.298444	-2.144039*	369.2266	0.944833	1.982449
2	-2.303506	-2.171158	441.8319	0.944710	2.010558
3	-2.288864	-2.156516	435.0494	0.943895	1.982757
4	-2.282845*	-2.172555	535.9267	0.943139	1.969825
5	-2.301943	-2.147538	370.5926	0.945026	2.006490

*Indica os menores valores de cada critério. A estatística F mostra que as variáveis explicativas em conjunto são significativas.

A estatística DW é próximo de 2 mostrando evidências de não autocorrelação de primeira ordem nos modelos selecionados. R2-ajustado indica um bom ajuste dos dados aos modelos candidatos.

TABELA C. MEDIDAS DE DESEMPENHO DA PREVISÃO

	RMSE	
Raíz do Erro Médio Quadrático		$\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$
	MAE	
Erro Médio Absoluto		$\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t - y_t / h$
	MAPE	
Erro Médio Absoluto Percentual		$100 \times \sum_{t=T+1}^{T+h} \left \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right / h$
	THEIL's U	
Coeficiente U de Theil		$\frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t^2 / h}}$

Recebido em: 17 de agosto de 2012

Aceito em: 9 de outubro de 2012

Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil (2000-2011)

Nadja Simone Menezes Nery de Oliveira¹

Edson Ramos de Medeiros²

Gabriela Bezerra de Medeiros³

Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón⁴

Umberto Antonio Sesso Filho⁵

Resumo: O presente estudo investiga a existência de mudança estrutural na regra de política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2011, isto é, a pesquisa busca investigar alterações na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central brasileiro no período de metas de inflação. Para este fim foi utilizada a metodologia proposta por Bai e Perron (2003) que, por sua vez, consiste em estimar a ocorrência de mais de um ponto de quebra estrutural em uma data desconhecida. Os resultados obtidos mostram que desde adoção do regime de metas inflacionárias os coeficientes da regra de política monetária adotada pelo BACEN durante o período de 2000-2011 não permaneceram constantes. O teste de mudanças estruturais indicou que há evidências de duas quebras estruturais nos coeficientes da função de reação do Banco central do Brasil no período de metas para a inflação, as datas das mudanças estruturais obtidas foram 2004.2 e 2007.10.

Palavras-chave: *Regra de Taylor; Função de Reação; Mudanças Estruturais; Metas de Inflação.*

JEL: F42; E43; E58.

¹ Mestranda em Economia Regional pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Londrina (PPE/UEL). E-mail: nadja_menezes@hotmail.com

² Mestre em Economia Regional pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Londrina (PPE/UEL). E-mail: edsonrmedeiros@yahoo.com.br

³ Doutoranda em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFRGS) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul E-mail: gabriela.bm@hotmail.com

⁴ Pós-Doutor (PhD) em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFRGS) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB) da Universidade Federal da Paraíba. E-mail: edilean@hotmail.com

⁵ Doutor em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Professor do programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Londrina (PPE/UEL). E-mail: umasesso@uel.br

Testing structural changes in the Taylor rule: an empirical study for Brazil (2000-2011)

Abstract: *This study investigates the existence of structural change in the monetary policy rule adopted by the Central Bank of Brazil from 2000 to 2011, ie, the research seeks to investigate changes in the dynamic setting of the Selic rate by the Central Bank of Brazil in the period inflation targeting. For this purpose was the methodology proposed by Bai and Perron (2003) that, in turn, is to estimate the occurrence of more than one structural break point at a date unknown. The results show that since the adoption of inflation targeting regime the coefficients of the monetary policy rule adopted by the Central Bank during the 2000-2011 não remained constant. The test of structural changes indicated that there is evidence of two structural breaks in the coefficients of the reaction function of the central bank of Brazil from inflation targets, dates of structural changes obtained were 2004.2 and 2007.10.*

Key-words: *CTaylor Rule; Reaction Function, Structural Changes, Inflation Targeting.*

JEL: F42; E43; E58

1.Introdução

O presente estudo tem por objetivo investigar a existência de mudança estrutural na regra de política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2011, isto é, a pesquisa buscará investigar alterações na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central brasileiro no período de metas de inflação. Para tal, será utilizada a metodologia proposta por Bai e Perron (2003) que, por sua vez, consiste em estimar a ocorrência de mais de um ponto de quebra estrutural em uma data desconhecida.

A regra de política monetária proposta inicialmente por Taylor (1993) estabelece que a taxa de juros definida pelo Banco Central depende fundamentalmente da taxa de inflação e do hiato do produto. Desde então, vários estudos passaram a ser realizados usando este mesmo princípio, nos quais se busca estimar uma função de reação capaz de descrever a evolução do instrumento de política monetária do Banco Central, a taxa básica de juros, ao longo do tempo.

Clarida et al. (2000) propuseram uma importante modificação na regra de Taylor ao formularem uma regra de política monetária capaz de relacionar os ajustes da autoridade monetária na taxa de juros corrente com base nos valores futuros esperados da inflação e no hiato do produto.

Na literatura nacional, alguns autores buscaram descrever uma regra de Taylor com o intuito de interpretar como se dá a condução da política monetária sob o regime de metas inflacionárias (ver, por exemplo, Minella et al., 2003; Barcellos Neto, 2003; Holland, 2005; Salgado et al., 2005; Soares e Barbosa, 2006).

Seis meses após os ataques especulativos investidos contra o Real em janeiro de 1999, que fizeram com que a taxa de câmbio nacional passasse de administrada para flutuante, o Brasil adotou o regime de metas de inflação. Com a implementação deste regime de política, o Banco Central do Brasil passou a alterar o instrumento de política monetária, a taxa Selic, com o principal objetivo de fazer com que a inflação convergisse à meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Um tema bastante importante que também vem sendo estudado na literatura econômica, porém pouco explorado na literatura nacional, é o exame na mudança dos parâmetros da função de reação do Banco Central. Alguns autores brasileiros abordam essa temática, por exemplo, o trabalho proposto por Lima et al. (2007), no qual através de um modelo markoviano de mudanças, estima as funções de reação para o período pós-plano Real e localizaram existência de dois regimes para o período de agosto de 1999 a janeiro de 2006. Barcellos Neto e Portugal (2007) encontraram evidências empíricas de que na administração do Banco Central do Brasil por Henrique Meirelles, a taxa básica de juros (Selic) tem reagido menos aos desvios na inflação esperada em relação a sua meta e mais a variações na taxa de câmbio quando comparada a administração de Armínio Fraga.

Portanto, a motivação do presente trabalho se deve, principalmente pela falta de consenso de um modelo mais apropriado para caracterizar o comportamento da política monetária do Brasil a partir da implantação do sistema de metas de inflação.

Neste sentido, esta investigação tem por objetivo estimar uma regra de Taylor para o regime de metas brasileiro e, por meio de uma metodologia para seleção de quebras estruturais, identificar as possíveis mudanças de regimes na dinâmica de definição da taxa básica de juros da economia, a taxa Selic, por parte da autoridade monetária no período de 2000 a 2011. Para isso, utilizamos a metodologia proposta por Bai e Perron (2003), através do teste de múltiplas quebras estruturais para datas desconhecidas.

2.Revisão da Literatura

Em seu artigo, John B. Taylor (1993) apresentou uma equação linear simples entre o comportamento das taxas internas de juros de curto prazo dos Estados Unidos, o desvio da inflação em relação a uma meta de inflação estabelecida

e o desvio do produto real em relação ao produto potencial para o período de 1987 a 1992. Taylor procurou mostrar que a política monetária deve ser conduzida por meio de regras transparentes e críveis, uma vez que acreditava que esta era a forma mais eficaz de atingir os melhores resultados conjuntos de desempenho econômico. De acordo com Taylor (1993), o desempenho da taxa de juros nos EUA poderia ser representado por uma relação linear simples com a taxa de inflação (π^*), uma taxa de juros de equilíbrio (r^*) e uma soma ponderada entre dois desvios: a diferença entre a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB) e a meta de inflação e o desvio percentual do PIB do seu potencial. Essa relação linear pode ser expressa como:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1)$$

em que i_t é a taxa básica de juros, r^* é a taxa real de juros de equilíbrio, π é a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB), π^* é a meta de inflação e y é o hiato do produto (isto é, o desvio percentual do produto real em relação ao produto potencial).

A partir do trabalho de Taylor (1993), inúmeros estudos, tanto teóricos quanto empíricos, foram realizados para a obtenção de funções de reação. Dentre os quais, destaca-se o trabalho de Clarida, Galí e Gertler (1998) que estimaram funções de reação para os bancos centrais de países industrializados. Os autores dividiram esses países em dois grupos o G3 composto por Alemanha, Japão e EUA e o E3 formado por Itália, França e Reino Unido. Esse estudo evidenciou que os bancos centrais do grupo G3 têm perspectiva de futuro (*forward-looking*), eles respondem à inflação prevista como oposição à perspectiva *backward-looking*, adotada por Taylor (1993), onde os valores passados de inflação e produto foram utilizados no modelo.

A regra básica estimada para cada um dos países é dada por:

$$r_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 + \rho)\gamma x_t + \rho + r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que r_t é a taxa de juros nominal, π_{t+n} é a taxa de inflação no período $t+n$, x_t é o hiato do produto e ε_t é o termo de erro.

Através de uma versão mais sofisticada, estes autores chegaram à conclusão de que os países que formam o grupo G3 possuem metas implícitas de inflação. Levando em consideração os dados da amostra, os mesmos defendem explicitamente que um sistema de metas de inflação é possivelmente superior a um sistema de câmbio fixo, em termos de desempenho conjunto das taxas de inflação e de crescimento econômico.

Judd e Rudebusch (1998) analisaram uma função de reação à política monetária americana durante o período de 1970 até 1997, o objetivo era analisar o período correspondente a três presidentes distintos e a partir dessa estimação avaliar a hipótese se a troca de diferentes presidentes

alterava a conduta do instrumental de política monetária. Para tal, os autores subdividiram a amostra em três partes: o período cuja gestão estava a cargo de Arthur Burns (1970. Q1-1978. Q1), Paul Volcker (1979. Q3-1987. Q2), e Alan Greenspan (1987. Q3-1997. Q1). Vale ressaltar que durante o período total de análise a presidência do Fed também esteve sob a gestão de Miller (1978. Q2-1979. Q2), que devido a sua curta duração foi desconsiderada pelos autores. Nesse trabalho foram localizados bons indícios de que os movimentos nas taxas de juros são consistentes com uma política monetária que almeja inflação baixa no longo prazo e crescimento econômico próximo de seu potencial de curto prazo.

No entanto, os resultados dessa análise diferiram da especificação original de Taylor (1993) em dois importantes aspectos. As taxas de juros parecem reagir mais intensamente aos desvios do PIB ao contrário do que o artigo original supunha, ao passo que a velocidade do ajuste parece ser mais suave do que supôs Taylor. Ademais, foram encontrados sinais de que a regra de Taylor se adapta melhor ao período em que as decisões do Fed estiveram sob o comando de Alan Greenspan.

2.1. Resultados empíricos para o Brasil

Em relação ao Brasil, existem vários trabalhos que procuram realizar estimações de funções de reação com a finalidade de captar o comportamento da autoridade monetária em sua condução de política monetária. Dentre esses podemos citar Minella et al. (2003) que estimaram uma função de reação para o Banco Central do Brasil que relaciona a taxa de juros de curto prazo a desvios da taxa de inflação esperada em relação à meta de inflação, permitindo alguma suavização da taxa de juros, e ainda, ao hiato do produto e aos movimentos da taxa de câmbio. A relação destas variáveis pode ser melhor visualizada com base na seguinte especificação:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 + \rho)[\alpha_0 + \alpha_1 D_j + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 \Delta e_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde i_t é a taxa nominal de juros (Selic) estabelecida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), D_j é a média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte da expectativa de inflação em relação à meta inflacionária, y_{t-1} é o hiato do produto, Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal e ε_t é o termo de erro.

O hiato do produto é obtido pela diferença entre o produto atual e o potencial, sendo usado como *proxy* do produto atual a produção industrial mensal medida pelo IBGE, e o produto potencial estimado através do filtro HP, proposto por Hodrick e Prescott em estudo de 1997, que define uma tendência de longo prazo como uma média ponderada da série em análise. A amostra utilizada foi formada por dados mensais para o período de julho de 1999 a

dezembro de 2002. Os autores utilizam ainda duas fontes de expectativa de inflação: a expectativa de inflação estimada pelo Banco Central do Brasil em seu Relatório trimestral de inflação e as expectativas obtidas a partir de um levantamento diário que o Banco Central realiza entre instituições financeiras e empresas de consultoria. Esse levantamento pergunta o que as firmas esperam da inflação de períodos determinados. Desse modo, Minella et al (2003) concluíram que, no período observado, o BACEN teve uma postura *forward-looking*, ou seja, reagiu agressivamente aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta estabelecida.

Barcellos Neto (2003) estima uma função de reação do tipo Taylor (1993) para o Banco Central do Brasil no período sucedido pela adoção do regime de metas para a inflação, de acordo com a seguinte especificação:

$$i_t = c + \beta_{1t-j} + \beta_2 D_j + \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 IPCA_{t-1} + \beta_5 IPCA_{at-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde i_t é a taxa Selic mensal (média do período), D_j é o desvio ponderado da inflação esperada em relação à meta de inflação, y_{t-1} é o hiato do produto defasado um período, $IPCA_{t-1}$ é a soma móvel de 12 meses do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para os preços livres e $IPCA_{at-1}$ é a soma móvel de 12 meses do índice de preços ao consumidor amplo para os preços administrados.

Dentre os modelos desenvolvidos pelo autor esta equação sugere um excelente grau de explicação das variáveis às decisões do BACEN, pois se apresenta em sintonia com as diretrizes do regime de metas de inflação com câmbio flutuante, indicando que a autoridade monetária vem se comportando de modo consistente com o próprio sistema implementado no Brasil a partir do segundo semestre de 1999. Dessa forma, os resultados obtidos nesse estudo mostram que o BACEN leva em consideração em suas decisões de política monetária o comportamento dos desvios ponderados das expectativas de inflação em relação à meta do ano corrente e do ano seguinte, o comportamento do hiato do produto e o comportamento do IPCA diferenciado entre preços livres e administrados.

Holland (2005) estimou uma função de reação para o BACEN para o período de metas de inflação com o objetivo de examinar empiricamente se a política da autoridade monetária do Brasil sob um regime de câmbio flutuante tem respondido aos choques de câmbio através de sua função de reação. Em sua proposta a taxa de juros básica (i_t), a taxa Selic, é uma função da expectativa de inflação $E(\pi_{t+n})$, do hiato do produto (x_t) e da taxa de câmbio real (z_t), que pode ser observada na função seguinte:

$$i_t = \phi \{ \alpha + \beta E[\pi_{t+n}/\Omega_t] + \gamma E[x_t/\Omega_t] + \xi E[z_t/\Omega_t] \} + (1 + \phi) i_{t-1} \quad (5)$$

A amostra de dados é mensal e abrange o período de julho de 1999 até janeiro de 2005. Como metodologia este autor utiliza o método dos momentos

generalizados (GMM). Os resultados obtidos por Holland (2005), foram os de que o Banco Central possui uma postura agressiva em relação ao controle inflacionário, visto que os valores obtidos dos coeficientes de inflação (β) em sua estimação tiveram resultados bem superiores a 1 e estatisticamente significativos, e dado que os valores estimados para os coeficientes da depreciação cambial real (ξ) não foram estatisticamente significativos, mostrando que a política monetária do Brasil não responde a depreciação na taxa de câmbio real.

Salgado et al. (2005) objetivando analisar os efeitos de mudanças de regime na determinação da taxa básica de juros para o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2000 estimam uma função de reação para o BACEN fundamentada em um modelo TAR (Limiar Auto-Regressivo). Em particular, o modelo proposto pelos autores faz uso de um indicador de crises cambiais para analisar variações nas dinâmicas da taxa Selic em períodos com crises e fora de crises. A função estimada pode ser observada com a seguinte especificação:

$$y_t = \sum_{i=1}^h [\alpha_0^{(i)} + \sum_{j=1}^p \alpha_j^{(i)} y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j^{(i)} x_{j,t} + \varepsilon_t^{(i)}] I_t(q_t) \quad (6)$$

Os autores concluem que o modelo não-linear é significativamente melhor do que o um com regra tipo Taylor ajustada para as taxas de juros brasileiras, o que mostra o duplo comportamento da função de reação do BACEN. Desse modo, o modelo não-linear é a maneira mais adequada, de acordo com o resultado desse estudo, para explicar a função de reação do BACEN entre agosto de 1994 e dezembro de 2000.

Soares e Barbosa (2006) procuram estimar uma regra de Taylor para o Brasil a partir da adoção do regime de metas de inflação em junho de 1999 considerando a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo da economia e a meta inflacionária variáveis no tempo. O modelo de estimação da função de reação proposta por esse trabalho pode ser observado na seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \Delta i_t = & -\varphi(i_{t-1} - \pi^* - r_t^*) + \varphi\beta(\pi_{t+n} - \pi_t^*) + \varphi y_1 x_t \\ & + \varphi y_2 x_{t-1} + \varphi\lambda(\Delta x r_t - \Delta x r_{t-1}) + \rho \Delta i_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

em que Δi_t = primeira diferença da taxa de juros nominal, π_{t+n} = a inflação no período $t+n$, x_t = hiato do produto, π_t^* = meta de inflação no ano t , i_{t-1} = taxa de juros defasada um período, $\Delta x r_t$ = variação da taxa de câmbio real, ρ = coeficiente da primeira diferença da taxa de juros defasada, β = coeficiente do diferencial da inflação e $\phi \in [0, 1]$. Os autores baseiam seus modelos econométricos estimados em uma versão *forward-looking* da regra de Taylor, isto é, considera-se expectativa de inflação corrente ao invés da inflação corrente ou passada. O índice de preço utilizado para a medida da inflação é o IPCA calculado pelo IBGE. Soares e Barbosa (2006) concluíram

que as evidências empíricas apresentadas não rejeitam a hipótese de que a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo varia ao longo do tempo. Os valores calculados do coeficiente de suavização sugerem que o BACEN ajusta a taxa básica de juros de maneira gradual. Em relação às estimativas do hiato da inflação, os autores afirmam que o BACEN, no período analisado, reagiu agressivamente ao desvio entre a expectativa de inflação e sua meta, a partir da adoção do regime de metas de inflação.

Policano e Bueno (2006) buscam estimar uma regra de política monetária através do método *Time Varying Parameter* (TVP), no qual é permitido que seus coeficientes variem em cada período de tempo de acordo com um processo de “passeio aleatório”. Os resultados obtidos pelo modelo na realização de suas estimações, indicam que entre janeiro de 1995 e outubro de 2005, a política monetária brasileira se dividiu em dois períodos. O primeiro é associado ao regime de câmbio fixo, a taxa básica de juros reagiu negativamente às reservas internacionais e positivamente ao hiato do produto. No segundo período, caracterizado pela adoção do regime de metas para a inflação, a Selic respondeu principalmente às expectativas inflacionárias.

Lima et al. (2007) estimam a regra de política monetária adotada pelo BACEN no período pós-Plano Real. Com o intuito de lidar com a incerteza referente às datas das mudanças ocorridas nos parâmetros da função de reação, os autores adotaram a hipótese de que essas mudanças são regimes dependentes e a probabilidade de ocorrência desses regimes segue uma cadeia de Markov de primeira ordem. Desse modo, o modelo econométrico sugerido por esses autores possui uma estrutura flexível que permite detectar possíveis desvios em relação a uma função de reação linear simples. Esse modelo markoviano de regressão com modificação de regime é descrito de acordo com as seguintes equações:

$$y_t = a(S_t) + \sum_{m=1}^p b_m(S_t)y_{t-m} + \sum_{m=1}^p c_m(S_t)x_{t-m} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2(S_t))$$

$$P = [p_{ij}], \quad p_{ij} = \Pr[S_t = i \mid S_{t-1} = j], i, j = 1, \dots, 4 \quad (9)$$

em que y_t é a taxa de juros nominal, x_t é um vetor de variáveis que o Banco Central leva em consideração quando da fixação da taxa de juros, S_t é uma variável aleatória que evolui de acordo com a matriz de transição apresentada na equação (9).

Portanto, esses autores concluem que de julho de 1996 a janeiro de 2006, a política monetária no Brasil pode ser caracterizada por quatro regimes, onde identificaram diferenças substanciais no modo como a política monetária foi conduzida nos períodos anterior e posterior a 1999, quando houve a passagem de câmbio administrado para flutuante. A política monetária no primeiro regime esteve preocupada com a defesa da taxa de câmbio e as mudanças nas

taxas de juros se deveram fundamentalmente aos movimentos nas reservas internacionais. O segundo regime está associado a períodos de menor estresse no mercado de câmbio, o que permitiu ao Banco Central observar os valores assumidos pela inflação, nível de produção, e ainda a dinâmica da taxa de juros antes de ser definida a taxa Selic. Entre agosto de 1999 e janeiro de 2006 a política monetária brasileira, associada à adoção do regime de metas para inflação e de câmbio flutuante, foi caracterizada por outros dois estados recorrentes, uma vez que no terceiro regime a atenção do BACEN voltou-se à taxa de inflação, diminuindo a atenção dada à taxa de câmbio e ao produto. Em relação ao quarto regime, os autores concluem que o BACEN apresentou um comportamento mais flexível, dando atenção tanto à inflação como ao hiato do produto.

Barcellos Neto e Portugal (2007) com o objetivo de analisar a estabilidade da regra de política monetária do tipo Taylor (1993) no Brasil após a implementação do regime de metas para a inflação e tendo em conta a mudança na presidência do Banco Central em 2003, partem de uma função de reação dada por:

$$i_t = \beta_1 i_{t-j} + \beta_2 Dj_t + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 c_{t-1} + \beta D_1 Dj_t + \beta_6 D_1 y_{t-2} + \beta_7 D_1 c_{t-1} + \beta_8 Dout2002 + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde i_t = taxa Selic mensal (média do período); Dj_t = desvio das expectativas de inflação em relação à meta; D_1 = variável *dummy* que assume valor igual a 1 para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2006 e um valor zero, caso contrário (janeiro de 2000 a dezembro de 2002); e $Dout2002$ = variável *dummy* com valor unitário em outubro de 2002 e zero no restante dos meses. Os resultados obtidos com as estimativas realizadas por esses autores foram os de que existe uma forte evidência da continuidade e do compromisso com o sistema de metas no Brasil desde sua implementação.

Isso pôde ser observado quando o Banco Central esteve sob a gestão tanto de Armínio Fraga quanto de Henrique Meirelles. Embora tenha se mantido uma estrutura de regra monetária do tipo Taylor (1993), algumas mudanças foram detectadas, dentre as quais se destacam: i) a taxa Selic na gestão de Meirelles reagiu 3,3 vezes menos em relação aos desvios da inflação esperada em relação à meta inflacionária em comparação à gestão Fraga; ii) o comportamento da taxa Selic em resposta as variações cambiais foi mais significativa durante a administração de Henrique Meirelles do que na administração de Armínio Fraga.

Aragón e Portugal (2010) buscaram evidenciar a existência de assimetrias nas preferências do Banco Central do Brasil através da realização de testes de quebras estruturais para especificações da função de reação que são não-lineares em decorrência de preferências assimétricas do Banco Central em relação a desvios positivos e negativos da inflação em relação à meta e/ou do

produto em relação ao produto potencial.

Oliveira e Aragón (2011) buscaram evidenciar a ocorrência de mudança estrutural na regra de política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2009, para alcançar tal utilizaram as metodologias propostas por Chow (1960), Andrews (1993) e Andrews e Ploberger (1994), este último consiste estimar a ocorrência de um ponto de quebra estrutural em uma data desconhecida. Dessa forma, os autores concluíram que desde adoção do regime de metas inflacionárias os coeficientes da regra de política monetária adotada pelo BACEN durante o período de 2000-2009 permaneceram constantes. Esse resultado diferiu das evidências em favor de mudanças estruturais na função de reação do Banco Central encontradas por Lima et al. (2007) e Barcellos Neto e Portugal (2007).

Medeiros e Aragón (2011) inovam em relação ao trabalho elaborado por Aragón e Portugal (2010) ao utilizarem a metodologia proposta por Bai e Perron (1998, 2003) e realizam testes de quebra estruturais para funções de reação não-lineares e ao considerar, através de uma extensão do modelo teórico proposto por Surico (2007), as preferências do *policymaker* assimétricas e tomam como base um modelo macroeconômico de uma pequena economia aberta, obtendo assim, uma regra de política monetária ótima para a autoridade monetária. Neste sentido, os autores concluem que há possíveis alterações no modo de condução da política monetária, assim como nos parâmetros de assimetrias das preferências do BACEN e que geralmente, os coeficientes das funções de reação estimadas apontam para o fato de que o BACEN reagiu de maneira mais forte a desvios da inflação, tanto corrente como a esperada, em relação à meta e ao hiato do produto depois do ano de 2003.

2.2. A Política Monetária no Brasil Pós-99

Com a implementação do Plano Real em 1994, a condução da política monetária foi dividida em dois períodos. De julho de 1994 a janeiro de 1999, no qual o procedimento de estabilização de preços foi caracterizado pelo estabelecimento de uma política de bandas cambiais. A segunda fase da condução da política monetária de estabilidade dos preços no Plano Real foi inaugurada em janeiro de 1999, como complemento de transição, logo após a mudança do regime cambial, com a introdução da livre flexibilidade. Posteriormente a adoção do regime de câmbio flutuante e devido ao cenário de fortes pressões inflacionárias, foi instituído como estratégia de condução da política monetária brasileira o regime de metas para inflação através do Decreto nº. 3.088, de 21 de junho do mesmo ano.

A implantação do regime de metas para a inflação foi motivada, sobretudo, pelo anseio de recuperação da credibilidade da política monetária, dado que os agentes tinham dúvidas quanto à capacidade do governo em controlar o

processo inflacionário depois do abandono do regime de âncora cambial. Outro motivo se deveu a conclusão a que chegou o Comitê de Política Monetária (Copom), de que em um regime de câmbio flutuante não é possível o controle da taxa de inflação via intervenção na taxa de câmbio, uma vez que o valor do dólar era determinado no mercado.

Assim, com a adoção de metas inflacionárias, a condução da política monetária foi voltada para o cumprimento de uma meta explícita de inflação com intervalos de tolerância definidos pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). A atuação da autoridade monetária passava a ajustar-se pelo compromisso de controle da inflação, passando o Banco Central do Brasil a ter, em prática, certa independência operacional, isto é, liberdade para utilizar instrumentos de política monetária de modo a alcançar a meta de inflação estabelecida.

No entanto, ficou a cargo do governo a definição das metas e das bandas de variação para a inflação. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), passou a ser o índice de preços que baliza o regime monetário.

O Banco Central utiliza como principal instrumento de política a definição de uma meta anual da taxa básica de juros, a taxa Selic, para garantir a convergência da inflação para a meta anunciada, ficando as variações dessa condicionadas ao controle do processo inflacionário.

Vale destacar que se as metas não forem atingidas, ou seja, se a inflação não se situar dentro dos limites pré-estabelecidos, de acordo com o decreto nº. 3.088, cabe ao presidente do Banco Central divulgar, em carta aberta ao Ministro da Fazenda, os motivos do descumprimento bem como as providências e prazo para o retorno da taxa de inflação aos limites estabelecidos. Com a adoção desse arcabouço de política monetária, fica claro que o governo tem como sua principal preocupação, o compromisso com a estabilidade de preços da economia.

TABELA 1. METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: 1999 – 2011

ANO	NORMA	META (%)	BANDA (P.P.)	LIMITES INFERIOR E SUPERIOR (%)	INFLAÇÃO EFETIVA (IPCA % A.A.)
1999		8	2	6-10	8,94
2000	RESOLUÇÃO 2.615	6	2	4-8	5,97
2001		4	2	2-6	7,67
2002	RESOLUÇÃO 2.744	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003 ^{1/}	RESOLUÇÃO 2.842	3,25	2	1,25-5,25	
	RESOLUÇÃO 2.972	4	2,5	1,5-6,5	9,30

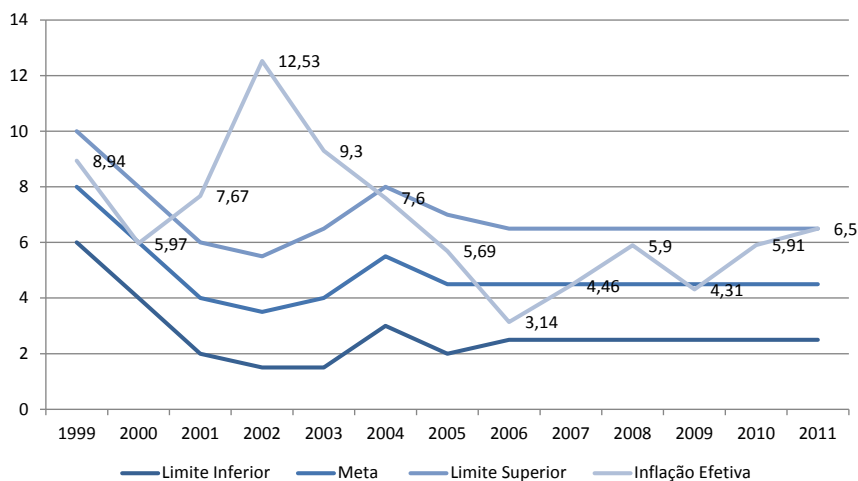
TABELA 1. (continuação) METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL: 1999 – 2011

2004 ^{1/}	RESOLUÇÃO 2.972	3,75	2,5	1,25-6,25	
	RESOLUÇÃO 3.108	5,5	2,5	3-8	7,60
2005	RESOLUÇÃO 3.108	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	RESOLUÇÃO 3.210	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	RESOLUÇÃO 3.291	4,5	2	2,5-6,5	4,46
2008	RESOLUÇÃO 3.378	4,5	2	2,5-6,5	5,90
2009	RESOLUÇÃO 3.463	4,5	2	2,5-6,5	4,31
2010	RESOLUÇÃO 3.584	4,5	2	2,5-6,5	5,91
2011	RESOLUÇÃO 3.748	4,5	2	2,5-6,5	6,50

FONTE: Banco Central.

A Tabela 1 acima mostra as metas de inflação para o Brasil no período de 1999 a 2009, nela observa-se que os dois primeiros anos do regime de metas de inflação, assim como os anos de 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010 e 2011 a política monetária apresentou efeito na convergência da inflação à meta estabelecida, com estaque para os anos de 2004, 2006, 2007 e 2009, onde a inflação efetiva situou-se abaixo do centro da meta preestabelecida pela autoridade monetária e para o ano de 2011, onde a inflação atingiu o limite superior do centro da meta preestabelecida.

FIGURA 1. INFLAÇÃO NO BRASIL: 1999-2011



Fonte: Banco Central.

Desde a implementação do regime de metas para a inflação no Brasil em 1999, a atuação do BACEN e a política monetária proporcionaram alternâncias em relação à eficácia em convergir à meta estipulada, como pode ser observado

na Figura 1. Foi a partir de 2004, que o nível de preços da economia nacional obedeceu a rigor as metas estabelecidas pelo CMN, mostrando progressivamente índices relativamente menores, atingindo índices abaixo do centro da meta, como no ano de 2006, e bem próximo a ele, porém abaixo, como em 2007 e 2009. Mesmo tendo sofrido aumentos relativos à taxa de inflação nos anos de 2007 e 2008 se manteve dentro do intervalo de tolerância aceito para as metas inflacionárias. Em 2009, observa-se a retomada da trajetória relativamente descendente dessa taxa, destacando-se também o ano de 2011, onde a inflação atingiu o limite superior do centro da meta preestabelecida.

3. Estratégia Empírica

3.1. Procedimentos econométricos

De acordo com Greene (2003), quando se emprega um modelo de regressão que envolve o uso de séries temporais, pode-se observar uma mudança estrutural na relação entre o regressando e os regressores. Por mudança estrutural se entende que os valores dos parâmetros do modelo não se mantêm iguais durante todo o período considerado. As possíveis diferenças, isto é, as prováveis mudanças estruturais, podem ocorrer por meio de diferenças no intercepto ou no coeficiente angular, ou em ambos.

Para verificar a presença de mudança estrutural, utilizamos os testes de Bai e Perron (2003), onde a data da quebra estrutural é suposta desconhecida.

3.1.1. O Modelo de Múltiplas Quebras Estruturais

Para verificar possíveis alterações nos valores dos parâmetros de um modelo, pode-se utilizar o teste de quebra estrutural proposto por Bai e Perron (2003) que propõem uma formulação para a obtenção endógena de múltiplas mudanças estruturais, considerando em princípio a seguinte regressão múltipla linear com m mudanças estruturais:

$$y_t = x_t\beta + z_t\delta_j + u_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (11)$$

para $j=1, \dots, m+1$.

em que: y_t é observada como a variável dependente do tempo t ; x_t e z_t são vetores de variáveis independentes de ordem $(p \times 1)$ e $(q \times 1)$, respectivamente; β e δ_j são os vetores dos coeficientes que correspondem a x_t e z_t e u_t é o termo de erro. Os índices $(T_1, \dots, T_m)$ correspondem aos pontos de quebra e dados como desconhecidos, ao se fazer uso da convenção em que $(T_0 = 0)$ e

$$T_{m+1} = T).$$

A especificação (11) pode ser representada em forma de uma matriz:

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (12)$$

em que :

$Y = (y_1, \dots, y_T)$, $X = (x_1, \dots, x_T)$, $U = (u_1, \dots, u_T)$, $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_{m+1})$ e $\bar{Z}$ é a matriz de partições diagonais de Z em $(T_1, \dots, T_m)$, ou seja, $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$ com $Z_i = (Z_{T_{i-1}+1}, \dots, Z_{T_i})$.

Dado que a estimação considerada é baseada no princípio do MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) o método de estimação proposto baseia-se em três passos fundamentais:

Para cada m-participação $(T_1, \dots, T_m)$, as estimativas por MQO β e δ_j dos vetores são alcançadas através da minimização da soma dos quadrados dos resíduos:

$$(Y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \quad (13)$$

Sendo $\hat{\beta}(\{T_j\})$ e $\hat{\delta}(\{T_j\})$ as estimativas fundamentadas sob uma dada m-participação $(T_1, \dots, T_m)$ denominada por $\{T_j\}$. Ao se substituir na função objetivo (13) e designando a soma dos quadrados dos resíduos resultante como $S_T(T_1, \dots, T_m)$ os pontos de quebra $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ são representados pela seguinte especificação:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{\{T_j\}} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (14)$$

em que a minimização é adotada em todas as participações $(T_1, \dots, T_m)$, tais que $T_i - T_{i-1} \geq q$.

Neste sentido, as estimações dos pontos de quebra implicam em mínimos globais da função objetivo.

Finalmente, como último passo tem-se que a estimação dos parâmetros da regressão são estimativas unificadas com a participação m $\{T_j\}$ sendo produzidas por $\hat{\beta}(\{T_j\})$ e $\hat{\delta}(\{T_j\})$.

3.1.2. Metodologia para o cálculo de mínimos globais

Objetivando obter as estimativas dos pontos de quebra, Bai e Perron (2003) ponderaram um algoritmo fundamentado no princípio da programação

dinâmica que torna possível estimar pontos como minimizadores globais da soma dos quadrados dos resíduos. Vale salientar que este algoritmo usa, no máximo, operações de MQO de ordem $O(T^2)$ seja qual for o número de mudanças estruturais.

3.1.3. Modelo de mudança estrutural puro

Na presente proposta será considerado um modelo de mudança estrutural puro, que é dado por:

$$Y = \tilde{Z}\hat{\delta} + U \quad (15)$$

Neste caso, o cálculo das estimativas $\hat{\delta}$, $\hat{u}_t$ e $S_t(T_1, \dots, T_m)$ pode ser realizado aplicando-se MQO para cada sub-amostra relevante. Para cada segmento relevante, o cálculo da soma do quadrado dos resíduos pode ser alcançado por meio do uso de fórmulas de atualização padrão para cálculo de resíduos recursivos.

Na realidade, pode-se calcular a partir de $T - hm + 1$ conjunto de resíduos, em que h corresponde a alguma distância mínima entre cada quebra, todas as informações pertinentes. Uma vez que $\nu(i, j)$ é o resíduo recursivo no instante j obtido através do uso de uma amostra que se inicia no dia i , e sendo $SSR(i, j)$ a soma do quadrado dos resíduos originados por meio da aplicação dos mínimos quadrados de um segmento que tem início na data i e termina na data j , desse modo, a seguinte relação recursiva é dada como $SSR(i, j) = SSR(i, j - 1) + \nu(i, j)^2$. Uma vez que o conjunto de todas as informações está contido nos valores de $SSR(i, j)$ para as combinações (i, j) . Portanto, é necessário um número de matriz inversa de ordem $O(T)$.

3.1.4. Algoritmo de programação dinâmica

Com o intuito de estimar de maneira mais eficiente o modelo de múltiplas quebras estruturais aqui sugerido, pretende-se utilizar o algoritmo da programação dinâmica proposto no trabalho de Bai e Perron (2003).

De acordo com o exame proposto por Bai-Perron (1998, 2003), as rupturas estruturais a serem identificadas são aquelas demarcadoras de períodos cujas somas dos quadrados dos resíduos (SSR) das regressões de MQO se constituam localmente mínimas, dado que se confronta às SSR de todos os demais períodos possíveis.

Levando em consideração que a soma dos quadrados dos resíduos de relevantes segmentos tenham sido calculados e guardados, o enfoque de programação dinâmica pode ser utilizado para estimar qual partição

alcança uma minimização global da soma dos quadrados dos resíduos. Esta metodologia parte, fundamentalmente, de um exame sequencial de partições ótima de uma quebra, ou dois segmentos. Neste sentido, sendo $SRR(\{T_{n,r}\})$ a soma dos quadrados residuais agregados à partição ótima contendo r rupturas usando as primeiras n observações. Assim, a partição ótima é capaz de resolver o seguinte problema recursivo:

$$SRR(\{T_{m,T}\}) = \min_{mh \leq j \leq T-h} [SRR(\{T_{m-1,j}\}) + SSR(j+1, T)] \quad (16)$$

3.2. O modelo empírico

O presente trabalho busca estimar uma função de reação do Banco Central do Brasil, tendo por base a estrutura proposta por Taylor (1993). Através da leitura das atas das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) foi possível identificar as variáveis que normalmente são utilizadas pelo BACEN na determinação de sua regra monetária. Dado que o ambiente de atuação operacional dos bancos centrais é de bastante incerteza, a autoridade monetária tende a suavizar sua política via variações progressivas em seu instrumento de política monetária, a taxa básica de juros. Posto isto, a especificação para a função de reação do BACEN que procuraremos estimar é dada por:

$$i_t = \beta_{0,j} + \beta_{1,j}Dj_t + \beta_{2,j}Gap_{t-2} + \beta_{3,j}\Delta e_{t-1} + \rho_{1,j}i_{t-1} + \rho_{2,j}i_{t-2} + \varepsilon_t \quad (17)$$

para $j=1,2$

em que i_t é a taxa Selic mensal (média do período) no período t , Dj_t é a média ponderada entre os desvios no ano corrente e no ano seguinte da expectativa da inflação em relação a sua meta de cada ano, Gap_{t-2} é a diferença do produto efetivo em relação ao seu potencial defasado em dois períodos, Δe_{t-1} é a variação da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) no período $t-1$ e ε_t é o termo de erro.

Desse modo, o comportamento da autoridade monetária quanto à definição da taxa básica de juros nominal de curto prazo leva em consideração a ponderação dos desvios das expectativas em relação às metas no ano corrente e no ano seguinte, a diferença percentual defasada em dois períodos do produto efetivo em relação ao produto potencial, a variação da taxa de câmbio nominal defasada em um período e as taxas de juros nominais defasadas em um e dois períodos. O efeito imediato das variáveis explicativas Dj_t , Gap_{t-2} e Δe_{t-1} sobre a taxa de juros de curto prazo é representado pelos coeficientes β_1 , β_2 e β_3 , enquanto que ρ_1 e ρ_2 medem a sensibilidade da taxa Selic em resposta as variações nos componentes inerciais i_{t-1} e i_{t-2} , respectivamente.

Entretanto, ao determinar ou reajustar a taxa básica de juros da economia

para o curto prazo a autoridade monetária leva em consideração os efeitos que essas medidas podem causar sobre a taxa de juros futura. Dito de outra forma, o Banco Central do Brasil considera os efeitos secundários causados pelas variáveis explicativas na taxa Selic. Isso pode ser observado através do componente inercial i_{t-1} e i_{t-2} que compõem a regra monetária de curto prazo, isto é, a regra no período t irá influenciar as decisões do BACEN quanto à determinação da taxa básica de juros nos períodos $t+1$ e $t+2$. Assim, podemos medir esses efeitos secundários através da expressão da regra de política monetária de longo prazo, dada por:

$$i = \gamma_0 + \gamma_1 Dj_t + \gamma_2 Gap_{t-2} + \gamma_3 \Delta e_{t-2} + \varepsilon_t \quad (18)$$

onde $\gamma_i = \frac{\beta_i}{1 - \rho_1 - \rho_2}$, para $i=0,1,2,3$, representam a resposta de longo prazo da taxa Selic as variáveis explicativas Dj_t , Gap_{t-2} e Δe_{t-1} .

4. Descrição dos dados e testes de raiz unitária

Foram utilizados dados com periodicidade mensal que compreenderam o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2011, coletados dos sites de pesquisa do Instituto de Economia Aplicada (IPEA) e do Banco Central do Brasil (BACEN).

A taxa de juros (i_t) utilizada será a taxa Selic acumulada no mês e anualizada. Para medir a sensibilidade da taxa de juros em relação à diferença entre a inflação e sua meta, utilizaremos a variável Dj , proposta em Minella et al. (2003). Essa variável é estabelecida a partir das metas de inflação decididas em reunião prévia do Copom para os anos T e $T+1$ e da pesquisa diária que o Banco Central realiza entre as instituições financeiras e as firmas de consultoria, onde são coletados os valores que esses agentes econômicos esperam para a inflação no período T ($E_j \pi_T$) e $T+1$ ($E_j \pi_{T+1}$). Assim sendo, a variável Dj assume a seguinte especificação:

$$Dj_t = \frac{(12 - j)}{12} (E_j \pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*) \quad (19)$$

O hiato do produto é medido pela diferença percentual entre o índice de produção industrial dessazonalizado (y_t) e o produto potencial (yp_t), e é dado por:

$$gap = 100 \frac{(y_t - yp_t)}{yp_t} \quad (20)$$

Também utilizamos como *proxy* para o produto potencial o produto estimada

pelo filtro Hodrick-Prescott (HP)¹.

Por fim, para variável taxa de câmbio (e_t) empregamos a média da taxa de câmbio comercial para venda (R\$/US\$) com periodicidade mensal.

A primeira etapa a ser tomada quando se trabalha com uma série temporal é verificar se esta é produzida por um processo estocástico estacionário, ou seja, se as suas média e variância se apresentam constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância entre os dois períodos. A importância desta análise relaciona-se ao fato de que, em modelos econométricos que incluem variáveis não-estacionárias, relações espúrias (ou ilegítimas) que podem aparecer na regressão obtida, fazendo com que os testes t e F usuais não sejam válidos se estas variáveis não apresentarem uma relação de co-integração.²

Com a finalidade de verificar se as variáveis utilizadas em nosso modelo seguem um processo estocástico estacionário, realizamos três testes, a saber: ADF (*Augmented Dickey-Fuller*); Phillips-Perron (PP); KPSS, proposto por Kwiatkowski et al. (1992).

Os testes de raiz unitária ADF e PP têm como hipótese nula que a série é não-estacionária (ou raiz unitária), ao passo que o teste KPSS testa a hipótese nula de que a série é estacionária. Com base no critério de informação de Akaike (AIC) foi selecionado um número ótimo de termos de diferença defasados a serem incluídos em cada regressão (k) levando em conta um número máximo de defasagens de $kmax = \text{int}(12(T/100)^{1/4}) = 13$. Ademais, introduziu-se como elementos determinísticos a constante (c) e uma tendência linear (t) no caso em que esses componentes se mostraram estatisticamente significativos. Neste sentido, os resultados dos testes apresentados na Tabela 2 apontam que as variáveis estimadas no modelo podem ser consideradas estacionárias.

TABELA 2. TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

VARIÁVEL	REGRESSORES EXÓGENOS	ADF	PP	KPSS
I_T	C,T	-4,231 [*] (1)	-2,620 ^{N.S}	0,136 ^{***}
DJ_T	C	-2,789 ^{***} (2)	-2,903 ^{**}	0,322 ^{N.S}
GAP_T	-	-3,975 [*] (1)	-3,699 [*]	0,030 ^{N.S}
ΔE_T	-	-7,752 [*] (0)	-7,754 [*]	0,141 ^{N.S}

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. n.s Não- significativo.

1 Para detalhes, ver Relatório de Inflação do Banco Central (set/99).

2 Para detalhes, ver Gujarati e Porter (2011).

5. Teste de quebras estruturais

Para identificar possíveis mudanças nos valores dos parâmetros na regra de política monetária do Banco Central do Brasil no período de 2000 a 2011, realizamos o teste de Bai e Perron (1998,2003) que permite observar a ocorrência de múltiplas quebras estruturais. O número máximo de quebras fixados nesse teste foi de dois com uma aparagem de 15% ($\varepsilon = 0.15$).

TABELA 3. TESTE DE BAI E PERRON PARA QUEBRA ESTRUTURAL

$SupF_T(1)$		$SupF_T(2)$		$SupF_T(2 / 1)$	
28,16		28,84		39,57	
VALORES CRÍTICOS					
10%	17,97	10%	16,02	10%	20,01
5%	20,08	5%	17,37	5%	22,11
1%	24,45	1%	20,06	1%	25,93

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 3 acima mostra os resultados do teste de quebra estrutural. Para testar a hipótese nula de ausência de quebra ($m=0$) contra a hipótese alternativa ($m=1$) e ($m=2$) quebras são utilizadas as estatísticas $SupF_T(1)$ e $SupF_T(2)$, respectivamente. Nos dois casos, a hipótese de constância nos parâmetros da função de reação estimada é rejeitada a um nível de significância de 10%. A hipótese nula de que há uma quebra versus a alternativa de duas quebras estruturais para o teste $SupF_T(2/1)$ também é rejeitada ao nível de 10%.

5.1 Estimação da função de reação para o BACEN (2000-2011)

Dado que o teste de quebra estrutural de Bai e Perron (1998,2003) indica uma mudança comportamental nas decisões de política monetária por parte da autoridade monetária brasileira desde a adoção do regime de metas para inflação. Para melhor visualização dessas mudanças, são estimadas função de reação para os períodos antes e depois das quebras estruturais. As datas de quebra estimadas pelo teste de quebra estrutural de Bai e Perron (2003) foram fevereiro de 2004 e outubro de 2007.

Podemos observar na Tabela 4 os resultados da estimação da regra monetária do BACEN. No entanto, vale destacar que para corrigir os problemas de autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos do modelo, as funções de reação foram estimadas com a matriz HAC (Newey-West).

TABELA 4. ESTIMAÇÕES DAS FUNÇÕES DE REAÇÃO PARA O BACEN: 2000:01 – 2011:12

PARÂMETROS	00:01/12:05	00:01/04:02	04:03/07:10	07:02/12:05
β_0	0.27* (0.053)	2.10* (0.003)	0.48* (0.004)	0.28* (0.074)
β_1	0.1300* (0.005)	0.3266* (0.000)	0.1733* (0.003)	0.0491* (0.080)
β_2	0.0269* (0.000)	-0.0026 ^{NS} (0.944)	-0.0039 ^{NS} (0.758)	0.0211* (0.016)
β_3	0.0039 ^{NS} (0.676)	0.0191 ^{NS} (0.312)	-0.0122 ^{NS} (0.113)	-0.0047 ^{NS} (0.455)
ρ_1	1.6482* (0.000)	1.4127* (0.000)	1.7483* (0.000)	1.6277* (0.000)
ρ_2	-0.6739* (0.000)	-0.5474* (0.000)	-0.7828* (0.000)	-0.6577* (0.000)
$R^2 - \text{ajustado}$	0.995	0.985	0.997	0.984

Nota: * Significativo a 1%. ** Significativo a 5%. *** Significativo a 10%. NS=Não-significativo. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão.

O valor do R^2 - ajustado = 0,995 indica um excelente grau de explicação das variáveis independentes para o modelo. Na análise da resposta da taxa Selic em relação aos coeficientes de curto prazo, com exceção do coeficiente da variação da taxa de câmbio para o período t-1 (β_3) que não foi significativo, todos os demais coeficientes apresentaram significância estatística de 1%. Os valores dos coeficientes da variável Dj , β_1 , indicam que a postura de política monetária adotada pelo BACEN para o período considerado foi relativamente forte no sentido de controle inflacionário. Os baixos valores dos coeficientes β_2 para o gap do produto mostram que essa variável possui um impacto relativamente baixo na determinação da taxa básica de juros no período analisado. Além disso, nos intervalos em que ocorreram as quebras esses parâmetros foram não significantes. Os coeficientes β_3 da variação da taxa de câmbio nominal não se mostraram significativos no período analisado.

Neste sentido, os valores apresentados por esses coeficientes indicam que a autoridade monetária reage positivamente aos desvios da expectativa de

inflação em relação a sua meta e ao *gap* do produto, sendo essa reação mais sensível aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação. Vale ressaltar que aumento mais que proporcional da taxa de juros em resposta a um desvio da inflação em relação à meta mostra que esta regra de política satisfaz o princípio de Taylor (1993). Assim, quando há um aumento sustentado da inflação, o Banco Central aumenta a taxa de juros nominal em um valor suficiente para que a taxa real de juros se eleve, o *gap* produto se reduza e a inflação volte à sua meta.

Considerações finais

Como destacado na introdução, o presente trabalho buscou testar a hipótese da ocorrência de possíveis pontos de mudanças estruturais, isto é, de alteração na dinâmica de definição da taxa Selic pelo Banco Central brasileiro no período de metas de inflação. Para tal, utilizamos a metodologia proposta por Bai e Perron (2003).

Os resultados obtidos nesse teste de mudanças estruturais indicaram que há evidências de duas quebras estruturais nos coeficientes da função de reação do Banco central do Brasil no período de metas para a inflação, as datas das mudanças estruturais obtidas foram 2004.2 e 2007.10.

Os resultados das estimações mostraram que a postura de política monetária adotada pelo BACEN para o período considerado foi relativamente forte no sentido de controlar a inflação. Também constatou-se que a autoridade monetária brasileira tem reagido positivamente aos desvios da expectativa de inflação em relação a sua meta e ao *gap* do produto, sendo mais sensível aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação.

Para trabalhos futuros, sugere-se que sejam realizados testes de quebras estruturais para especificações da função de reação que são não-lineares em decorrência de preferências assimétricas do Banco Central em relação a desvios positivos e negativos da inflação em relação a meta e/ou do produto em relação ao produto potencial (ver, por exemplo, Aragón e Portugal, 2010).

Referências

- ANDREWS, D. W. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 1383-1414, 07/1993.
- ANDREWS, D. W.; PLOBERGER, W. Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, v. 62, n. 6, p. 1383-1414/1994.
- ARAGÓN, E. K. da S. B.; PORTUGAL, M. S. Nonlinearities in Central Bank of Brazil's reaction function: the case of asymmetric preferences. *Estudos Econômicos*, v.40, n.2, 2010.

- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, v. 66, p. 47-78, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 18, p. 1-22, Jan./Feb. 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 09 de março de 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação*. Setembro de 1999. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 09 de março de 2012.
- _____. *Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária*. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 10 de março de 2012.
- BARBOSA, F. H; SOARES, J.J.S. *Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005*. In: ENCONTRO DA ANPEC, 2006.
- BARCELLOS NETO, P. C. F. de.; Portugal, M. S. *Determinants of monetary policy committee decisions: Fraga vs. Meirelles*. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2007. (Texto para Discussão, 11).
- BARCELLOS NETO, P. C. F. de. *Estimando uma regra de Taylor para o sistema de metas de inflação brasileiro*. I Prêmio Banco Central de Monografias em Política Monetária, 2003. Disponível em: <<http://www.bacen.gov.br>>.
- CHOW, G. C. Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, v.28, p.591-605, 1960.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory, forthcoming. *Quarterly Journal of Economics*, 2000.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. *European Economic Review*, v. 42, p. 1033-1067, 1998.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 5.ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- HOLLAND, M. *Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting*. Berkeley: University of California, 2005.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 09 de março de 2012.
- JUDD, J.; RUDEBUSCH, G. *Taylor's rule and the FED: 1970-1997*. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review*, v. 3, p. 3-16, 1998.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, 1992.
- LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; MENDONÇA, M. *Monetary policy regimes in Brazil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, n. 1285a, jun. 2007. (Texto para Discussão). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.
- MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B. *Testando Assimetrias nas Preferências do Banco Central em uma Pequena Economia Aberta: Um Estudo para o Brasil*. In: XVI Encontro de Economia Regional. Anais. Fortaleza, 2011.

- MINELLA, A. et al. *Inflation targeting in Brazil: construction credibility under exchange rate volatility*. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).
- OLIVEIRA, N. S. M. N.; ARAGÓN, E. K. S. B. *Testando Quebra Estrutural na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico para o Brasil (2000-2009)*. In: V Encontro de Economia Catarinense. Anais. Florianópolis, 2011.
- POLICANO, R. M.; BUENO, R. D. L. S. *A sensibilidade da política monetária no Brasil: 1999-2005*. In: BRAZILIAN ANNUAL MEETING OF ECONOMY, 34., 2006. Salvador.
- SALGADO, M. J. S. et al. Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the central bank's reaction function. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, 2005.
- SURICO, P. The monetary policy of the European Central Bank. *Scand. Journal of Economics*, v. 109, n. 1, 2007.
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.

Recebido em: 05 de abril de 2013

Aceito em : 07 de janeiro de 2014

The Behavior of Brazilian Senators: Analyzing the Exchange of Votes inside the Fixed Committees during the 52nd Legislature*

Arnaldo Mauerberg Junior¹

Eduardo Strachman²

Daniela Reami³

Abstract: Using the method of Social Networks Analysis, we'll try to see if politicians swap votes between them seeking support for their projects, to this end, we'll first map the behavior, activities and contacts of the Senators of the Brazilian Federative Republic within all the fixed committees which had some vote during the 52nd Legislature, then we can see the most popular and central Senators to each committee. After this analysis we wish to answer the following question: did logrolling exist in the Brazilian Senate? Previously the empirical analysis and response to the problems posed, we'll present the necessary theoretical introduction understood by reviewing the literature on relevant subjects, whether they are purely theoretical with respect to the exchange of support, or analytical about the Brazilian political system.

Key-words: Logrolling; Legislative Activity; Brazilian Senate; Social Networks Analysis

JEL: H3, H7, H77, H83

* The authors thank the comments and suggestions of Professors Paulo Furquim de Azevedo and Cláudio César de Paiva.

¹ Pesquisador do Centro de Estudos em Política e Economia do Setor Público da Fundação Getúlio Vargas (CEPESP/FGV). Doutorando em Administração Pública e Governo pela FGV/EAESP com estágio doutoral no Massachusetts Institute of Technology (MIT) onde atua como Fellow Researcher no Departamento de Ciência Política. Também é Mestre em Economia pela UNESP/FCLAr. E-mail: amauer@mit.edu

² Professor Adjunto do Departamento de Economia da UNESP/FCLAr. Doutor em Economia IE/UNICAMP. E-mail: edstrach@fclar.unesp.br

³ Graduada em Ciências Econômicas pela UNESP/FCLAr. E-mail: daniela_reami@hotmail.com

O Comportamento dos Senadores Brasileiros: Analisando a Troca de Votos nas Comissões Fixas durante a 52^a Legislatura

Resumo: *Utilizando a metodologia de Análise de Redes Sociais, intentamos analisar se os políticos brasileiros trocam votos na aprovação de projetos de lei em busca de apoio futuro. Para tanto, buscamos primeiramente mapear o comportamento, a atuação e os contatos dos Senadores da República Federativa do Brasil dentro das comissões fixas que tiveram qualquer movimentação durante a 52^a Legislatura, poderemos então ver quais são os Senadores mais atuantes e centrais em cada comissão. Após este mapeamento procuramos criar meios de análise para responder a questão teórica da existência ou não do logrolling no Senado Brasileiro. Anteriormente a análise empírica e resposta aos problemas propostos, apresentaremos a devida introdução teórica compreendida por uma revisão de literatura sobre os temas pertinentes, sejam eles puramente teóricos a respeito da troca de apoio, sejam eles analíticos a respeito do sistema político brasileiro.*

Palavras-chave: *Troca de Votos; Atividade Legislativa; Senado Brasileiro; Análise de Redes Sociais.*

JEL: H3, H7, H77, H83

1. Introduction

The question regarding government intervention or the maintenance of a totally free system has divided theorists long ago. According to Hardin (1997), there are three reasons for the state existence: the supply of public goods, the coordination between agents and the maintenance of a stable evolution. The first reason has in its defenders authors like Adam Smith and David Hume, while the second gets support in Thomas Hobbes and others. Mueller (1997) says that the rising of government occurs in a way to fall the transactions costs in a society with many agents. Ostrom and Walker (1997) show institutions that are between the full liberalism and the total state, which arise to solve problems of collective action.

As a famous economic example, Keynesian theory shows a model where the state is incorporated in a more explicit way to solve crisis and stabilize the economy, acting for this in a countercyclical way. So, the state would act in a similar way like the one proposed by Hardin (1997), Mueller (1997), Ostrom and Walker (1997), and others.

Thinking the agents inside the government as the agents in the conventional

economic theory, this work seeks to analyze the logrolling. We will seek to provide the means to prove whether or not this practice can be seen among Brazilian Senators in the period of the 52nd Legislature. For this we will map parliamentary activity within the fixed committees of the Senate regarding the issuance of opinions and judgment of bills.

Besides this introduction, the article has more two sections and a conclusion. In the first section, we will carry out the theoretical approach for the topic, presenting the reader with the concept of exchanging votes, how it can be done, some characteristics that make it easily practiced and a brief discussion of the Brazilian political game. The second section presents the empirical tests in an attempt to note down or not, the presence of exchanging votes within the fixed commissions of the Brazilian Senate. Our hypothesis is that we can observe exchanges between Senators.

1. Theoretical Approach

Apparently, the exchange of votes can be sentenced by most people, but there are cases where it appears as beneficial, although there are others in which it shows itself deleterious to society as a whole. Consider the following example:

TABLE 1. BASIC LOGROLLING EXAMPLE

Voters	Project X	Project Y
A	7	-3
B	-3	-3
C	-3	7

Prepared by the authors

From table 1 we can see three voters (A, B and C) and two projects (X and Y). The numbers 7 and -3 represent the generated utility on people if the project is approved, or, it's the benefit created to the voter when some project wins. In a simple majority rule, none project is accepted, because, if we look to the project X, B and C will vote against and, looking to project Y, A and B will have that behavior, in both cases we'll have two votes against and one for, so, the total utility for this society with three persons will be zero. But if A and C agreed to exchange their votes, C voting for the X bill since A vote for the Y bill, both projects will be accepted and the total utility will be equal 2. In this case, logrolling can create a benefit to the society. But, if instead of using -3 in the example, we use -4, to all negative numbers, logrolling would create an aggregate utility of -2, being a bad deal in an aggregated way.

So, we can conclude that logrolling introduces a new feature to the voting process: while majority rule considers the preferences in an ordinal way,

logrolling allows us to see the preferences and their intensity cardinally. According to Mueller (2009), the support exchange on projects exists because the preferences are not equal between the agents. Thus, the exchange prevents a minority very desirous of a given project to be bullied by a majority apparently indifferent to the same project. From the foregoing, we conclude that, to the exchange be beneficial, the rise in utility of the minority must be greater than the utility loss suffered by others involved in the transaction. In the previous example, the gain of the minority was 7, while the loss of the majority was equal to 6, thus generating an exchange beneficial, with final result of +1.

Carruba and Volden (2000) say that logrolling is easier when: there are few politicians, projects bring more benefits than costs, future has a big value, the reelection chance is very high, the coalitions are easy to be created and the voting rules are less inclusive. To Buchanan and Tullock (1990 [1962]), logrolling is difficult only in some situations, like referendums, because nobody knows when it will be the next event where the exchange can be concluded. Another source of problems to referendums is about the size of the population, in this scenario, each person is a very little part of the voters' universe.

Let's now consider the question of intransitivity in the polls, assuming that there are three alternatives, A, B and C, and three agents, Charles, John and Mary:

TABLE 2. INDIVIDUAL TRANSITIVITY AND COLLECTIVE INTRANSITIVITY

A e B	B e C	A e C
A – 2 votes (Charles e John)	B – 2 votes (Charles e Mary)	C – 2 votes (John e Mary)
B – 1 vote (Mary)	C – 1 vote (John)	A – 1 vote (Charles)

Fonte: Wieting Jr. (1966)

Analyzing agents' individual transitivity:

Charles	John	Mary
A is preferably than B	C is preferably than A	B is preferably than C
B is preferably than C	A is preferably than B	C is preferably than A
A is preferably than C	C is preferably than B	B is preferably than A

So, to all agents individually, transitivity is ok. But, from table 2 we can see that in an aggregate way, or, to all agents together transitivity does not exist. From the outcome vote board we have:

- A is preferably than B
- B is preferably than C
- C is preferably than A

This clearly shows intransitivity, or cyclical behavior. So, individual transitivity doesn't guarantee aggregate transitivity. According to Bernholz (1973), logrolling is possible only when social preferences are transitive, and at the same time, intransitive social preferences make logrolling impossible. Stratman (1997) says that the costs of an approved project should be paid by everyone, not only by the beneficiaries of it, creating in the latest the feeling that the project is cheaper than it really is. This creates an increase in the supply of these projects, generating a transfer of resources from the loser minority to the winner majority (coalition).

Let's see another approach to show the benefits and harms of logrolling regarding the stability and instability of coalitions. Since the previous example is a little confuse, because we never can get the social preference, and even if we could, we never know if the agents are telling the truth in a way to building a preference scale, according to Stratman (1997), if the coalitions are politically unstable the benefits of logrolling wouldn't appear.

This point starts another debate about exchanging votes: those who believe in instability pay attention to the dangers of logrolling, while proponents argue that the stability of logrolling generates benefits, in aggregate, because the agents are afraid to break a coalition, knowing that in the future they will be penalized if acting so treacherous.

Tullock (1981) shows a theoretical model using payoffs to say that people that are in same conditions don't have interest in seek advantages positions if they can be betrayed in the future. So, if a coalition is formed in which all the agents have the same payoff in the agreement, there'll be no reason for a treacherous behavior. Coleman (1967) like Tullock (1981) advocates stability based it in the agents' credibility. Koford (1982) also comes out in defense of stability, minimizing the complexity of the political system, supposing that exchanges are performed only between the party leaders, in this way, with a small number of interactions, control and prediction of the behavior of allies become easier.

Bernholz (1978) is another author who argues in favor of stability presenting a mathematical model to show that, within interest groups well-founded, with long existence, coalitions formed with the intention of practicing explicit logrolling are stable over time.

Contextualizing the issue in Brazilian terms, there are works on logrolling in Brazil, such as Pereira and Mueller (2002), which state that the executive reward with projects individual legislators who vote in favor of the budget it proposed while Congressmen make use of this money for individual projects to be re-elected at all costs. However, Figueiredo and Limongi (2002) disagree with this assertion and say that in Brazil, the preferences of politicians are not homogeneous in the quest for reelection, as it is in the U.S., where politicians seek close ties with their constituencies, to ensure a new mandate.

Pereira and Mueller (2003) countered by saying that, in Brazil, there is, on the one hand, a weak link party, in the electoral arena, in which candidates seek his constituency alone and not rely heavily on the party, while on the other hand, in the legislative arena, the dependence to the political party is very strong, for he needs the help of the latter to obtain funds with the Executive in order to achieve their individual projects. From this fact, and contrary to what was proposed by Figueiredo and Limongi (2002), Pereira and Mueller (2003) state, based on empirical tests, that the greater the number of individual amendments executed, the greater the chance of re-election, concluding that parties in the electoral arena are weak, and strong in the legislative, thanks to logrolling between the executive and party leaders. About the stability of coalitions internally, Wolf (2008) shows that, in the Brazilian House of Representatives, during the 52nd Legislature (2003-2006), the alliance between politicians can be considered stable.

It is not our main objective, we will not make an extensive analysis about logrolling and its relation with majority rule problems, but if the reader want to learn more about the question you can find some good works on Buchanan and Tullock (1990 [1962]), Tideman (1997), Enelow (1997), Peyton Young (1997), Schofield (1997), Mueller (2009), Shepsle and Weingast (1981) and the theorems of May, Condorcet, Black and Plott.

2. Empirical Analysis¹

Reviewed the literature, we will make now the empirical analysis of the data, with the aim of mapping the network of contacts of Brazilian Senators in the 52nd Legislature, within the fixed commissions of the Senate. Our database consists of the opinions offered by the rapporteur to a given bill introduced by another Senator, in a permanent committee of the Senate. According to the Article 126 of the laws of the Senate: the appointment of a rapporteur, independent of matter and committee meeting will follow the party representations or proportion of the parliamentary groups in that area; will alternate between its members and far will be in two business days after the receipt of the project. The article 133 of the same book says that: every opinion shall be conclusive in its analysis (Brazil, 2007), then, based on this information, we know that the choice of a rapporteur follows the partisan criteria and if a vote is favorable or unfavorable.

The material of this paper is the opinion of bills, more precisely, the settlement of opinions given by one Senator to another in bills of the latter agent - the analysis of settlement opinions is used because we cannot consider a Senator who received 5 favorable opinions of a colleague, for example, successful in his projects, if he received 10 negative opinions of the same colleague in the same period. In this hypothetical example, the Senator concerned would have

¹ For more details about the research methodology, the reader may consult Batagelj, De Nooy and Mrvar (2009), Caladarelli (2007) and Scott (2009).

a settlement of -5, i.e., computing his successes and failures, the agent had a bad result, on average, being this relationship described as dotted lines on the graph with value -5. So, in the Social Network Analysis² and based on visual observations obtained from the graphs generated, a favorable settlement of Senator A to bills introduced by Senator B is represented by an arrow filled, with its origin in A and target in B. If the settlement is negative (more negative opinions received than that positive ones) the relationship is represented, as already said, by a dotted arrow with origin in A and destination in B. That is, the lines in question could become thicker according to the value of the settlement: they will be darker and thicker in direct relation to the size of the settlement. Another concept is the settlement of some Senator connections with all his colleagues: if an agent receives positive settlement of 4 colleagues and negatives of 3, he has a positive settlement of links equal to 1, and we use this concept to measure his popularity in committee - called indegree.

Besides the interaction graphs, the methodology employed subsidized us with several indexes that will be analyzed whenever deemed necessary. It must be said that only the permanent committees of the Senate will be analyzed, because the mixed ones (Senate and House of Representatives) and the temporaries are not used to propose bills and the committees of inquiry also don't have the characteristics of the study, primarily serving as legislative investigation. The commissions analyzed will be: Economic Affairs Committee (CAE)³, Social Affairs Committee (CAS), Committee of Constitution, Justice and Citizenship (CCJ), Committee of Education, Culture and Sport (CE), Committee on Environment, Consumer Protection and Surveillance and Control (CMA), Commission on Human Rights and Legislation (CDH); Committee on Foreign Relations and National Defense (CRE), Committee of Services on Infrastructure (CI), Regional Development and Tourism Commission (CDR)⁴. The period of analysis is, once again, the 52nd Legislature, which starts in 2003 January the 1st, and ends in 2006 December the 31st. Finally, we will conduct an intercommittee analysis, in order to observe if exist a more complex support characterized as follows: The agent A provides support to the agent B in commission X, since the agent B offers its support to agent A in the commission Y.

There's also a comment about the period of office of a Senator be eight years and the period of analysis be only four: this is because the election for the office is done to interleave the candidates with the three state representatives not being chosen only at the same time, so if we use a period of analysis of eight years, we assume the risk of look at a Senator for eight years and four Senators for four years each.

3 All the acronyms are regarding the names of the committees in Portuguese.

4 The Commission of Agriculture and Agrarian Reform and the Committee on Science, Technology, Innovation, Communication and Computing will not be analyzed because, during the four years, none opinion was issued on those centers of parliamentary discussion.

We intend to analyze the performance of the Senators within each permanent commission, and also, in an intercommittee view, identifying its performance and interaction with parliamentary colleagues, we'll also try to identify the most active Senators and the characteristics of the connections between these agents (general purpose). We further aim to determine whether the proposition of the existence of logrolling is valid for the selected data (specific objective). At the end, we intend to answer the following question: did logrolling exist inside fixed commissions of the Brazilian Senate, during the period of the 52nd Legislature?

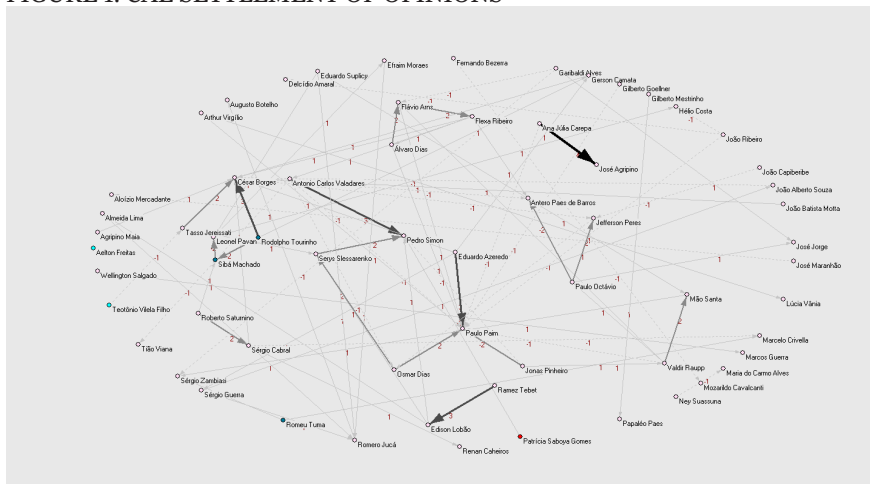
Like every model, ours also has its limitations. We know that the political process is extremely complex, with links between different types of agents belonging to the three spheres of power, and such links do not always focus on politics. In addition, a support offered in this term should not necessarily be reciprocated in the same period temporally but it could in future legislatures. However, the large number of ramifications presented by the Brazilian political process, lead us to draw a sharp boundary to our analysis, we observed the behavior of Senators only within fixed commissions of the Brazilian Senate for the period indicated. We believe that the methodology of social network analysis is best suited for the study of the recent past, because we assume that inferences about the future behavior of the agents are difficult to conclusion, after all we handle data with high volatility, which vary according to the political atmosphere of the country.

2.1. Economic Affairs Committee (CAE)

The first committee to be analyzed is the Economic Affairs Committee. The figure below shows the settlement of opinion in the Commission.

The density of the committee as a whole is equal to 0.0212⁵, this is, agents do not interact strongly with each other because of 100 possible connections only 2.12 in fact exist. Note that a network of maximum density in a high-traffic commission is absolutely unlikely, because of the large number of projects that are presented. It would be unlikely that all Senators interact with each other.

FIGURE 1. CAE SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

We find in the network 83 connections between 63 different Senators. Each Senator interacts on average with 2.63 other Senators, i.e., that network is not concentrated, which is evidenced by the low degree of centralization index (0.1393).

The main actors being transmitters or receivers of opinion are the Senators César Borges (PR-BA) and Paulo Paim (PT-RS), with eleven links in all. Considering agents as emitters of opinions, the outdegree, Valdir Raupp (PMDB-RO), Flexa Ribeiro (PSDB-PA), Antonio Carlos Valadares (PSB-UP) and Eduardo Azeredo (PSDB-MG) appear at the top of the list, each one of them giving opinions to four different colleagues.

Searching a measure of popularity (the number of colleagues who sent their opinions) through indegree, Paulo Paim and César Borges appear at the first and second on opinions received, eleven and nine colleagues respectively. However, the first has six negative connections (dashed arrows) and five positive (filled arrows), giving a settlement equal to -1, which can lead to some misunderstanding about his popularity in general.

About the centrality measure, individually we observe that the points with higher values are once again Paim and César Borges (PR-BA). The more intense relationship is between Ana Julia Carepa (PT-PA) and José Agripino Maia (DEM-RN), which shows that the Senator offered four positive opinions to the representative of Rio Grande do Norte. The fact that these Senators come from ideological party tendencies usually considered opposites leads us to consider this fact as evidence of a weak exchange of support between them⁶.

⁶ Of course, this and other similar relations can just be coincidence about the content of the bills and the preferences of the rapporteurs about the subjects.

Like one of the objectives of this study is to test the proposition of logrolling, we seek a measure that shows reciprocal trades sharply, or, exchanges actually performed. Assuming the example of the settlement from A to B is +5, we have to get the settlement from B to A, assuming B issued positive opinions for seven projects authored by A and three against, then we would have a positive settlement of +4. In this case, to compute the exchange of votes between agents A and B, and the settlement of $A \rightarrow B$ equal to +5 and the settlement $B \rightarrow A$ equals +4, we can then compute exchanging votes on bills to the pair in question the value +4. Thus, for obtaining the settlement of trade, we must consider the value that both relations have in common⁷. This is our parameter to identify strong evidence of trade between the Senators. However, other trends can be observed, which we classify as weak evidence of support or exchange, for example, the unilateral relationship already identified between Carepa and Agripino Maia, which leads us to believe that the strong support offered here could be reciprocated in another field or time. Using this method, we can conclude that in the Economic Affairs Committee there were no sharp exchanges between the parliamentary, but not forgetting the evidence found in the relations between Agripino Maia and Carepa.

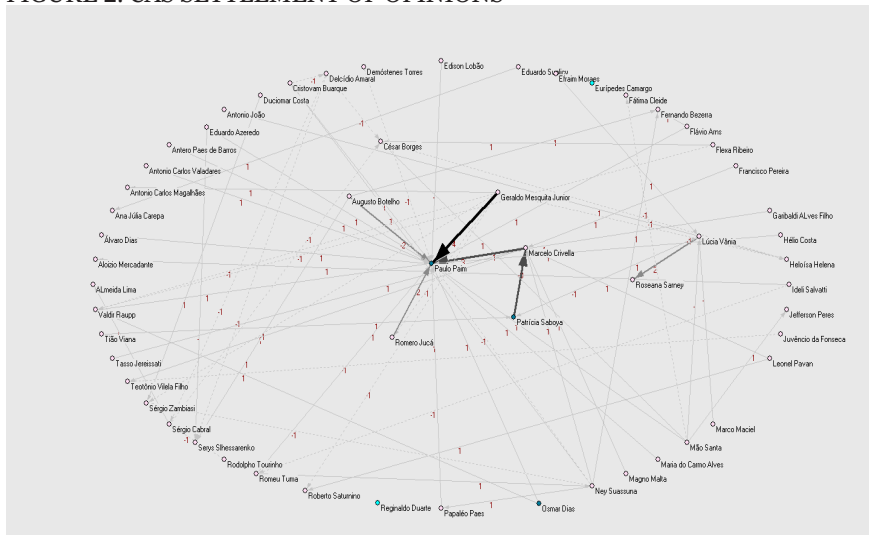
2.2. Social Affairs Committee (CAS)

For the Social Affairs Committee, applying the calculation to obtain the settlement of opinions, we arrive at figure 2. The average number of connections reaches 2.57 average links of each Senator to peers. Among the 56 senators present in the network, there are 72 connections. The most significant connection is between Geraldo Mesquita Junior (PMDB-AC) and Paulo Paim (PT-RS), with the first offering four positive opinions to the second. In fact, as the positive link between Ana Julia Carepa (PT-PA) and José Agripino Maia (DEM-RN) at CAE led us to the assumption of weak evidence in support of trade, this link between the Senators of Acre and Rio Grande do Sul also leads us to believe that there is a support that will be repaid in another political field or timeline.

At the Commission on Social Affairs, Paulo Paim has relationship (positive and negative) with 22 other colleagues, followed by Marcelo Crivella (PRB-RJ), who has a degree 9. As a consequence, the central point in the network is represented by this *gaúcho* PT Senator. The second and third places, in the aspect of centrality, are occupied by Mão Santa (PSC-PI) and Crivella, while Reginaldo Duarte (PSDB-CE) and Eurípides Camargo (PT-DF) have a measure of centrality of zero. Like an element acting as a “bridge” among his colleagues, appears once again Paulo Paim.

⁷ We don't consider the kind of projects carried out, just the number of them.

FIGURE 2. CAS SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

Testing the hypothesis of logrolling, we see two reciprocities in the network. The first is observed between Marcelo Crivella and Paulo Paim: the first issued a positive opinions settlement of three to the second⁸, receiving in return only one, i.e., the observed exchange between agents is equal to one. The second reciprocity occurs between Patricia Saboya (PDT-EC) and Lúcia Vânia (PSDB-GO): the first issued a positive settlement of magnitude 1 for the second, getting a settlement of this same magnitude but negative, which does not allow us to consider it like a logrolling relation. Finally the Senator most representative of this commission is, once again, Paim. As a conclusion of the test for the logrolling, we have no strong evidence that lead us to believe that this is done in this committee, since only a small exchange of intensity was observed, but not forgetting the evidence found in the relations between Mesquita Junior and Paulo Paim.

2.3. Committee of Constitution, Justice and Citizenship (CCJ)

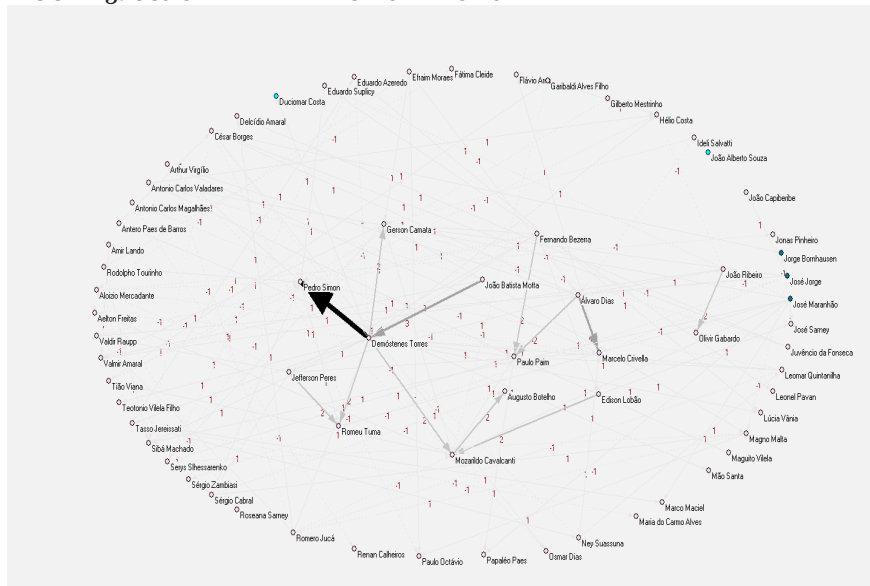
Regarding CCJ, we can see that this committee is the one which has the highest number of bills proposed and analyzed in the period.

Generally speaking the network above has low density, i.e., despite being the committee with the highest number of feedbacks or opinions sent, they are sent by a small group of Senators inside the committee. Each agent is connected on average to 1.91 colleagues. The relationship more intense is up to

8 A strong link.

Demóstenes Torres (DEM-GO) and Pedro Simon (PMDB-RS), parliamentary with distinct regions and ideology, which leads us to assert that this is a weak evidence of some kind of parliamentary support.

FIGURE 3. CCJ SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

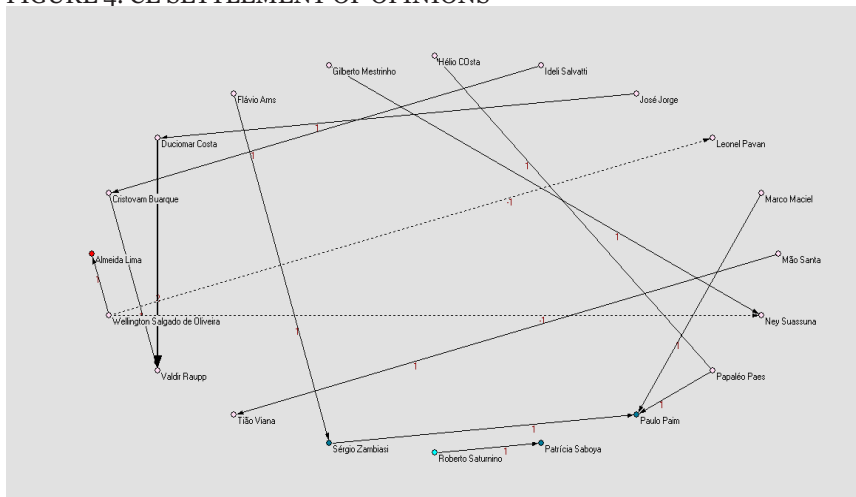
The analyses shows that Paulo Paim (PT-RS) received favorable opinions from nine peers and only three colleagues offered him just contrary opinions. So, his settlement of links is equal to six. Pedro Simon received favorable opinions from six Senators, and negative feedbacks to his bills from seven agents, having a settlement of links equal to -1. Demóstenes Torres, has an indegree of 3. The most popular Senator inside the committee is, again, Paulo Paim. But now, he doesn't have centrality and betweenness characteristics, these are characteristics of Simon and Torres respectively.

Testing the logrolling hypothesis, we find, like in CAS, only two reciprocity between the vertices. The first one belongs to Romeu Tuma (PTB-SP) and Pedro Simon. The former sent a settlement of +1 to the latter while Simon did the same. The second relation regards to Jefferson Peres (PDT-AM) and Marcelo Crivella (PRB-RJ): the first sent a settlement of +1 to the second receiving from him a settlement of -1. As a conclusion of the test of logrolling, we have no strong evidence that this is done in this committee, since only a small intensity exchange was observed. We also can see that the most representative Senators in this commission were Demóstenes Torres, Pedro Simon and Paulo Paim.

2.4. Committee of Education, Culture and Sport (CE)

The Committee of Education, Culture and Sport has a small number of bills analyzed in the period, the net regarding the settlement of opinions gave by the rapporteurs follows:

FIGURE 4. CE SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

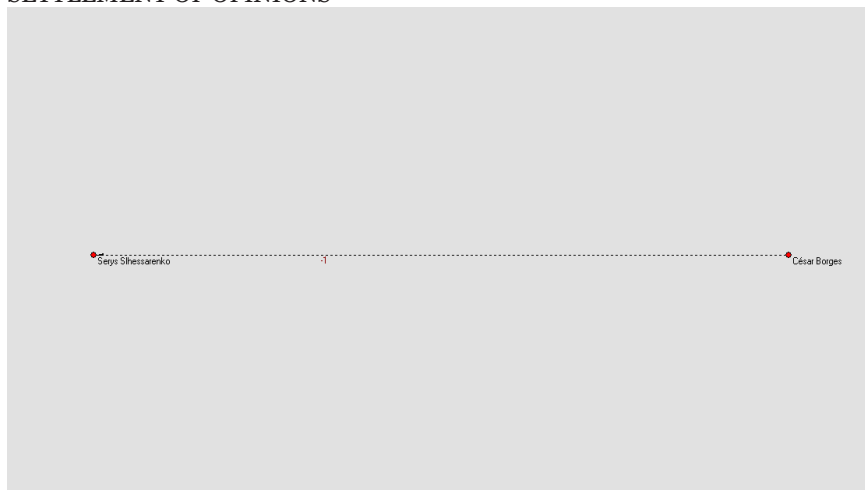
Observing figure 4, we can infer that agents with greater settlement of connections, sending or receiving opinions are senators Paulo Paim (PT-RS) and Wellington Salgado (PMDB-MG), with a degree equal to three. This commission also found no evidence of logrolling.

2.5. Minor Movement Committees

Here we'll show the settlement of opinions in the committees with a small number of bills judged in the period. Unfortunately, because this small number, Social Network Analysis measures cannot be computed, and we'll concentrate only in the visual observation of the nets.

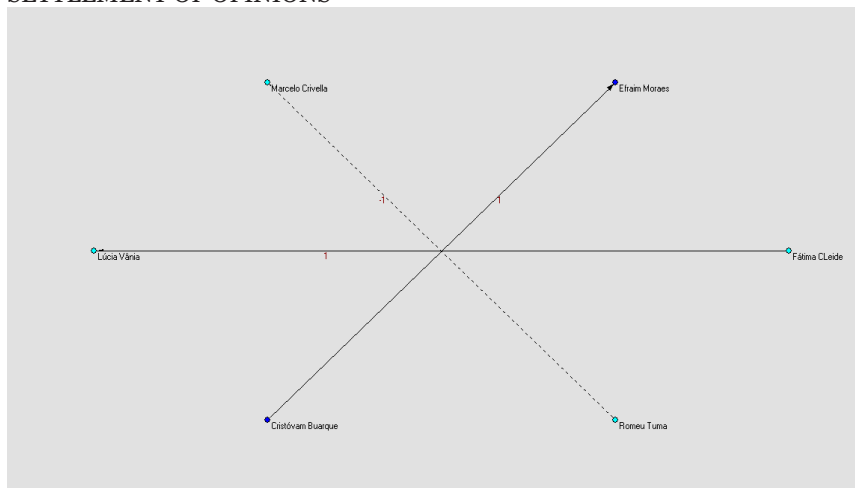
During the four years of the 52nd Legislature only one bill was analyzed in this committee, with a negative opinion gave to Serys Shlessarenko from César Borges.

FIGURE 5. REGIONAL DEVELOPMENT AND TOURISM COMMISSION (CDR)
SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

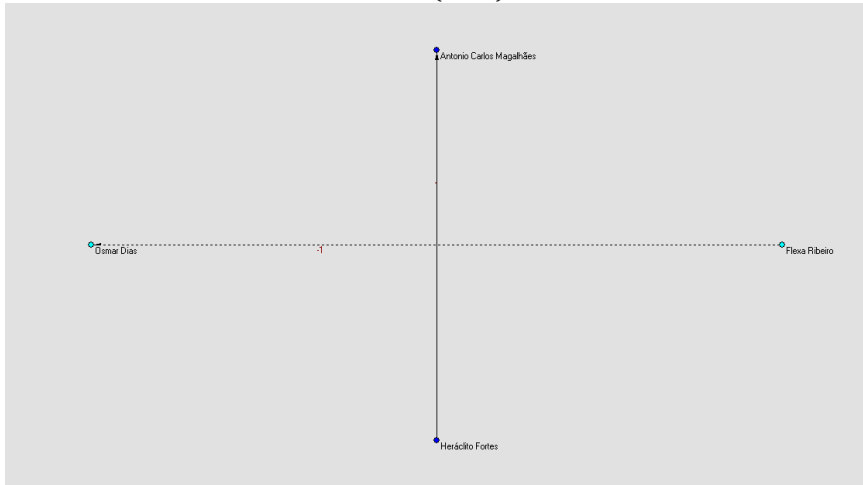
FIGURE 6. COMMISSION ON HUMAN RIGHTS AND LEGISLATION (CDH)
SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

An analysis of this net shows that only three opinions were given in the period of analysis.

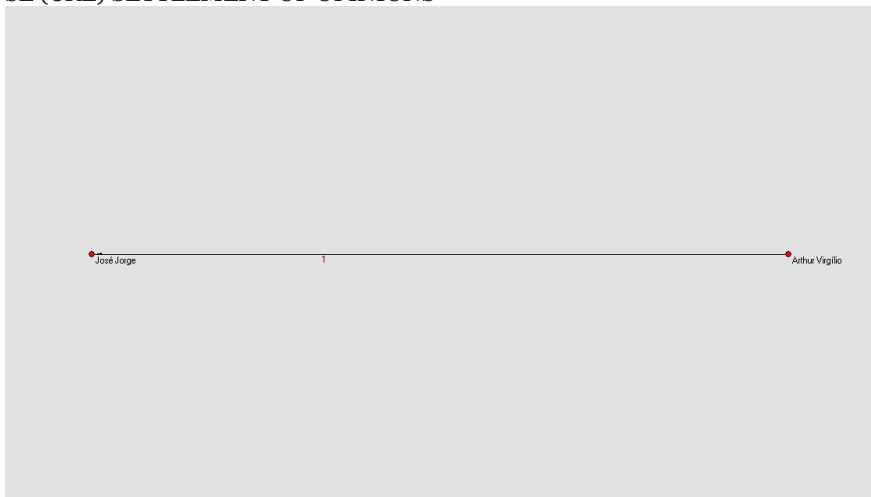
FIGURE 7. COMMITTEE ON ENVIRONMENT, CONSUMER PROTECTION AND SURVEILLANCE AND CONTROL (CMA) SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

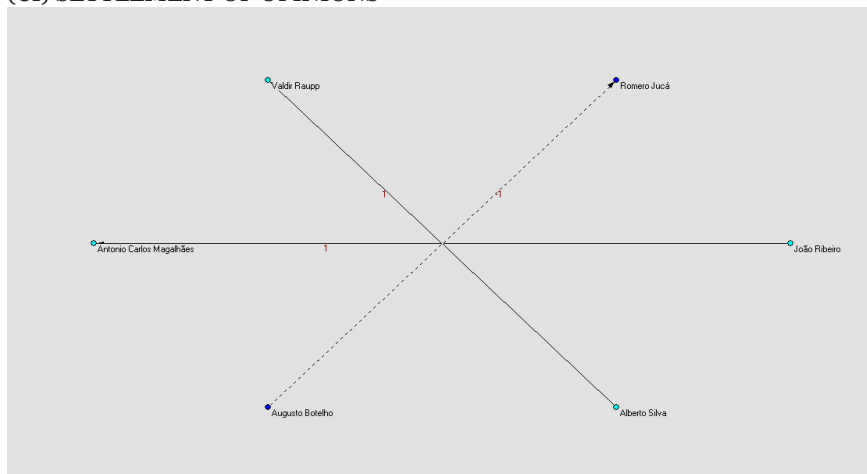
Just four Senators acted as author or rapporteurs in this committee. A very low movement committee.

FIGURE 8. COMMITTEE ON FOREIGN RELATIONS AND NATIONAL DEFENSE (CRE) SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

FIGURE 9. COMMITTEE OF SERVICES ON INFRASTRUCTURE
(CI) SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

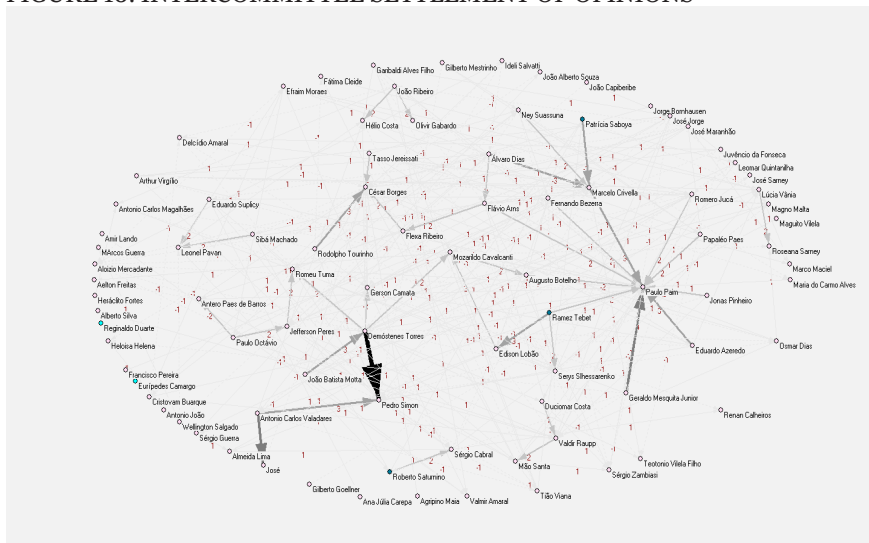
Like the others minor movement committees, these last two showed in sum a small index of parliamentary activity.

We still can see that the Commission of Agriculture and Agrarian Reform (CRA), and the Committee on Science, Technology, Innovation, Communication and Computing (CCT) had no bills analyzed in the period, which shows a very less intense parliamentary activity in those fields of interests.

2.6. Intercommitte analysis

As in the analysis of separate committees we couldn't find strong evidence that the logrolling was practiced in the Brazilian Senate, before we reject our hypothesis (that the logrolling exists within the proposed limits) we will hold a final test to see if the Senators interact between commissions, practicing a kind of support less visible characterized by the following conduct: a Senator offers support to a colleague in a given committee, since this fellow return the vote in another committee. To this we add the settlement of opinions on all committees already analyzed.

FIGURE 10. INTERCOMMITTEE SETTLEMENT OF OPINIONS



Developed by the authors, from Senate data.

The figure above represents the settlement of opinions, summed on all committees that had movement in the period analyzed. In a pooled analysis, only 3.9% of the possible relations are actually executed: each Senator has on average 6.86 connections (positive or negative) with other colleagues. Senators with more connections are Paulo Paim (PT-RS), César Borges (PR-BA) and Demóstenes Torres (DEM-GO) with 32, 22 and 21 links, overall, respectively, disregarding their direction, intensity and support position. From the graph we also extract the full support exchange between agents, using the same methodology employed in the analysis of separate committees, the interaction in both senses of the total network is given by the following table:

From Table 3 we observe that only the relations made by the letters C, D and E may be considered exchanging votes among parliamentarians. Note that the few exchanges observed previously in some two committees do not necessarily remain, imagine that in a given commission an agent offered a settlement of +3 to a colleague, getting back a settlement of +2, bringing the trade settlement equal to +2 in the committee, while in another committee the values of the settlement between the agents are identical, but with signs reversed, i.e., -3, -2 and -2: the commissions aggregating settlement of trade between these agents, in an intercommittee analysis, would become zero.

TABLE 3. BIDIRECTIONAL INTERCOMMITTEE RELATIONS

Relation	Rapporteur	Author	Settlement of reports sent favorable (+) or against (-)	Exchange settlement
A	Jefferson Peres	Marcelo Crivella	+1	0
	Marcelo Crivella	Jefferson Peres	-1	
B	Lúcia Vânia	Patricia Saboya	-1	0
	Patricia Saboya	Lúcia Vânia	+1	
C	Marcelo Crivella	Paulo Paim	+3	+1
	Paulo Paim	Marcelo Crivella	+1	
D	Pedro Simon	Romeu Tuma	+1	+1
	Romeu Tuma	Pedro Simon	+1	
E	Paulo Paim	Papaléo Paes	+1	+1
	Papaléo Paes	Paulo Paim	+2	
F	Paulo Paim	Valdir Raupp	+1	0
	Valdir Raupp	Paulo Paim	-1	
G	Paulo Paim	Ant. Valadares	+1	0
	Ant. Valadares	Paulo Paim	-1	
H	Romero Jucá	Augusto Botelho	+1	0
	Augusto Botelho	Romero Jucá	-1	

Developed by the authors, from Senate data.

We also note that the interaction between the Senators in exchange for support intercommittee is poor, with very few clearest exchanges within a large universe of data, refuting the existence of logrolling in fixed commissions of the Senate, whether analyzed independently or jointly.

Conclusions

In this article we wanted to study the exchange of votes between politicians. Making use of the social network analysis, we observed that in the Economic Affairs Committee, the agents did not interact strongly with each other, with only 2.12% of all possible connections done. We also note that the Senator most popular - who received a positive settlement of opinions, from a largest number of colleagues - was César Borges (PR-BA).

In the Social Affairs Committee, Paulo Paim (PT-RS) figured as the agent who had connections with the largest number of colleagues (22 in all). In this committee, we realized that the more “productive” agents were Paim and

Marcelo Crivella (PRB-RJ). There was also a reciprocity in the relationship between Patricia Saboya (PDT-EC) and Lúcia Vânia (PSDB-GO), although this reciprocity cannot be considered as evidence of logrolling because it occurred with low intensity.

The Committee of Constitution, Justice and Citizenship, the most crowded of the Senate, the most active Senator was Paulo Paim. The more intense relationship competed to Demóstenes Torres (DEM-GO) and Pedro Simon (PMDB-RS). As the Committee on Social Affairs, only one reciprocity was observed, between Romeu Tuma (PTB-SP) and Simon. However, this relation did not submit sufficient intensity that we might consider that the logrolling was or not practiced.

Intercommittee analysis showed us that we cannot affirm that the Senators practice exchange of votes between fixed commissions of the Senate. A fact noted was the low (or zero in some cases) movement in many committees of the Senate, preventing any analysis of trade support regarding these centers of parliamentary discussion.

We conclude that the logrolling was not observed within the limits imposed by our model for the Brazilian Federal Senate in the period on the 52nd Legislature (2003-2006). The Senators, in this strict sense, behave random in opinions, there was no clear collusion between agents observed in the same (or different) party base (ideology), or geographic region of the country. One last finding point was the low congressional activity in a big number of Senate committees.

Bibliography References

- BATAGELJ, V; DE NOOY, W; MRVAR, A. *Explanatory social network analysis with Pajek*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, 2009. 334 p.
- BERNHOLZ, P. (1973) "Logrolling, Arrow paradox and cyclical majorities." *Public Choice*, v.15, p. 87-95.
- _____. (1978). On the stability of logrolling outcomes in stochastic games. *Public Choice*, v.33, n. 3, p. 65-82.
- BLACK, D. The theory of committees and elections. 2. ed. Norwell: *Kluwer Academic Publishing*, 1998 [1958]. 512 p.
- BRASIL. Congresso. Senado. Resolução nº 93 de 1970. (2007). Dispões sobre o regimento interno do Senado Federal. Brasília, v. 1, p. 1-313.
- BUCHANAN, J. M.; TULLOCK, G. (1990) *The calculus of consent: logical foundations of constitutional democracy*. 1.ed. Indianapolis: *Liberty Fund*., [1962]. 337 p. (The selected works of Gordon Tullock v. 2).
- CALDARELLI, G. (2007). *Scale-free networks: complex webs in nature and technology*. 1. ed. New York: Oxford University Press. 309 p.

- CARRUBBA, C. J.; VOLDEN, C. (2000). "Coalitional politics and logrolling in legislative institutions." *American Journal of Political Science*, Bloomington, v. 44, n. 2, p. 261-277.
- COLEMAN, J. S. (1967). "The possibility of a social welfare function: reply." *The American Economic Review*, v. 57, n.5 p. 1311 - 1317.
- CONDORCET, N. C. *Essai sur l'application de l'analyse a la probabillite des decisions rendues a la pluralite des voix*, 1. ed. Paris, 1785. 195 p.
- ENELOW, J. M. (1997). *Cycling and majority rule*. In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 7, p. 149-162.
- FIGUEIREDO, A. C.; LIMONGI, F. (1999). *Executivo e legislativo na nova ordem constitucional*. 1 ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 232 p.
- _____. (2002). "Incentivos eleitorais, partidos e política orçamentária." *Dados*, Rio de Janeiro, v.45, n.2, p. 303-344.
- HARDIN, R. (1997). *Economic theories of the state*. In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 2, p. 21-35.
- KOFORD, K. J. G. (1982). "Centralized vote-trading." *Public Choice*, New York, v. 39, n.2 p. 245 - 268.
- MAY, K. O. A set of independent necessary and sufficient conditions for simple majority decisions. *Econometrica*, v. 20, n. 4, p. 680-684, 1952.
- _____. A note on the complete independence of the conditions for simple majority decision. *Econometrica*, v. 21, p. 172-173, 1953.
- MUELLER, D. C. (1997). "Constitutional public choice." In: MUELLER, Dennis C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 6, p. 124-146
- _____. (2009). *"Public choice III."* 9th ed. New York: Cambridge University Press, 768 p.
- OSTROM, E.; WALKER, J. (1997). "Neither markets nor states: linking transformation processes in collective action arenas." In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 1, p. 35-72.
- PEREIRA, C.; MUELLER, B. (2002). Comportamento estratégico em presidencialismo de coalizão: as relações entre executivo e legislativo na elaboração do orçamento brasileiro. *Dados*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 265-301.
- _____. (2003). "Partidos fracos na arena eleitoral e partidos fortes na arena legislativa: a conexão eleitoral no Brasil." *Dados*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 4, p. 735-771.
- PEYTON YOUNG, H. (1997) "Group choice and individual judgements." In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 9, p. 181-200
- PLOTT, C. R. A notion of equilibrium and its possibility under majority rule. *American Economic Review*, v. 57, p. 787-806, 1967.

- SCHOFIELD, N. (1997). "Multiparty electoral politics." In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, cap. 13, p. 271-295.
- SCOTT, J. *Social network analysis: a handbook*. 2.ed. London: Sage Publications, 2009.
- SHEPSLE, K. A.; WEINGAST, B. R. Structure-induced equilibrium and legislative choice. *Public Choice*, New York, v. 37, n.3 p. 503 - 519, 1981.
- STRATMANN, T. Logrolling. In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, 1997. cap. 15, p. 322-341.
- TIDEMAN, T. N. Voting and the revelation of preferences for public activities. In: MUELLER, D. C. (org.). *Perspectives on public choice: a handbook*. 1. ed. New York: Cambridge University Press, 1997. cap. 11, p. 226-244
- TULLOCK, G. (1981). "Why so much stability?" *Public Choice*, New York, v. 37, n.2 p. 189 - 204.
- WIETING JR., H. L. (1966). *Philosophical problems in majority rule and the logrolling solution*. *Ethics*, Chicago, v. 76, n. 2, p. 85-101.
- WOLF, F. (2008). "O comportamento dos deputados na Câmara Federal: uma abordagem de redes sociais." 123 f. Dissertação (Mestrado Acadêmico em Ciência Política) – Instituto de Ciência Política, Universidade de Brasília, Brasília.

Recebido em: 03 de maio de 2013

Aceito em : 24 de janeiro de 2014

Precificação no setor supermercadista: uma análise baseada no paradigma estrutura-conduta-desempenho

Giana de Vargas Mores¹

Caroline Pauletto Spanhol²

Dieisson Pivoto³

Eduardo Botti Abbade⁴

Resumo: A partir da concepção da organização industrial e do paradigma estrutura-conduta-desempenho, esta pesquisa objetiva analisar a influência de características específicas (como tamanho e posição geográfica) nos preços praticados pelos estabelecimentos supermercadistas da cidade de Porto Alegre/RS. Foi realizado um levantamento de preços nos estabelecimentos selecionados que considerou 14 produtos de primeira necessidade. Os resultados sugerem que quanto maiores são os estabelecimentos, menores são os preços praticados. Os produtos alimentícios de primeira necessidade apresentaram modelos de regressão mais consistentes.

Palavras-chave: *organização industrial; concentração varejista; análise de preços.*

JEL: L1; L8; D4.

1 Professora titular do curso de Ciências Econômicas da Universidade Comunitária da Região de Chapecó. Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Especialista em Economia e Gestão Empresarial (2010). E-mail: gimores@gmail.com

2 Professora da Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Campus de Bonito. Mestre em Agronegócios (UFMS) e doutoranda em Agronegócios (UFRGS). E-mail: caroline.spanhol@ufms.br

3 Bolsista de Desenvolvimento Tecnológico e Industrial (DTI-CNPQ) no Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: dieissonpivoto@gmail.com

4 Professor do Centro Universitário Franciscano e da Faculdade Palotina de Santa Maria - FAPAS. Doutorando em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS. Mestre em Administração pela Universidade Federal do Paraná - UFPR. E-mail: eduardo@unifra.br

Pricing in supermarket sector: an analysis based on the Structure-Conduct-Performance paradigm

Abstract: *Based on the industrial organization and the structure-conduct-performance paradigm, this work aim to analyze the influence of specific characteristics (such as size and geographical position) in the prices of the supermarkets in Porto Alegre City, State of Rio Grande do Sul. It was surveyed the prices of 14 staple products in the selected points-of-sales. The results suggest that the greater are the enterprises, the lower are the prices. Food staple products presented consistent regression models.*

Key-words: *industrial organization; retailer concentration; price analysis.*

JEL: L1; L8; D4.

1.Introdução

Os preços praticados pelas firmas têm sido objeto de análise tanto no campo da microeconomia como no da gestão estratégica. Assim, a variável preço assume importância relativa em pesquisas dessa área, principalmente ao considerar a influência que exerce sobre os objetivos da firma e a relação com os concorrentes e os clientes. Nesse sentido, esta pesquisa apresenta pressupostos da Economia Industrial, sobretudo baseados nos trabalhos de Bain (1968) e de Porter (1981).

A partir do entendimento do paradigma estrutura-conduta-desempenho (ECD), surgiu o interesse pela compreensão dos preços praticados pelo setor supermercadista, uma vez que este se apresenta como o principal agente entre a indústria e o consumidor. A função de distribuição assumida e ampliada pelo varejo nos últimos anos tem-lhe conferido grande importância econômica, social e, mais recentemente, ambiental. A importância econômica refere-se aos ganhos financeiros das empresas, o que pode ser exemplificado com a estimativa de que 75% do faturamento do setor de autosserviço (ganhos equivalentes a R\$ 150,4 bilhões) pertencem ao grupo das 500 maiores empresas supermercadistas, segundo o *Ranking* Abras 2011. No âmbito social, verifica-se a importância na geração de empregos. As 500 maiores empresas do setor empregam diretamente mais da metade dos colaboradores do segmento de autosserviço, ou seja, 612.898 pessoas (Abras 2011). Na perspectiva ambiental, o varejo tem se destacado na logística reversa de inúmeros itens e na conscientização ambiental, como na diminuição do uso de embalagens plásticas.

O varejo de alimentos, ou seja, o setor supermercadista é caracterizado pela existência de um número reduzido de empresas que detêm boa parte do mercado, tendo a possibilidade de recorrer à competição em preços para ampliar a fatia de mercado. Há também a concorrência com empresas marginais, que são pouco resistentes à eliminação, mas ocupam um espaço considerável no

mercado. Nesse setor, embora haja alguma oportunidade para diferenciação, a concorrência se realiza predominantemente via preços, o que Possas (1985) define como sendo um oligopólio competitivo.

Os autores Benites e Valério (2004) acrescentam que a competitividade na estrutura do varejo alimentar é de certa maneira desleal, pelo fato de que as empresas líderes possuem infraestrutura capaz de oferecer preços mais atrativos aos consumidores, que, nesse mercado, são considerados mais sensíveis a alterações no preço, provocando um grande esforço na redução de custos por parte das empresas menores. Frente ao exposto, optou-se a analisar o varejo, especificamente o setor supermercadista, a partir da concepção da organização industrial e de seu modelo estrutura-conduta-desempenho, que apresentam aspectos pertinentes para esta análise.

Nesse contexto, esta pesquisa objetiva analisar a influência de características específicas (como tamanho e posição geográfica) nos preços praticados por estabelecimentos do varejo supermercadista da cidade de Porto Alegre/RS. Assim, a análise envolve a coleta de preços de uma cesta de produtos em todos os estabelecimentos varejistas que comercializam alimentos, bebidas e produtos das categorias de higiene e limpeza em todo o bairro selecionado para a pesquisa. O objetivo da análise considera também a verificação de qual é o papel assumido pelo estabelecimento principal na região estudada, no que tange a sua política de preços.

Este artigo está estruturado em seis seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda refere-se à revisão teórica dos conceitos da organização industrial. A terceira trata da caracterização do setor supermercadista. A quarta apresenta os procedimentos metodológicos. A quinta apresenta e discute os resultados da pesquisa. Por fim, são apresentadas as conclusões finais.

2. A organização industrial e o paradigma estrutura-conduta-desempenho

O referencial teórico abordará os principais assuntos destacados na Organização Industrial, literatura essa que observa os aspectos não considerados pelos economistas clássicos e neoclássicos. As teorias do preço e do equilíbrio geral são contribuições relevantes da economia clássica e também são utilizadas na análise da organização industrial (Bain 1968). A economia ou organização industrial centra-se na análise das relações entre as firmas, dos mercados, das instituições e dos processos (Kupfer & Hasenclever 2002). Um dos tópicos norteadores dessa abordagem é o modelo estrutura-conduta-desempenho.

Ao se analisar uma firma é importante mencionar conceitos da organização industrial. Entre as funções de uma firma estão o fomento de emprego, a produção de bens e serviços e a distribuição de renda, sendo que o desempenho

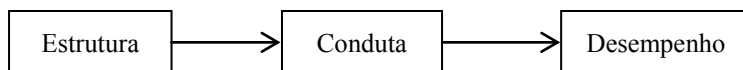
da economia depende fortemente do desempenho das firmas, denominadas por Bain (1968) como firmas de negócios. O mesmo autor discute os determinantes do desempenho de mercado de uma firma, citando a estrutura de mercado e a conduta de mercado. Nesse contexto, Bain (1968) conceitua termos pertinentes para análise:

- firma: organização privada com foco na obtenção de lucro a partir da sua atividade produtiva;
- setor: firmas ou corporações que estão focadas na mesma atividade produtiva, podendo existir pouca concorrência entre as mesmas (por exemplo, agricultura);
- indústria: firmas de um setor específico com algumas funções semelhantes na atividade produtiva de bens e serviços, podendo haver maior diferenciação em resposta à concorrência;
- mercado: grupo de compradores e vendedores fortemente relacionados;
- estrutura de mercado: conjunto de características organizacionais do mercado, as quais configuram como serão as relações entre os agentes econômicos. Nesse caso, pode haver concentração de vendedores, de compradores, de diferenciação de bens e serviços e condição de entrada ao mercado;
- conduta de mercado: comportamento que as firmas adotam na adaptação nos mercados em que situam sua atividade produtiva (por exemplo, como as mesmas estabelecem seus preços);
- desempenho de mercado: resultados que as firmas atingem em um mercado;
- *workable competition*: operação da economia na promoção do bem-estar da sociedade. A busca de um modelo ideal de funcionamento decorrente da adaptação das firmas nos mercados em que atuam.

O autor destaca a importância que a influência da estrutura de mercado tem para conduta de mercado e, assim, para o desempenho do mesmo (Bain 1968). A Figura 1 expressa essa concepção do autor. Nesse momento da literatura, aparecem discussões sobre o paradigma estrutura-conduta-desempenho (ECD).

Em pauta está o questionamento sobre quais as principais decisões que uma empresa deve tomar. Nesse sentido, a determinação dos preços aparece como uma decisão central (nesse ponto, o lucro aparece como resultado da principal decisão), sendo essa fortemente influenciada pela estrutura de mercado na qual a empresa está inserida. Esse é o contexto em que o presente trabalho está inserido.

FIGURA 1. MODELO ESTRUTURA-CONDUTA-DESEMPENHO



Fonte: Elaborada pelos autores com base em Bain (1968).

Porter (1981) sugere a utilização dos principais conceitos da Economia Industrial na gestão estratégica das organizações. Assim como Bain (1968), Porter (1981) discute questões relacionadas à estrutura de mercado, à conduta das empresas e ao desempenho. A conduta das empresas estaria associada à forma como uma empresa busca competir em seu ambiente, envolvendo decisões sobre produtos, preços, mercados, produção e objetivos organizacionais. Assim, a conduta das empresas adquire caráter estratégico que emerge da necessidade de ajudar o gestor a transformar e organizar as atividades rotineiras e as decisões em uma forma clara para agir frente ao seu ambiente (Porter 1981).

A gestão estratégica surge como uma nova promessa da organização industrial (Porter 1981). Diante disso, emerge o que o autor denominou de unidades de análise. Foram identificados grupos estratégicos que são representados por empresas dentro das indústrias, as quais podem ser agrupadas de acordo com as estratégias praticadas, em que as reações aos distúrbios e o padrão de rivalidade serão determinados pela configuração dos grupos. A diferença nos desempenhos dessas empresas pode estar na existência das barreiras de mobilidade e essa, por sua vez, poderia proporcionar uma base conceitual para o posicionamento da empresa dentro da firma. Cabe mencionar que o desempenho das empresas poderia ser influenciado pela conduta adotada e pela estrutura de mercado na qual a firma está inserida.

A gestão estratégica acrescenta também a utilização de modelos dinâmicos de análise, do ponto de vista da decisão estratégica que a empresa enfrenta. Por fim, essa promessa envolve a inclusão de modelos de análise em que o desempenho anterior da firma afeta as opções estratégicas disponíveis e o *feedback* da conduta da empresa (Porter 1981). Nesse sentido e considerando a firma como um agente ativo e dinâmico, pode-se dizer que a mesma tem possibilidade de alterar a estrutura de mercado a partir da conduta adotada. Complementarmente, Ferguson e Ferguson (1994) discutem que a boa conduta é aquela que afeta o desempenho da firma que, por sua vez, afeta a estrutura. Assim, observam também que são possíveis outras ligações além do fluxo tradicional da ECD, como por exemplo: i) a estrutura pode afetar o desempenho; ii) o desempenho pode influenciar a conduta; iii) o desempenho pode afetar a estrutura de mercado (retroalimentação).

No momento em que questões relacionadas à conduta das firmas (estratégias) são discutidas, emerge o conceito de competitividade, a qual é um motivador para a adoção de determinadas posturas empresariais. A competitividade pode ser entendida como a habilidade ou o talento resultante de conhecimentos

adquiridos capazes de criar e sustentar um desempenho superior ao desenvolvido pela concorrência (Porter 1989).

Ainda em relação à estratégia, destaca-se que, para Henderson (1998), o conceito envolve a busca por ações estratégicas para desenvolver e ajustar a vantagem competitiva de uma empresa, cujo objetivo principal é a expansão de mercado¹, aumentando o escopo de sua vantagem. O autor defende que quanto mais rico o ambiente competitivo, maior o número de variáveis capazes de proporcionar uma vantagem exclusiva, no entanto, mais acirrada será a concorrência (Benites & Valério 2004). Para se compreender melhor a competitividade é necessário estudar a indústria, elemento esse fundamental a ser diagnosticado, uma vez que, de acordo com a estrutura da indústria, define-se a estratégia competitiva que possa garantir um desempenho superior. Portanto, a estratégia competitiva adotada depende muito do conhecimento detalhado da estrutura da indústria (Benites & Valério, 2004).

Porter (1989) condiciona a natureza da competitividade em cinco forças competitivas. A ação dessas forças competitivas determina um desempenho superior, pois elas fixam os preços que as empresas podem cobrar, os custos que têm de suportar e o investimento necessário para competir. O poder de cada força competitiva é também função da estrutura da indústria. As cinco forças podem ser resumidas em: ameaça de novos entrantes, competidores existentes, ameaça de produtos substitutos, poder de barganha dos fornecedores e poder de barganha dos consumidores. Anteriores à análise das cinco forças, Porter (1981) sugere a consideração de quatro elementos chaves para a formulação efetiva da estratégia: i) a análise das forças e fraquezas da empresa, ii) os valores pessoais dos gestores, iii) oportunidades e ameaças da indústria, iv) expectativas da sociedade. O autor destaca que para a efetiva implantação das estratégias se faz necessária a análise desses elementos.

3. Panorama sobre o setor supermercadista

O segmento supermercadista assume posição de destaque entre os que compõem o setor varejista. Esse aspecto pode ser confirmado com os dados destacados por Ferreira *et al.* (2009), de que, no final dos anos 1990, o segmento comercializava 86,1% dos produtos à venda no setor varejista. Em 2010, o grupo das 50 maiores empresas supermercadistas, conjuntamente, representaram 64% do faturamento do setor (Abrás 2011). O estado de São Paulo aparece em primeiro lugar no setor de supermercados ao se considerar o número de estabelecimentos. Na sequência, os estados do Rio de Janeiro e do Rio Grande do Sul ocupam a segunda e terceira posições, respectivamente (Abrás 2011).

¹ Possas (1985) realizou uma ampla revisão de literatura e destaca que os objetivos da firma podem ser diferentes, que não estariam relacionados somente com a maximização do lucro.

No *ranking* da Associação Brasileira de Supermercados de 2011, as lojas que mais obtiveram crescimento foram as de menor superfície (lojas de até 250 m²), as quais totalizaram 2.280 unidades. Em relação à última pesquisa, no que tange às características desses estabelecimentos: o número de *check-outs*, em média, permaneceu em duas unidades; o *mix* de produtos obteve um incremento de 18,7%, sendo que a quantidade de itens de não alimentos que ocasionou o referido aumento (Abrás 2011). Os estabelecimentos acima de 5.000 m² não apresentaram avanço significativo, totalizando apenas 245 unidades dentre as empresas participantes do *ranking* (Abrás 2011).

De acordo com Parente (2000), o setor supermercadista brasileiro apresenta-se desenvolvido e acompanha as tendências do mercado para atender às necessidades e às expectativas do consumidor. Os supermercados podem ser definidos como lojas com o método de autosserviço no varejo de alimentos (Rojo 1998). Os produtos oferecidos pelos mesmos incluem uma ampla variedade de itens, como: mercearia, carnes, hortifrutigranjeiros, frios, laticínios, perfumaria, produtos de limpeza, entre outros. Destaca-se que os hipermercados comercializam também produtos eletrônicos. Contudo, os estabelecimentos de autosserviço do setor supermercadista podem ser classificados de acordo com características mercadológicas (como área de vendas, número de itens comercializados, número de *check-outs*), como pode ser observado na Tabela 1.

Ampliando algumas descrições da Tabela 1, a partir de Parente (2000), destaca-se que os minimercados contemplam o varejo de alimentos presente nos bairros (geralmente, de classe baixa) com sistema de autosserviço e um *check-out*. Esses, por sua vez, representam cerca de 10% dos gastos feitos no varejo supermercadista. As lojas de conveniência, modelo estadunidense dos anos de 1980, localizam-se em postos de combustíveis. A maioria dos estabelecimentos de autosserviço no Brasil é caracterizada pelos supermercados compactos, com estimativa de 25% da distribuição alimentícia do país.

Os supermercados convencionais apresentam um porte médio e, geralmente, em formato de redes. As superlojas são grandes supermercados com uma linha completa de produtos perecíveis e boa quantidade de produtos não alimentícios. Nos hipermercados, os preços são mais competitivos, sendo a área maior destinada aos produtos não alimentícios a principal diferença em relação à superloja. Os clubes atacadistas são grandes lojas que vendem no varejo e no atacado, conhecidos também como atacarejos, os quais têm sortimento compacto, instalações simples e preços baixos.

O papel dos supermercados no varejo de alimentos está atrelado às vantagens de custos associadas a esse tipo de varejo, como: economias de escala devido à ampliação da área de vendas; economias de multiplanta decorrentes da centralização de atividades em empresas com várias lojas; economias pecuniárias associadas ao maior poder de barganha decorrente do volume de compras (Cyrillo 1987).

TABELA 1. CARACTERIZAÇÃO DOS FORMATOS DO SETOR SUPERMERCADISTA

Formato	Áreas de venda (m ²)	Nº médio de itens	% não alimentos	Nº de check outs	Setores
Bares ^a	20-50	300	1	-	mercearia, lanches e bebidas
Mercearias ^a	20-50	500	3	-	mercearia, frios, laticínios e bazar
Padaria ^a	50-100	1.000	1	-	padaria, mercearia, frios, laticínios e lanches
Minimercado	50 -100	1.000	3	1	mercearia, frios, laticínios e bazar
Loja de conveniência	50 - 250	1.000	3	1 - 2	mercearia, frios, laticínios, bazar e lanches
Supermercado compacto	300 - 700	4.000	3	2 - 6	mercearia, hortifrutigranjeiros, carnes, aves, frios, laticínios e bazar
Supermercado convencional	700 - 2.500	9.000	6	7 - 20	mercearia, hortifrutigranjeiros, carnes, aves, peixes, frios, laticínios e bazar
Supermercado de proximidade	150 - 300	4.000	1	3 - 4	mercearia, carnes, aves, hortifrutigranjeiros, frios, laticínios e bazar
Superloja	2.500 – 5.000	14.000	12	25 - 36	mercearia, hortifrutigranjeiros, carnes, aves, peixes, frios, laticínios, padaria, bazar, têxtil e eletrônico
Hipermercado	7.000 - 16.000	45.000	30	55 - 90	mercearia, hortifrutigranjeiros, carnes, aves, peixes, frios, laticínios, padaria, bazar, têxtil e eletrônico
Clube atacadista	5.000 - 12.000	5.000	35	25 - 35	mercearia, hortifrutigranjeiros, carnes, aves, frios, laticínios, padaria, bazar, têxtil e eletrônico

Fonte: Elaborada pelos autores com base em Parente (2000).

Nota: a) Geralmente são formatos que não utilizam check outs.

Os mercados maiores possuem vantagens no que se refere à questão de custos, os quais podem ser reduzidos no ato de grandes negociações com fornecedores. Isso justifica o fato de praticarem um preço menor em seus produtos. Os mercados de pequeno porte apresentam vantagens em relação à localização. Entretanto, à medida que os mesmos aproximam-se dos mercados de grande porte, as vantagens referentes à localização tendem a desaparecer, havendo assim a necessidade de modificarem sua conduta de preços para conseguirem um desempenho melhor.

Com base na aplicação dos conceitos da organização industrial, pode-se classificar a estrutura de mercado presente no setor supermercadista brasileiro como um oligopólio competitivo em franja (Cyrillo 1987). Define-se o oligopólio competitivo em franja como uma estrutura de mercado com elevada concentração, grande número de pequenas e médias empresas que formam uma franja competitiva (Farina 2000). Em geral, as barreiras à entrada são baixas nessa estrutura, porém, o mesmo não ocorre para as barreiras de mobilidade.

3. Procedimentos metodológicos

O enquadramento metodológico e as técnicas de pesquisa seguem a classificação proposta por Gil (2010). As pesquisas exploratória e descritiva são utilizadas nesta pesquisa. De acordo com os métodos empregados, a natureza dos dados se enquadra na abordagem quantitativa, sendo os dados coletados por meio da pesquisa de campo. Configura-se também a utilização das pesquisas bibliográfica e documental.

Em consideração ao caso a ser analisado, deve-se fazer menção à cidade de Porto Alegre, sendo a capital do estado do Rio Grande do Sul com uma população (ano 2010) de 1.409.351 habitantes (Ibge 2012) e apresentando um produto interno bruto *per capita* de R\$26.312,00 no ano de 2009 (Fee 2012). O município é formado por 81 bairros oficiais (Porto Alegre 2012), sendo que o bairro escolhido para a coleta de dados desta pesquisa possui cerca de 16.500 habitantes e de 7.800 domicílios (ano 2010), passando pelo mesmo 19 ruas e 07 avenidas numa área total de 210 hectares (Porto Alegre 2012).

O bairro foi selecionado por meio do julgamento dos pesquisadores levando em consideração importantes características: situa-se na região central de Porto Alegre, possui elevado fluxo de pessoas, os moradores pertencem a diferentes classes sociais. Além disso, há a presença de um hipermercado considerado como estabelecimento principal em virtude do tamanho de sua área de vendas. Os nomes e endereços dos estabelecimentos serão preservados, os quais foram pesquisados na lista telefônica online na categoria supermercado da cidade de Porto Alegre e pela busca na ferramenta *Googlemaps*. Não foi possível o acesso ao cadastro dos estabelecimentos do bairro pertencentes à

Associação Gaúcha de Supermercados (AGAS). Depois disso, percorreram-se todas as ruas e avenidas do bairro para a identificação dos empreendimentos do varejo de alimentos. Assim, foram localizados 15 estabelecimentos para o levantamento de dados.

Depois de levantados os locais para a coleta de dados, foram calculadas as distâncias em metros, partindo do hipermercado como ponto de origem. Não foi feita exclusão por tamanho/porte dos mercados. Os preços dos produtos foram coletados no momento da visita em cada estabelecimento. A aplicação do instrumento de coleta de dados ocorreu entre os dias 04 e 10 de janeiro de 2012. Além dos preços dos produtos, foram coletados os números de *check outs* (caixas) de cada estabelecimento como forma de mensurar o tamanho dos mesmos.

Para fins de comparativo de preços, os produtos a terem seus preços coletados foram embasados na lista de produtos da cesta básica da Associação Gaúcha de Supermercados (2012). A partir do julgamento dos pesquisadores, 14 produtos foram selecionados de acordo com a sua relevância de uso no cotidiano da população. As marcas escolhidas seguiram a ideia de popularidade no sentido de serem as mais conhecidas e utilizadas pelo público em geral, as quais também foram definidas a partir do julgamento dos pesquisadores. O fato de cada um dos produtos ser da mesma marca na coleta dos preços atende à finalidade de manter a padronização dos itens pesquisados. A relação dos produtos pesquisados é: açúcar refinado (1 quilo), arroz (1 quilo), cebola (1 quilo), refrigerante (2 litros), farinha de trigo (1 quilo), leite integral (1 litro); massa com ovos (0,50 quilo), molho de tomate (0,26 quilo), óleo de soja (1 litro), ovos de granja brancos (1 dúzia), sabão em pó (1 quilo), sabonete (1 barra), xampu (0, 35 litro), tomate longa vida (1 quilo).

Para a análise e interpretação dos dados foram empregadas as técnicas estatísticas: análise descritiva, análise de regressão múltipla e gráficos de superfície. A análise descritiva foi feita por meio da observação da soma dos preços coletados dos 14 produtos em cada um dos estabelecimentos. Somado a isso, são apresentados o número de caixas e de colaboradores e a distância do estabelecimento focal (A) para cada um dos demais estabelecimentos analisados. Ressalta-se que os preços de alguns produtos não foram encontrados em todos os mercados. Assim, os dados faltantes foram completados pela média de preço obtida nos demais estabelecimentos para determinado produto. Os cálculos estatísticos e a elaboração dos gráficos de superfície foram feitos com o auxílio do *software* Statistica 8.0.

4. Resultados e discussões

Esta seção contempla os resultados obtidos na investigação desta pesquisa. Inicialmente, na Tabela 2, são apresentados os dados de cada um dos esta-

belecimentos pesquisados. O mercado A foi definido como a empresa focal em virtude de seu tamanho e da movimentação comercial vista diariamente a partir da observação dos pesquisadores. O nome e a localização dos estabelecimentos não serão divulgados, a fim de se manter o anonimato daqueles que participaram da pesquisa. Assim, os 15 mercados estão identificados por letras maiúsculas em ordem alfabética.

Por meio da observação das informações da Tabela 2, constata-se que o mercado A é o maior mercado e o que apresenta a menor soma de preços dos produtos pesquisados (R\$ 35,67). Em contrapartida, os estabelecimentos F e N obtiveram os preços mais elevados, R\$ 49,46 e R\$ 49,06, respectivamente. O número de caixas é utilizado como variável para a definição do tamanho dos estabelecimentos, observando-se uma grande amplitude na distribuição dessa variável. A maioria dos mercados possui apenas um caixa. Os dois maiores, os mercados A e D, apresentam 21 e 20 caixas, nessa ordem. O número de colaboradores apresentou variabilidade, sendo que alguns estabelecimentos não disponibilizaram essa informação. O serviço de entrega de compras em domicílio é fornecido por 60% dos mercados, ou seja, por 09 estabelecimentos. As distâncias existentes entre os estabelecimentos pesquisados e o mercado focal (A) foram calculadas, sendo feitas com o auxílio do *Google Maps* (distância a ser percorrida na modalidade de caminhada). Para tanto, foram definidas as coordenadas para os estabelecimentos pesquisados, a fim de se elaborar um mapa de superfície. (continuação)

TABELA 2. CARACTERIZAÇÃO DOS ESTABELECIMENTOS PESQUISADOS

Esta- bel.	Total (R\$)	Nº de caixas	Colabo- radores	Entrega na residência ^a	Distância (m)	Coor- denada x ^b	Coor- denada y ^b
A	35,67	21	nd	1	0	109	66
B	38,37	7	nd	0	400	74	88
C	45,37	1	2	1	400	82	48
D	38,43	20	nd	0	900	50	24
E	47,03	1	nd	1	450	132	26
F	49,46	1	4	1	600	122	5
G	48,08	1	5	1	650	98	7
H	46,50	1	3	1	400	79	70
I	46,80	1	6	1	550	75	99
J	47,51	1	2	0	600	51	77
K	43,76	1	2	0	600	50	62
L	46,16	1	2	0	800	50	30

TABELA 2 (continuação). CARACTERIZAÇÃO DOS ESTABELECIMENTOS PESQUISADOS

M	46,06	1	1	1	260	102	97
N	49,06	1	1	1	1200	4	43
O	46,56	1	2	0	450	115	13

Fonte: Dados da pesquisa (2012).

Notas: ^a variável *dummy* (0 = não entrega, 1 = entrega);

^b as coordenadas foram calculadas sobre o mapa do recurso *Google Maps*, para fins de elaboração gráfica; nd = dados não disponíveis.

A Tabela 3 traz os dados descritivos obtidos para os preços dos produtos pesquisados, em que são mostrados os valores: da média, dos preços mínimos e máximos, do desvio padrão e do coeficiente de variação para a distribuição de preços de cada um dos produtos.

TABELA 3. DADOS DESCRITIVOS DOS ESTABELECIMENTOS PESQUISADOS

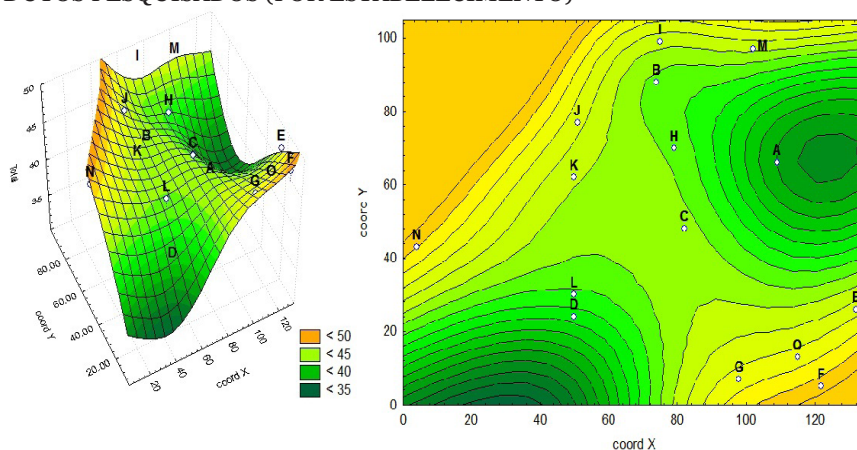
Produto	Média (R\$)	Mínimo (R\$)	Máximo (R\$)	Desvio padrão	Coeficiente de variação (%)
Açúcar refinado	2,91	2,25	3,65	0,45	15,51
Arroz	2,68	1,95	3,45	0,39	14,53
Cebola	1,52	0,98	2,00	0,39	25,62
Refrigerante de cola	4,18	3,39	4,90	0,47	11,15
Farinha de trigo	1,99	1,59	2,49	0,28	13,94
Leite integral	2,13	1,47	2,50	0,38	17,66
Massa com ovos	2,56	1,90	2,98	0,40	15,79
Molho de tomate	2,34	2,09	2,60	0,10	4,11
Óleo de soja	3,60	2,65	4,20	0,49	13,61
Ovos de granja brancos	2,97	2,50	3,85	0,30	10,26
Sabão em pó	7,22	5,38	8,75	0,95	13,13
Sabonete	1,14	0,79	1,49	0,19	17,08
Xampu	6,15	4,79	6,99	0,58	9,38
Tomate longa vida	3,60	2,95	4,50	0,61	16,92

Fonte: Dados da pesquisa (2012).

Os valores de média, mínimo, máximo e desvio padrão não permitem conclusões robustas a respeito dos preços coletados. Entretanto, esses valores fornecem um panorama dos preços dos produtos praticados pelos 15 mercados pesquisados. O valor do coeficiente de variação permite avaliar o grau de variação de preços observados nos estabelecimentos. Assim, pode-se afirmar que a cebola (kg) foi o produto que mostrou a maior variação de preços (25,62%) entre os mercados. O molho de tomate e o xampu foram os produtos que tiveram menor variabilidade de preços (4,11% e 9,38%, nessa ordem). No entanto, ressalta-se que os preços do molho de tomate não foram coletados em todos os mercados, a falta de dados justifica-se pela diversidade de marcas encontradas na coleta. Com isso, as informações obtidas para esse produto devem ser observadas com certa limitação conclusiva. Os demais produtos obtiveram variabilidades moderadas e semelhantes.

Nesse momento, a pesquisa direciona-se à explicação sobre o que pode levar a essa variabilidade de preços. Primeiramente, as somas dos preços dos produtos coletados em cada um dos estabelecimentos estão evidenciadas no gráfico de superfície da Figura 2, elaborado juntamente com as coordenadas estabelecidas (Tabela 2) para cada estabelecimento.

FIGURA 2. ANÁLISE DE SUPERFÍCIE DA SOMA DOS PREÇOS (R\$) DOS PRODUTOS PESQUISADOS (POR ESTABELECIMENTO)



Fonte: Dados da pesquisa (2012).

Considerando o estabelecimento A como mercado focal, pode-se observar que o mesmo apresenta uma soma de preços inferior aos demais. Essa evidência sugere que o mercado de maior porte e de movimentação é o que apresenta os menores preços. Observa-se que o estabelecimento D (o segundo maior estabelecimento) também mostra uma soma de preços inferior aos demais, inferindo-se que o estabelecimento aparece como resposta às práticas exer-

cidas pelo mercado focal. Tomando-se os mercados A e D como os pontos de menor preço, verifica-se que, conforme ocorre um afastamento geográfico dos dois pontos, os mercados tendem a cobrar preços mais elevados nos produtos considerados nesta análise. O estabelecimento B é o terceiro maior da pesquisa e está mais próximo do mercado A. Cabe destacar que os mercados A e D pertencem a redes de hipermercados, os quais detêm boa parcela do mercado consumidor da cidade analisada, característica essa que auxilia a configurar a estrutura de mercado: oligopólio. No *Ranking* Abras (2011), os estabelecimentos A e D figuram entre a lista das 10 maiores redes supermercadistas do Brasil.

Ainda em menção à Figura 2, evidencia-se uma aglomeração de mercados formada pelos estabelecimentos E, G, O e F, os quais apresentam preços mais elevados e distâncias semelhantes e relativamente altas dos mercados de maior porte. Outros estabelecimentos mais afastados dos maiores, como os representados pelas letras N, I, J e K, praticam preços superiores. O mercado M, próximo ao A, mostra uma soma de preços muito superior, inferindo-se que pode haver uma possível falha estratégica de posicionamento de preços. Assim, deduz-se que os mercados de menor porte concorrem entre si.

Na sequência, os resultados das análises de regressões múltiplas estão dispostos na Tabela 4. Foram realizadas 15 regressões, em que as variáveis dependentes foram os preços dos 14 produtos pesquisados e a soma total dos preços dos produtos coletados em cada mercado. As variáveis independentes das regressões foram: o número de caixas dos estabelecimentos, a possibilidade de entrega em domicílio (variável *dummy*: 0 = não entrega, 1 = entrega) e a distância do mercado focal de maior porte (A). O número de colaboradores não foi considerado pelo fato de existirem dados faltantes e baixa variância.

Observando os resultados da primeira regressão, na qual a variável dependente é a soma dos preços dos produtos pesquisados, constata-se que a regressão é significativa ($p < 0,001$) e as variáveis independentes do modelo explicam 84,81% da variação de preços dos mercados. Ao se considerar as variáveis independentes, as evidências sugerem que o tamanho do estabelecimento exerce uma influência significativa e negativa no preço dos produtos analisados. Assim, quanto maior é o tamanho do mercado, menor é a soma do preço total dos produtos. A entrega em domicílio também influencia significativamente no preço ($p = 0,034$) e de forma positiva. Nesse contexto, os mercados que disponibilizam esse serviço complementar tendem a cobrar um preço mais elevado pelos produtos ofertados. A última variável independente (distância do mercado focal) apresenta uma relação significativa e positiva ($p = 0,020$), sugerindo que os mercados mais afastados do focal tendem a cobrar mais pelos produtos.

Analisando os resultados da regressão que têm como variável dependente o preço do açúcar refinado, observa-se que a regressão é significativa ($p < 0,001$) e explica 78,43% da variação do preço desse produto. Quanto às variáveis

independentes do modelo, é possível constatar que o tamanho dos estabelecimentos influencia significativa ($p=0,003$) e negativamente no preço do açúcar refinado. A possibilidade de entrega em domicílio e a distância do mercado focal influenciam de forma positiva e significativa no preço do açúcar ($p=0,001$ e $p=0,005$, respectivamente). O terceiro modelo de regressão tem como variável dependente o preço do arroz, o qual obteve significância estatística ($p<0,001$) e explica 71,48% da variação do preço do produto em questão. A partir das variáveis independentes, observa-se que o tamanho dos mercados exerce influência negativa e significativa ($p=0,007$) nos preços cobrados pelo arroz, assim como a distância do mercado focal ($p=0,002$). Já a entrega em domicílio não influencia significativamente no preço do produto.

TABELA 4. ANÁLISES DE REGRESSÃO MÚLTIPLA

		β	Erro padrão do β	p-valor	R ² ajustado	p-valor da regressão
Total	Intercepto	43,127	1,327	0,000	0,8481	$p < 0,001$
	Número de caixas	-0,471	0,066	0,000		
	Entrega na residência	2,171	0,895	0,034		
	Distância	0,004	0,002	0,020		
Açúcar refinado	Intercepto	2,340	0,172	0,000	0,7843	$p < 0,001$
	Número de caixas	-0,033	0,008	0,003		
	Entrega na residência	0,506	0,116	0,001		
	Distância	0,001	0,000	0,005		
Arroz	Intercepto	2,184	0,170	0,000	0,7148	$p < 0,001$
	Número de caixas	-0,028	0,008	0,007		
	Entrega na residência	0,232	0,115	0,067		
	Distância	0,001	0,000	0,002		
Cebola	Intercepto	1,533	0,324	0,001	-	$p = 0,511$
	Número de caixas	-0,020	0,016	0,245		
	Entrega na residência	-0,100	0,219	0,657		
	Distância	0,000	0,000	0,589		
Refrigerante de cola	Intercepto	4,085	0,266	0,000	0,5128	$p < 0,050$
	Número de caixas	-0,046	0,013	0,005		
	Entrega na residência	0,079	0,179	0,669		
	Distância	0,000	0,000	0,223		
Farinha de trigo	Intercepto	1,859	0,182	0,000	0,3556	$p = 0,0504$
	Número de caixas	-0,022	0,009	0,035		
	Entrega na residência	0,171	0,123	0,193		
	Distância	0,000	0,000	0,360		
Leite	Intercepto	2,106	0,187	0,000	0,6333	$p < 0,010$
	Número de caixas	-0,042	0,009	0,001		
	Entrega na residência	0,051	0,126	0,691		
	Distância	0,000	0,000	0,219		

TABELA 4 (continuação). ANÁLISES DE REGRESSÃO MÚLTIPLA

	Intercepto	2,220	0,196	0,000		
Massa com ovos	Número de caixas	-0,032	0,010	0,008	0,6472	p < 0,010
	Entrega na residência	0,430	0,132	0,008		
	Distância	0,000	0,000	0,146		
	Intercepto	2,305	0,068	0,000		
Molho de tomate	Número de caixas	-0,007	0,003	0,070	0,2567	p = 0,1039
	Entrega na residência	0,002	0,046	0,972		
	Distância	0,000	0,000	0,182		
	Intercepto	3,405	0,231	0,000		
Óleo de soja	Número de caixas	-0,051	0,011	0,001	0,6674	p < 0,010
	Entrega na residência	0,211	0,156	0,204		
	Distância	0,000	0,000	0,111		
	Intercepto	2,399	0,171	0,000		
Ovos de granja brancos	Número de caixas	-0,004	0,008	0,657	0,5270	p < 0,050
	Entrega na residência	0,379	0,115	0,007		
	Distância	0,001	0,000	0,011		
	Intercepto	7,386	0,564	0,000		
Sabão em pó	Número de caixas	-0,099	0,028	0,005	0,4700	p < 0,050
	Entrega na residência	0,325	0,381	0,411		
	Distância	0,000	0,001	0,933		
	Intercepto	0,997	0,110	0,000		
Sabonete	Número de caixas	-0,015	0,005	0,016	0,5227	p < 0,050
	Entrega na residência	0,160	0,074	0,053		
	Distância	0,000	0,000	0,187		
	Intercepto	5,779	0,381	0,000		
Xampu	Número de caixas	-0,042	0,019	0,047	0,3487	p = 0,0533
	Entrega na residência	0,317	0,257	0,243		
	Distância	0,001	0,000	0,202		
	Intercepto	4,527	0,462	0,000		
Tomate longa vida	Número de caixas	-0,031	0,023	0,196	0,1391	p = 0,2139
	Entrega na residência	-0,592	0,312	0,084		
	Distância	-0,001	0,001	0,182		

Fonte: Dados da pesquisa (2012).

Em relação à Tabela 4, adotou-se, no quarto modelo de regressão, o preço da cebola como variável dependente, sendo que não apresentou significância estatística. Nenhuma das variáveis independentes do modelo apresentou influência significativa no preço do produto. Considera-se, portanto, que essas variáveis não explicam a variação de preços da cebola nos estabelecimentos desta pesquisa. O quinto modelo toma o preço do refrigerante de cola como variável dependente, sendo que demonstra significância estatística ($p < 0,050$). As variáveis independentes do modelo explicam 51,28% da variação do preço do produto. Contudo, apenas o tamanho dos estabelecimentos obteve impacto significativo ($p = 0,005$) e negativo no preço do refrigerante de cola. Assim, quanto maior o porte do mercado, menor é o preço cobrado pelo refrigerante.

Não foi observado impacto significativo das demais variáveis independentes do modelo.

O sexto modelo de regressão adota o preço da farinha de trigo como variável dependente. O modelo demonstrou uma consistência estatística fraca ($p=0,050$), entretanto, considera-se o mesmo válido devido ao seu valor de significância. As variáveis independentes explicam 35,56% da variação do preço da farinha de trigo, observando-se que apenas o tamanho dos mercados influencia negativa e significativamente ($p=0,035$) no preço do produto. Isso significa que, quanto maior é o mercado, menor é o preço cobrado pelo produto. A sétima regressão múltipla realizada tem o preço do leite integral como variável dependente, constatando-se que o modelo é significativo estatisticamente ($p<0,010$) e explica 63,33% da variação do preço. Ao analisar o impacto das variáveis independentes no preço do leite, verifica-se que apenas o tamanho dos estabelecimentos exerce influência significativa e negativa no preço do produto, ou seja, estabelecimentos maiores tendem a cobrar menos por tal produto. As outras duas variáveis independentes não apresentaram significância estatística.

A regressão tendo o preço da massa com ovos como variável dependente demonstrou significância estatística ($p<0,01$) e explica 64,72% da variação do preço do produto. Dentre as variáveis independentes do modelo, o tamanho do estabelecimento teve significância estatística ($p=0,008$) e influência negativa no preço. O serviço de entrega em domicílio também apresentou significância ($p=0,008$), porém positiva. Dessa forma, estabelecimentos maiores cobram preços menores pelo produto. Em contrapartida, mercados com entrega em domicílio cobram preços mais altos pelo mesmo. O nono modelo de regressão considerou como variável dependente o preço do molho de tomate. Apesar de não ter apresentado significância estatística, o modelo explica 25,67% da variação do preço do produto, o que é considerado baixo em comparação aos demais modelos realizados. Nenhuma das variáveis independentes do modelo apresentou significância estatística.

O décimo modelo de regressão toma o preço do óleo de soja como variável dependente, demonstrando uma significância estatística ($p<0,010$) que explica 66,74% da variação do preço do produto. Em relação às variáveis independentes, observa-se que apenas o tamanho dos mercados exerce influência significativa e negativa nos preços cobrados pelo óleo de soja, sendo assim, quanto maior o estabelecimento, menor o preço cobrado pelo produto. O décimo primeiro modelo utiliza o preço dos ovos de granja brancos como variável dependente. O modelo demonstrou significância estatística ($p<0,050$), explicando 52,70% da variação do preço do produto pesquisado. No que se refere às variáveis independentes, verifica-se que a disponibilidade de entregas em domicílio e a distância do estabelecimento focal exercem influência significativa e positiva ($p=0,007$ e $p=0,011$, respectivamente) no preço do óleo (décima primeira regressão).

A décima segunda regressão, sendo o preço do sabão em pó a variável dependente, apresentou significância estatística ($p < 0,05$) e explica 47% da variação do preço desse produto. Dentre as variáveis independentes do modelo, o tamanho do estabelecimento apresentou significância estatística ($p = 0,005$) e influência negativa sobre o preço, observando que estabelecimentos maiores cobram preços menores por esse produto. A décima terceira regressão múltipla tem o preço do sabonete como variável dependente, em que se constata um modelo significativo estatisticamente ($p < 0,05$). Esse modelo explica 52,27% da variação do preço do sabonete. Ao analisar o impacto das variáveis independentes no preço do produto, verifica-se que apenas o tamanho dos estabelecimentos exerce influência significativa ($p = 0,016$) e negativa no preço. As outras duas variáveis independentes não apresentaram significância estatística.

O décimo quarto modelo de regressão, que tem como variável dependente o preço do xampu, não apresentou consistência estatística ($p = 0,0533$) e explica apenas 34,87% da variação do preço do produto. Analisando as variáveis independentes, verifica-se que apenas o tamanho dos estabelecimentos exerce influência negativa e significativa ($p = 0,047$) nos preços cobrados pelo xampu. Logo, estabelecimentos menores tendem a cobrar mais pelo produto. O último modelo de regressão tem como variável dependente o preço do tomate longa vida. Esse modelo não apresentou significância estatística ($p = 0,2139$) e explica pouco (13,91%) da variação do preço do tomate. Nenhuma variável independente do modelo obteve significância estatística, sendo assim, o modelo para esse produto não é considerado válido.

Uma análise geral das regressões múltiplas desta pesquisa demonstra que, dos preços dos 14 produtos pesquisados, o número de caixas (variável que avalia o tamanho dos estabelecimentos) é significativa para 10 produtos e influencia todos esses de forma negativa. Assim sendo, quanto maior o tamanho do mercado, menor é o preço observado dos produtos. Ao evidenciar a entrega em domicílio, verifica-se que a mesma é relevante apenas para o preço de três produtos, influenciando-os de forma positiva. Dessa forma, essa variável não apresentou grande relevância para a carteira de produtos pesquisados. A distância apresentou relevância estatística para quatro produtos, relatando-se uma influência positiva. Considera-se, portanto, que essa variável não influencia de forma expressiva a carteira de produtos.

Considerações finais

A partir da construção da literatura, no que diz respeito à organização industrial e ao modelo estrutura-conduta-desempenho, a qual embasa teoricamente esta pesquisa realizada no varejo supermercadista, observa-se que questões como o posicionamento geográfico, o tamanho dos estabelecimentos, as prá-

ticas e os serviços disponibilizados influenciam nos preços praticados pelas empresas que atuam em uma estrutura de oligopólio. Infere-se que essas práticas e especificidades das empresas influenciam no seu desempenho econômico. Esta pesquisa envolve aspectos e características dos estabelecimentos supermercadistas pesquisados e a observação do impacto que essas características têm para os preços praticados pelos mesmos. Assim sendo, o foco maior é destinado para a conduta de mercado.

Sob a ótica da organização industrial, o presente trabalho corrobora com a ideia de que os grandes mercados atuam como líderes de preço, o que beneficia o consumidor uma vez que o mesmo pode adquirir dos fornecedores produtos a um preço menor. Por outro lado, os pequenos estabelecimentos apresentam certa dificuldade para concorrer via preço, pois não conseguem oferecer um preço competitivo ao se fazer comparação aos praticados pelos grandes mercados.

Os resultados desta pesquisa evidenciam que, à medida que aumenta a distância dos pequenos mercados dos estabelecimentos de grande porte, verifica-se um aumento dos preços praticados. Observou-se que o tamanho dos estabelecimentos é a variável mais impactante para os preços dos produtos. O serviço de entrega em domicílio e a distância do mercado focal, apesar de apresentarem significância estatística, não impactam no mesmo grau os preços dos produtos analisados. Possivelmente, esses resultados são decorrentes de economias de escala obtidas pelos estabelecimentos maiores e do volume de vendas realizado pelos mesmos.

Outra evidência é a constatação de que os produtos mais genéricos (cebola e tomate) não apresentaram modelos de regressões múltiplas significativos. Dessa forma, pode-se supor que o tamanho dos estabelecimentos, o serviço de entrega em domicílio e a distância dos mercados maiores não influenciam na variação do preço desses produtos. Em contrapartida, os resultados sugerem que produtos alimentícios de primeira necessidade apresentaram modelos de regressão mais consistentes. O açúcar, o arroz, o leite, a massa com ovos e o óleo de soja apresentaram modelos de regressão com coeficientes de determinação (R^2) maiores que 0,6, ou seja, o tamanho dos estabelecimentos, a entrega em domicílio e a distância do mercado focal explicam mais de 60% da variação dos preços desses produtos. Esta pesquisa confirma, portanto, que o tamanho dos estabelecimentos é a variável que mais impacta nos preços praticados, seguido da distância do mercado focal. O serviço de entrega em domicílio é considerado como a variável independente menos importante dos modelos de regressão múltipla.

Esta pesquisa contribuiu para a melhor compreensão da dinâmica da concorrência no setor supermercadista em Porto Alegre/RS, ao passo que permitiu que uma nova agenda de pesquisas nessa área fosse estabelecida. Assim, sugere-se que novas pesquisas sejam realizadas, envolvendo questões: como se configura a formação de preços de produtos em supermercados em localidades com características distintas, ou seja, um bairro com baixo e

outro com elevado produto interno bruto *per capita*, a fim de verificar se a política de preços difere ou se mantém a mesma em situações antagônicas. Outra questão que se coloca é que os preços sejam coletados mais de uma vez nos estabelecimentos, no intuito de avaliar a oscilação de preços em um determinado período de tempo. Sugere-se, ainda, que pesquisas qualitativas sejam empregadas para melhorar a compreensão sobre as motivações dos gestores das pequenas empresas em permanecerem atuando nesse setor e suas percepções sobre a concorrência.

Referências

- ABRAS – Associação Brasileira de Supermercados. (2011). “*As 500 do ranking mostram a face do setor.*” URL [On line]: <http://www.abrasnet.com.br/economia-e-pesquisa/ranking-abras/as-500-maiores/>. Acesso em: 22 de janeiro de 2012.
- AGAS – Associação Gaúcha de Supermercados. (2012). “*Cesta AGAS.*” URL [On line]: <http://www.agas.com.br/site/>. Acesso em: 02 de janeiro de 2012.
- BAIN, J. S. (1968). “Industrial organization.” Berkeley: Wiley Edict, University of California.
- BENITES, A. T. & VALÉRIO, L. (2004). “Competitividade: uma abordagem do ponto de vista teórico.” In: JCEA, 4, Campo Grande, *Anais...* Campo Grande: UFMG, 2004, p. 01-09.
- CYRILLO, D. C. (1987). “O papel dos supermercados no varejo de alimentos.” São Paulo: IPE-USP.
- FARINA, E. M. M. (2000). Economia das organizações. In ZYLBERSZTAJN, D. & NEVES, M. F. (orgs). *Economia e gestão dos negócios agroalimentares*. São Paulo: Pioneira, pp. 39-59.
- FEE – Fundação de Economia e Estatística. (2012). “Estatísticas.” URL [On line]: <http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/>. Acesso em: 13 de janeiro de 2012.
- FERGUSON, G. J. & FERGUSON, P. R. (1994). “Industrial economics: issues and perspectives.” New York: New York University Press.
- FERREIRA, M. A. M. & VENÂNCIO, M. M. & ABRANTES, L. A. (2009). “Análise da eficiência do setor de supermercados no Brasil.” *Revista de Economia Aplicada* 13(2): 333-47.
- GILGil, A. C. (2010). *Como elaborar projetos de pesquisa*. São Paulo: Atlas.
- HENDERSON, B. D. (1998). *As origens da estratégia*. In MONTGOMERY, C. A. & PORTER, M. E. (orgs). *Estratégia: a busca da vantagem competitiva*. Rio de Janeiro: Campus.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (2012). “IBGE Cidades.” URL [On line]: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/topwindow.htm?1>. Acesso em: 12 de janeiro de 2012.
- KUPFER, D. & HASENCLEVER, L. (2002). *Economia industrial: fundamentos teóricos e práticos no Brasil*. Rio de Janeiro: Campus.

- PARENTE, J. (2000). *Varejo no Brasil: gestão e estratégia*. São Paulo: Atlas.
- PORTER, M. E. (1981). "The contributions of industrial organization to strategic management." *Academy of Management Review* 6 (4): 609-20.
- _____. (1989). *Vantagem competitiva: criando e sustentando desempenho superior*. Rio de Janeiro: Campus.
- PORTO ALEGRE - Prefeitura Municipal. (2012). *Planejamento: bairros oficiais*. URL [On line]: <http://www.portoalegre.rs.gov.br/>. Acesso em: 05 de eiróiro de 2012.
- POSSAS, M. L. (1985). *Estruturas de mercado em oligopólio*. São Paulo: Hucitec.
- ROJO, F. J. G. (1998). "Qualidade total: uma nova era para os supermercados." *Revista de Administração de Empresas* 38(4): 26-36.

Recebido em: 13 de outubro de 2012

Aceito em : 06 de junho de 2013

Delimitação do mercado relevante na revenda dos combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular: uma análise via produtos

Rosângela Fernandes¹

Resumo: Nos últimos anos, o mercado de combustível tem passado por mudanças em razão da expansão das vendas dos combustíveis alternativos à gasolina comum, álcool hidratado e gás natural veicular. Diante desse cenário, o objetivo do trabalho foi delimitar o mercado relevante dos combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular (GNV) no mercado nacional, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Para tal, utilizou-se dos testes de cointegração, decomposição da variância do erro de previsão e causalidade de Granger. Os resultados mostraram que os três combustíveis encontram-se no mesmo mercado relevante de produto. Portanto, qualquer alteração no preço de um deles, pode gerar substituição, de modo que tais mudanças podem ter apenas um caráter transitório.

Palavras-chaves: gasolina C; álcool hidratado; gás natural veicular.

JEL: L 40, D 43, C 10

¹ Professora Adjunta II do Depto. de Ciências Econômicas e Gerenciais da UFOP - Campus Mariana. Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa - UFV. E-mail: roaeconomista@yahoo.com.br

Delimitation of the relevant market in the resale of fuel, gasoline C, hydrated alcohol and vehicular natural gas: an analysis via products

Abstract: *In recent years, the market for fuel has undergone changes due to the expansion of sales of alternative fuels to gasoline, hydrated alcohol and natural gas. Given this scenario, the objective was to define the relevant market for the fuel, gasoline C, hydrous ethanol and compressed natural gas (CNG) in the national market, from January 2002 to December 2008. To this end, we used the cointegration tests, decomposition of the variance of prediction error and Granger causality. The results showed that the three fuels are the same relevant market product. Therefore, any change in the price of one, can generate substitution, so that such changes may have only a transitory nature.*

Key-Words: *gasoline C; hydrated alcohol; natural gas for vehicles.*

JEL: L 40, D 43, C 10.

1.Introdução

Nos últimos anos, questões relacionadas ao mercado de energia, como a poluição ambiental e a dependência do setor petrolífero, despertaram a preocupação da sociedade com relação ao abastecimento. Diante disso, soluções alternativas energéticas menos poluentes passaram a ser pesquisadas e adotadas para substituir a utilização do petróleo (SCHÜNEMANN, 2007). Conseqüentemente, a indústria de automóveis de passageiros e comerciais leves, e naturalmente, o setor de combustíveis passaram por transformações em razão do advento dos veículos abastecidos a gás natural veicular (GNV) e daqueles com tecnologia “flex-fuel”. Nesse contexto, a decisão sobre qual combustível utilizar deixou de ser na ocasião da compra do veículo, passando a ser no momento do abastecimento, devido às relações de eficiência, hábitos e preços relativos.

Também, após a liberalização dos preços dos combustíveis, a partir de janeiro de 2002, verificou-se uma maior concorrência inter-energéticos. Como consequência, os volumes de vendas do álcool hidratado e do gás natural veicular vêm aumentando de modo expressivo, embora a gasolina C ainda lidere o ranking no mercado varejista. Portanto, o mercado revenda de combustível para automóveis e veículos leves passou por um processo de expansão concorrencial, uma vez que opções alternativas à gasolina C, como álcool hidratado e o GNV vem ganhando cada vez mais espaço nesse mercado.

Diante desse cenário, esse artigo teve como objetivo avaliar a definição do

mercado relevante de produto dos combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular (GNV) no mercado nacional, de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Para tal, realizou-se testes econométricos nos preços desses três combustíveis. A delimitação de mercado determina a competição entre os produtos, além da área geográfica na qual ocorre a competição que define os preços dos mesmos. Assim, se os produtos são substitutos entre si, os mesmos estarão sendo comercializados no mesmo mercado. Ressalta-se que o conceito de mercado relevante é essencial dentro da análise concorrencial, pois, a partir dessa definição é que podem ser investigadas se fusões ou as práticas de condutas abusivas adotadas, tais como cartéis e preços predatórios, afetam o poder de fixar preços das firmas envolvidas.

O enfoque do trabalho é a delimitação do mercado relevante de produto, uma vez que escolheu-se previamente o mercado nacional como delimitação geográfica. De acordo com Baker (2006), é uma tarefa difícil e confusa definir o mercado relevante levando em consideração as duas forças econômicas, oferta e a demanda. Dessa forma, considerar somente a ótica da demanda é a melhor opção. Salgado (2003) também destaca o papel da demanda na delimitação de mercado, pois é sobre o consumidor que o poder de mercado é exercido e são suas reações e alternativas de escolhas que devem ser consideradas para identificar o grau de poder de mercado. Se os produtos são substitutos entre si, os mesmos estarão sendo comercializados no mesmo mercado.

Além dessa introdução o artigo está dividido em mais quatro seções. Na segunda, realizou-se uma breve revisão de literatura a respeito dos aspectos conceituais e metodológicos sobre delimitação de mercado relevante. Na terceira, foi apresentada a metodologia enfatizando os procedimentos econométricos utilizados. Na quarta, foram apresentados e discutidos os resultados obtidos, e na quinta, apresenta-se uma síntese conclusiva do trabalho.

2. Uma breve revisão literária sobre a delimitação de mercados relevantes

Na literatura da economia industrial existem vários trabalhos que utilizam diferentes metodologias empíricas com o objetivo de delimitar os mercados relevantes. Essas análises são de fundamental importância para a defesa da concorrência, pois auxilia na definição dos resultados da avaliação do poder de mercado. Pitelli (2008), afirma que primeira etapa para a avaliação do poder de mercado é a determinação do mercado relevante de atuação dos seus agentes, seja na dimensão de produto ou na dimensão geográfica. De acordo com Possas (2002), é no *locus* devidamente delimitado que o poder de mercado é exercido. Assim, a delimitação do mercado relevante é essencial para a realização de estudos de investigação, tanto sobre poder de mercado na venda do bem final (poder de oligopólio ou de monopólio), quanto sobre a compra de insumos (poder de oligopsônio ou monopsônio).

Sucintamente, as Secretarias de Acompanhamento Econômico e de Direito Econômico - SEAE/SDE – determinaram, em sua portaria conjunta nº. 50, o conceito de mercado relevante de acordo com a lógica do monopolista hipotético:

“o mercado relevante é definido como o menor grupo de produtos e a menor área geográfica necessários para que um suposto monopolista seja capaz de impor um pequeno, porém, significativo e não transitório aumento de preços” (portaria conjunta SEAE/SDE nº 50, 01 de agosto de 2001).

Segundo Werder e Froeb (1993) e Barbosa (2006), a definição de mercado pelo *Merger Guidelines* (guia americano de fusões horizontais) é realizada pelo Teste do Monopolista Hipotético (TMH). Neste, considera-se inicialmente somente o produto de empresas que participam da investigação e a extensão territorial em que tais empresas atuam. Aplica-se um “pequeno, porém, significativo e não transitório” aumento nos preços, normalmente 5%, 10% ou 15%, para um suposto monopolista destes bens nessa área, mantendo-se constante os termos de vendas de todos os outros produtos fora do mercado em análise. Se o aumento do preço não for rentável para o monopolista, o que sugere a existência de firmas rivais adiciona-se um produto substituto mais próximo daquele em análise. Pressupõe-se que o monopolista hipotético controla o produto e seu substituto próximo. Esse procedimento é repetido sucessivas vezes, até que se identifique um conjunto de produtos e localidades para os quais seja economicamente rentável para o monopolista exercer o poder de mercado.

O teste do monopolista hipotético é adotado pelos Guias de Concentração Horizontal dos sistemas de defesa da concorrência na maioria dos países, como Brasil, Estados Unidos, Reino Unido e União Européia. Todavia, conforme destaca o próprio guia brasileiro, esse não é o único instrumental a ser utilizado na definição de mercado relevante. Existem outras metodologias utilizadas para esse tipo de análise, como, a elasticidade-preço cruzada ou o teste de cointegração de preços, que também podem ser eficientes, mas desde que a lógica do teste do monopolista hipotético esteja presente (PITELLI, 2008). Entretanto, segundo Barbosa (2006) existem limitações para se realizar a aplicação do teste do monopolista hipotético, especialmente pela dificuldade de se obter dados para a estimação das curvas de oferta e demanda, pois, as informações não estão disponíveis para as autoridades da defesa de concorrência de maneira adequada e desagregada.

Metodologias alternativas ao teste do monopolista hipotético podem ser utilizadas na delimitação do mercado relevante em razão da dificuldade operacional de realizá-lo e pelo fato de não existir um consenso na literatura a respeito do melhor método empírico para determiná-lo. Assim, surgiram

argumentos a favor da aplicação de diferentes metodologias para a definição de mercado relevante, com destaque para os testes de preços (*price test*).

Segundo Oliveira et al. (2003), fatores que afetam um produto e alteram seu preço relativo a outros vão gerar substituição e, se o choque não for permanente, os preços relativos entre eles devem retornar ao verificado no estágio anterior. Para estes autores, diferentes métodos podem ser utilizados para definir a delimitação geográfica, como a avaliação das elasticidades cruzadas ou teste da correlação de preços ao longo do tempo (*price correlation over*). Para Haldrup (2003), se os preços dos produtos “caminham juntos” é o suficiente para estarem no mesmo mercado.

Carlton e Perloff (2005) ressaltam que o grau de substituição entre dois produtos está associado aos preços correntes de ambos. Portanto, se esses produtos estão sendo comercializados no mesmo mercado, seus preços devem se mover conjuntamente ao longo do tempo. Assim, o primeiro passo para definir um mercado relevante seria por meio da determinação da correlação entre os preços. Porém, não é necessário que esta seja elevada para que ambos os produtos estejam no mesmo mercado. Produtos diferentes produzidos a partir do mesmo insumo podem ter elevadas correlações entre os preços. Por outro lado, baixas correlações não indicam necessariamente que os produtos não se encontram no mesmo mercado, desde que as alterações nos preços relativos sejam acompanhadas por grandes mudanças na quantidade. Se o preço de um produto aumentar e o de seu substituto se mantiver inalterado, a quantidade demandada do primeiro produto deve diminuir acentuadamente, sugerindo uma interdependência entre eles.

Uma das limitações do uso das correlações de preços no delineamento de mercado relevante é determinar qual o nível de correlação necessária para concluir que dois produtos pertencem ao mesmo mercado (CHURCH e WARE, 2000). Farina et al. (2008), salientam que a correlação entre preços tem sido amplamente utilizada para definir mercados geográficos relevantes. Todavia, o teste é mais útil para excluir a possibilidade de que dois produtos estejam em uma mesma área, do que para definir o conjunto de produtos que se encontram nela. Consequentemente, mesmo quando se verifica alta correlação entre os preços, sugere-se a aplicação de outras técnicas a fim de complementar a análise. Portanto, embora apresente limitações, o teste de correlação ainda é utilizado para delimitar mercados em concorrência imperfeita juntamente com testes de causalidade de Granger e cointegração.

3. Metodologia empírica

Nessa seção são apresentados os procedimentos econométricos utilizados na análise de mercado relevante dos combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular.

Não existe um consenso entre os economistas a respeito de métodos quantitativos que devem ser utilizados para determinar a delimitação de mercado relevante. Estudos recentes sobre este tema, utilizam-se de métodos nos quais somente as séries de preços são necessárias, abrangendo a definição de mercado relevante. Cabe ao pesquisador, mediante a disponibilidade de dados e das características específicas do setor em estudo, optar pelo método mais adequado.

Dentre os diferentes procedimentos direcionados a delimitação de mercados relevantes cita-se a utilização de modelos de séries temporais. Portanto, a técnica de cointegração foi escolhida para avaliar se os preços da gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular se movimentam, sincronizadamente, no mercado brasileiro. A decomposição de variância do erro de previsão foi utilizada para identificar as inter-relações entre as variáveis, a partir da separação dos movimentos em seus choques “próprios” e aqueles provenientes de outras variáveis. Adicionalmente, o teste de causalidade de Granger foi realizado para verificar a relação de precedência entre as séries de preços. O objetivo é examinar “quanto” do valor corrente de uma variável pode ser explicado por seus próprios valores passados e o quanto a adição de valores passados de uma segunda variável pode ajudar a explicar este valor. A razão para a proposição de tal definição é a de que se um evento é a causa de um outro evento, no sentido de Granger, o primeiro deve preceder ao último.

A utilização desses testes econométricos requer a realização prévia do teste de raiz unitária nas séries de preços. Portanto, utilizou-se o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF). A definição correta do modelo a ser empregado no teste ADF (incluindo ou não termos deterministas) foi feita adotando-se o procedimento sequencial proposto por Enders (1995), no qual, três tipos de modelos são estimados sequencialmente: o primeiro com constante e tendência, um apenas com constante, e o último, sem constante e sem tendência.

3.1 Teste de cointegração

A técnica de cointegração permite testar a relação de longo prazo entre as séries de preços dos combustíveis analisados. Segundo Oliveira et al. (2003), no campo da defesa da concorrência, tem sido crescente a aceitação e a utilização da técnica de cointegração no auxílio para a definição de mercado relevante, na dimensão de produto e geográfica. Evidências de que os preços são cointegrados têm sido interpretadas como um indicativo de que os produtos em análise são comercializados em um mesmo mercado.

Existem diferentes métodos para se determinar as relações de cointegração entre as variáveis, dentre os quais se destacam os métodos de Engle e Granger e o procedimento de Johansen. Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis e testar a presença de mais de um vetor de

cointegração, utilizou-se o teste de Johansen e Juselius (1990).

Ao contrário de outros métodos, este procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração tornando viável testar e estimar a presença de diversos vetores e não apenas um único vetor de cointegração. O teste assume, baseado em uma estrutura de auto-regressões vetoriais (VAR), que todas as variáveis são endogenamente determinadas. O modelo estimado pode ser descrito conforme a expressão:

$$\Delta P_t = \pi_0 + \pi P_{t-1} + \sum_{j=1}^p \pi \Delta P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que P_t representa os preços dos combustíveis, gasolina C e álcool hidratado; p é o número de *lags* das variáveis defasadas ΔP_{t-j} ; ε_t é um vetor de termos de erro. Em notação matricial, um VAR com k variáveis e n defasagens, pode ser definido por:

$$P_t = \alpha + \theta_1 P_{t-1} + \theta_2 P_{t-2} + \dots + \theta_n P_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que P_t é um vetor ($k \times 1$) de variáveis endógenas; P_{t-j} , $j = 1, 2, \dots, n$, vetores ($k \times k$) de variáveis defasadas; α , um vetor ($k \times 1$) de interceptos; θ_j , $j = 1, 2, \dots, n$ matrizes ($k \times k$) de coeficientes a serem estimados; e ε_t , um vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios. O VAR da equação (2) pode ser reescrito na versão reparametrizada:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \Pi P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

com $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^n \theta_j$ e $\Pi = \sum_{i=1}^n \theta_i - I - \left(I_k - \sum_{i=1}^n \theta_i \right)$.

Todos os termos da equação (3) são estacionários, exceto ΠP_{t-1} . Porém, para que todo o sistema seja estacionário, ΠP_{t-1} também deve ser estacionário; para tanto, Π deve ter uma estrutura em que as combinações lineares sejam estacionárias, de modo que os preços sejam co-integrados.

O número de vetores de cointegração será obtido definindo-se quantas são as raízes características (λ) de Π diferentes de zero, o que é semelhante à determinação de seu posto (r).

As linhas de Π não podem ser todas linearmente independentes; ou seja, Π deve ser singular [$\det(\Pi) = 0$] e seu posto deve ser menor que k (número de séries incluídas na estimação). Não é possível ter um número de relações de co-integração igual ao de variáveis co-integradas. Portanto existem, três possibilidades:

- i) $r = 0$, não existe nenhuma relação de cointegração entre as variáveis em estudo.
- ii) $r = k$, todas as séries são $I(0)$ e, portanto, não há necessidade de verificar relações de co-integração entre elas.

iii) $0 < r < k$, há r combinações lineares.

A respeito da delimitação do mercado relevante, nessa última possibilidade, existe r relações de cointegração e então $k - r$ tendências de preços separadas. Portanto, segundo Pitelli (2008), é o caso mais interessante, pois, determina uma situação em que se verifica “relações de atrações” entre os níveis de preços, o que afetam a determinação de mercado relevante.

Se o posto de Π for menor que o número de variáveis ($r < k$), é possível mostrar que existem matrizes $\alpha_{(kxr)}$ e $\beta_{(rxk)}$ tais que $\Pi_{k \times k} = \alpha_{(kxr)} \beta'_{(rxk)}$.

Substituindo essa definição de Π em (17), obtém-se:

$$\Delta P_t = \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-(n-1)} + \beta' P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

A equação (4) é o modelo VEC, em que $\beta' P_{t-1}$ são as r relações de cointegração que definem o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, ou seja, são relações em nível. A matriz de cointegração β permite identificar as relações que ocorrerão entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo, ou seja, como cada variável cointegrada faz o sistema convergir, após um choque, para o equilíbrio no longo prazo; α é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, que representa a estrutura espacial do modelo e a velocidade do ajustamento a um desequilíbrio qualquer. Um elevado valor de α sugere que o preço retorna rapidamente ao equilíbrio de longo prazo após uma perturbação transitória, o contrário é válido para baixos valores; e Γ_1 são matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Se os preços são cointegrados, existe segundo Engle e Granger (1987), uma representação equivalente em termos de um Mecanismo de Correção de Erros (MCE), como apresentado em (4).

Em suma, o procedimento busca testar o número de raízes características (λ) diferentes de zero na matriz Π , o que corresponde ao número de vetores de co-integração (r) que, deve ser igual a $(k - 1)$. Johansen e Juselius (1990) sugeriram os testes de razão de verossimilhança *traço* (λ_{trace}) e máximo autovalor (λ_{max}) para determinar o número de vetores de cointegração:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (6)$$

em que T é o número de observações utilizadas no ajustamento e $\hat{\lambda}_i$, são os valores estimados das raízes características da matriz Π estimada.

De acordo com Enders (1995) o teste do traço determina a hipótese de que existem, no máximo, r vetores de co-integração ($H_0 = r \leq r_0$, contra

$H_a = r > r_0$). O teste de máximo autovalor, por outro lado, testa a hipótese nula de que existe r vetores de co-integração, contra a hipótese alternativa de que há $(r + 1)$.

3.2. Decomposição da variância do erro de previsão

A decomposição da variância parte de um modelo VAR, equação (1), e é útil para entender as propriedades das previsões de erro e descobrir inter-relações entre as variáveis de um sistema. Determina o percentual do erro da variância prevista atribuído aos choques de determinada variável *versus* os choques nas demais variáveis do sistema. Se os choques observados na variável x não forem capazes de explicar a variância do erro de previsão da variável y , diz-se que a seqüência y é exógena. Caso contrário, diz-se que ela é endógena (ENDERS, 1995). Portanto, por exemplo, se o choque do preço da gasolina C não explica nenhuma parcela do erro de previsão do preço do álcool hidratado, sob todos os horizontes possíveis, sugere-se que o preço da gasolina C é exógeno. Desse modo, o preço do álcool hidratado não é afetado por variações no preço da gasolina C. Por outro lado, se o choque do preço da gasolina C pode explicar toda a variância do erro de previsão do álcool hidratado, pode-se afirmar que este é completamente endógeno.

A decomposição da variância permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente. Portanto, apresenta, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria, e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO, 1998). Geralmente, no curto prazo, a variância do erro de previsão é quase totalmente explicada por seus próprios choques. Entretanto, no longo prazo, os choques das outras variáveis do sistema podem explicar muito da variância do erro de previsão.

3.3. Teste de causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger parte da premissa de que o futuro não pode causar o passado. O fato de haver causalidade, no sentido de Granger, de uma variável em relação a outras não implica necessariamente causalidade no sentido estrito. A causalidade de Granger mensura a precedência e o volume de informação, entretanto, não indica a causalidade no uso mais comum do termo. O teste pressupõe que as informações relevantes para prever as variáveis a serem testadas estão contidas exclusivamente nos dados de séries temporais dessas variáveis. O teste é realizado a partir das seguintes equações,

sob o pressuposto de que as perturbações não possuem correlação:

$$P_t^i = \sum_{j=1}^n \beta_j P_{t-j}^j + \sum_{i=1}^n \alpha_i P_{t-1}^i + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$P_t^j = \sum_{i=1}^n \delta_i P_{t-1}^i + \sum_{j=1}^n \lambda_j P_{t-1}^j + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

em que, P é preço do combustível praticados no mercado varejista nacional e α , β , λ e δ são os parâmetros a serem estimados. Os índices i e j representam a distinção entre os combustíveis analisados, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular.

Estimadas as equações distingui-se os seguintes casos:

- 1) A causalidade unidirecional de P^i para P^j é indicada quando os coeficientes estimados em (7) para P^i defasado são conjuntamente diferentes de zero ($\beta_j \neq 0$), e o conjunto de coeficientes estimados em (8) para a variável P^j não forem estatisticamente diferentes de zero ($\delta_i = 0$).
- 2) A causalidade unidirecional de P^j para P^i é indicada quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^i na equação (7) não for diferente de zero ($\beta_j = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados para a variável P^j em (8) for diferente de zero ($\delta_i \neq 0$).
- 3) A bicausalidade ou simultaneidade ocorre quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de P^j e P^i forem estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
- 4) A ausência de causalidade acontece quando nas duas regressões os conjuntos de coeficientes defasados de P^j e P^i não forem estatisticamente diferentes de zero.

De acordo com Oliveira *et al.* (2003), a aplicação do teste de causalidade de Granger consiste em um instrumento complementar a técnica de cointegração. Além disso, representa um avanço comparativamente a correlação que também é utilizada, em alguns trabalhos, na delimitação de mercados relevantes, pois, leva em consideração à dinâmica potencial existente entre as séries. Uma variável x é dita “causada no sentido de Granger” por outra variável y , se esta última auxilia na previsão da primeira, ou seja, se os coeficientes das variáveis defasadas de x são estatisticamente significativos.

3.4. Fonte de dados

Os dados utilizados nesse trabalho referem-se às séries mensais de preços dos

combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular no mercado varejista nacional, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008, obtidos por meio do banco de dados da Agência Nacional Petróleo. Essas séries foram deflacionadas pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) para valores de dezembro de 2008, disponível junto ao site da Fundação Getúlio Vargas.

4. Resultados

4.1. Delimitação mercado relevante de produtos, via testes econométricos nos preços

A constatação de que as séries de preços parecem caminhar juntas normalmente é apontada como primeira evidência a favor da integração. O fato de as séries de preços apresentarem tendências que variam ao longo do tempo fornece, indícios de que essas são séries não estacionárias. Para realizar os testes de cointegração, é necessário analisar a estacionariedade das séries de preços e, conseqüentemente, a sua ordem de integração. Para tal, realizou-se os testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado (*ADF*) nas séries de preços dos três combustíveis. A Tabela 1 reporta os resultados do teste de raiz unitária *ADF*.

Para a realização do teste, empregou-se o número de defasagens que minimizou o Critério de *Schwarz*. Os resultados evidenciaram que, a 1% de significância, as séries de preços da gasolina C, do álcool hidratado e gás natural veicular foram integradas de ordem um. Entretanto, quando o teste *ADF* foi realizado para a primeira diferença das séries, verificou-se, nesse mesmo nível de significância, que a hipótese de uma raiz unitária para todas elas foi rejeitada, o que indica que essas séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, integradas de ordem um $[I(1)]$.

Após identificar que as séries foram não-estacionárias (em nível) e integradas de mesma ordem, o procedimento subsequente foi verificar se os preços dos combustíveis caminham juntos ao longo do tempo. Se os três combustíveis pertencem ao mesmo mercado econômico de produto, devem ser encontradas 2 relações de cointegração entre os preços, o que significa que estes compartilham uma tendência comum.

TABELA 1. RESULTADOS DO TESTE ADF NAS SÉRIES DE PREÇOS DE GASOLINA C, ÁLCOOL HIDRATADO E GÁS NATURAL VEICULAR

Produto	Nível Defasagens	t	Primeira diferença		Conclusão
			Defasagens	t	
Gasolina	1	0,15	1	- 5,37***	I(1)
Álcool	1	-0,50	0	- 5,38***	I(1)
GNV	1	2,02	1	-3,52***	I(1)

Fonte: Dados da pesquisa.

(***) indica significativo a 1%.

TABELA 2. RESULTADOS DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS, PG, PA E GNV

Rank	λ_{trace}	Valores Críticos 5%	$\lambda_{\text{máx}}$	Valores Críticos 5%
0	66,86*	35,19	43,18*	22,30
1	23,68*	20,26	16,50*	15,89
2	7,18	9,16	7,17	9,16

Fonte: Dados da pesquisa.

* Sugere rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

O teste do Traço indicou que as hipóteses de que não há cointegração e de que existe apenas um único vetor de cointegração entre as séries de preços foram rejeitadas, a 5% de significância. Também, pelo teste do Máximo Autovalor, concluiu-se que a hipótese de que há um único vetor de cointegração foi rejeitada nos níveis de significância de 5%.

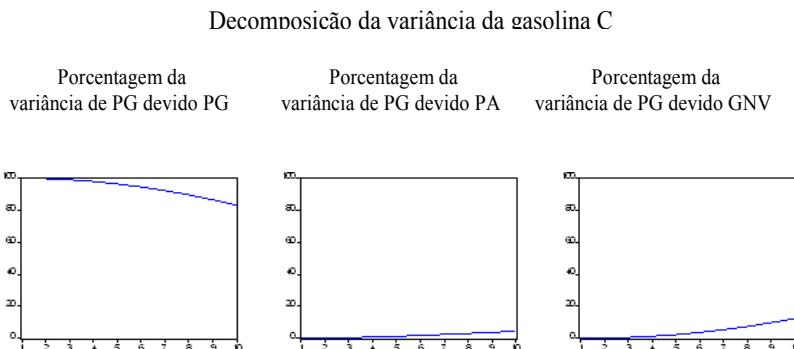
Em suma, ambos os testes sugeriram que a hipótese de que há dois vetores de cointegração não pôde ser rejeitada. Portanto, os resultados permitiram corroborar a existência de duas relações de longo prazo entre as séries de preços dos combustíveis líquidos em análise. Desse modo, a gasolina C, o álcool hidratado e o gás natural veicular competem no mercado relevante de produto no Brasil. Assim, eventuais desvios nos preços de um desses combustíveis, em relação aos demais, podem ser considerados transitórios. No longo prazo, qualquer alteração nos preços de um dos combustíveis pode gerar substituição até que ocorra novamente uma tendência ao equilíbrio.

Se os mercados de gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular estão integrados por substituição, podem existir consequências relevantes para o bem-estar econômico do consumidor brasileiro. Ele poderá escolher o combustível relativamente mais barato e ainda, mediante uma eventual escassez da gasolina, álcool ou gás natural veicular poderá optar por qualquer um destes combustíveis.

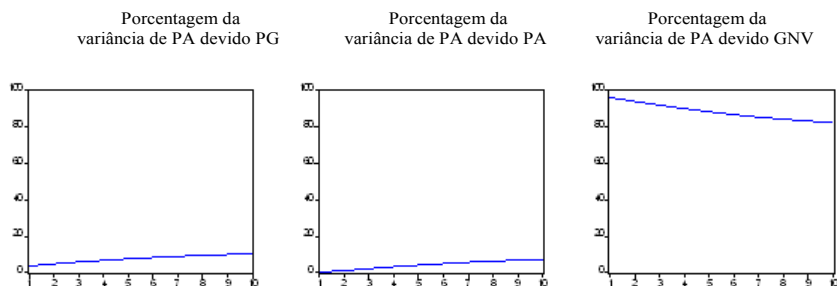
Nesse trabalho, também utilizou a decomposição histórica da variância do erro de previsão em relação às séries de preços em análise para avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais. Os resultados para a decomposição histórica da variância do erro de previsão indicou que, a evolução nos preços da gasolina C é explicada, em grande medida, pelos seus próprios desvios, ou seja, a variância do erro de previsão é explicada em grande proporção por ela mesma. A respeito do álcool hidratado, os preços da gasolina C têm poder explanatório relativamente elevado sobre a variabilidade da decomposição do erro de previsão. Essa tendência vai aumentando gradualmente com o passar dos meses. Já a evolução nos preços do gás natural veicular é explicada, em grande medida, pelos seus próprios desvios, ou seja, a variância do erro de previsão é explicada em grande proporção por si mesma. Estes resultados encontram-se ilustrados na Figura 1 e os resultados apresentados nas tabelas 1 A a 3 A, Anexo.

Em síntese, a respeito do preço da gasolina C, os choques nos preços do álcool hidratado e GNV não explicam o seu erro de previsão. Portanto, sugere-se que os preços desses combustíveis são exógenos, ou seja, não são relevantes na determinação da variabilidade do preço da gasolina C. A mesma tendência é verificada para o preço do gás natural veicular em relação aos demais combustíveis. Já a variação no erro de previsão no preço do álcool hidratado é explicada parcialmente por choques no preço da gasolina C, de modo que, essa tendência apresenta uma gradual evolução com o passar dos meses. Esse fato permite pressupor que existe uma interdependência mais evidente entre os mercados de gasolina C e álcool hidratado. Possivelmente, o advento da tecnologia *flex fuel*, pode explicar em grande medida esses resultados, uma vez que, esses veículos permitem que o proprietário escolha, no momento do abastecimento, um ou outro combustível ou qualquer combinação dos mesmos.

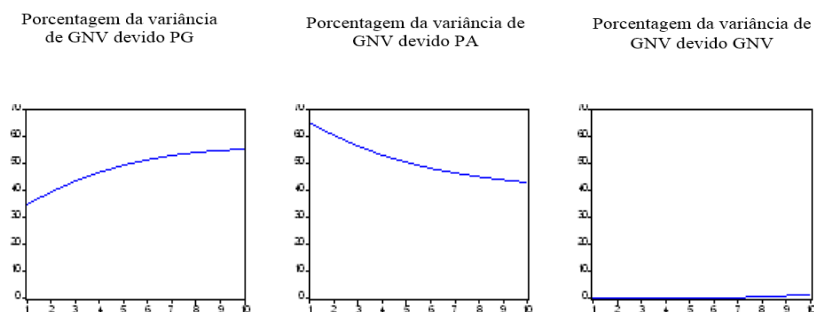
FIGURA 1. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DA PREVISÃO: GASOLINA C, ÁLCOOL HIDRATADO E GÁS NATURAL VEICULAR.



Decomposição da variância do álcool hidratado



Decomposição da variância do gás natural veicular



Fonte: Dados da pesquisa.

Complementarmente, realizou-se o teste de causalidade de Granger nas séries de preços dos três combustíveis. A Tabela 3, apresenta os resultados dos testes de causalidade de Granger entre as séries de preços da gasolina C, álcool hidratado e gás veicular.

TABELA 3. TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE OS PREÇOS GASOLINA C, ÁLCOOL HIDRATADO E GÁS NATURAL VEICULAR

Hipótese nula	Estatística F	Probabilidade
PA não Granger - Causa PG	1,86340	0,16207
PG não Granger- Causa PA	3,07530	0,05189
GNV não Granger - Causa PG	7,07241	0,00151
PG não Granger- Causa GNV	5,59767	0,00537
PA não Granger - Causa GNV	0,08962	0,91437
GNV não Granger- Causa PA	2,90696	0,06066

Fonte: Dados da pesquisa.

Verifica-se que o preço da gasolina C causa no sentido de Granger os preços dos combustíveis, álcool hidratado e gás natural veicular. Por outro lado, o preço do álcool hidratado não causa, no sentido de Granger, o preço da gasolina C e gás natural veicular. As variações no preço do GNV antecedem as variações nos preços da gasolina C e álcool hidratado. Além disso, existe uma relação bicausal entre os preços de gasolina C e gás natural veicular.

Em síntese, observa-se que o preço do álcool hidratado é determinado exogenamente nesse mercado. Já os preços dos demais combustíveis em análise, podem ser considerados endógenos, ou seja, as variações nesses preços antecedem as variações nos preços dos combustíveis concorrentes.

Nos últimos anos, o mercado de combustíveis automotivo no Brasil, apresentou uma dinâmica gerada, especialmente, por quatro vetores de mudanças: o pico na exploração de petróleo, o risco à segurança energética, a transformação na frota de veículos leves no Brasil e a influência do efeito estufa sobre o clima. Além disso, devido às mudanças verificadas na tecnologia, e refletidas por meio do lançamento dos motores *flex-fuel* no mercado brasileiro, a sinergia entre estes vetores trouxe consigo novas características para estes mercados (GAMARRA, 2009). Espera-se que as relações de interdependência entre os preços dos combustíveis (gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular) se tornem cada vez mais expressivas, especialmente, com a expansão da participação do álcool hidratado e gás natural veicular no mercado de combustíveis.

Considerações finais

Esse artigo teve como objetivo delimitar o mercado relevante de produto para os combustíveis gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular (GNV) no mercado nacional no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2008. Não existe um consenso entre os economistas a respeito de métodos quantitativos que devem ser utilizados para determinar a delimitação de mercado relevante. Entretanto, tem se verificado na literatura recente a utilização de testes econométricos sobre as séries de preços para delimitar mercados relevantes geográficos e de produtos.

Os resultados obtidos para os testes de cointegração revelaram que os três combustíveis, gasolina C, álcool hidratado e gás natural veicular competem entre si no mesmo mercado relevante de produto. Verificou-se que, a evolução nos preços da gasolina C é explicada, em grande medida, pelos seus próprios desvios e tem poder explanatório relativamente elevado sobre a variabilidade da decomposição do erro de previsão do álcool hidratado, de modo que, essa tendência vai aumentando gradualmente com o passar dos meses. Já a evolução nos preços do gás natural veicular é explicada, em grande medida, pelos seus próprios desvios. A respeito da causalidade de Granger, o preço da gasolina C causa no sentido de Granger os preços dos combustíveis, álcool

hidratado e gás natural veicular. Por outro lado, o preço do álcool hidratado não Granger - causa o preço da gasolina C e gás natural veicular. As variações no preço do GNV antecedem as variações nos preços da gasolina C e álcool hidratado.

No período recente, as transformações estruturais nos mercados automobilísticos e de combustíveis, bem como as mudanças no ambiente institucional deste último, podem ter viabilizado um ambiente concorrencial no mercado de combustíveis, em razão da evolução das vendas do álcool hidratado e gás natural veicular. Os testes econométricos realizados nas séries de preços dos combustíveis em análise, permitiram corroborar a presença dos três combustíveis no mercado varejista nacional, de modo que alterações nos preços de qualquer um deles pode gerar substituição, de forma que tais choques passam a ter caráter apenas transitório.

Ressalta-se que a substitubilidade existente entre esses combustíveis também pode ser avaliada por meio da estimação da elasticidade - preço cruzada. Os produtos se revelarão substitutos se as elasticidades-preço cruzadas se revelarem positivas sugerindo que uma elevação do preço de um produto implicará em aumento na demanda do combustível concorrente. A respeito do grau de substitubilidade, verifica-se que se a elasticidade preço cruzada for inferior a unidade, os produtos se revelam substitutos imperfeitos. Do mesmo modo, se os produtos são substitutos mais que perfeitos o valor da elasticidade é maior que a unidade. Sugere-se para trabalhos futuros a estimação de funções de demandas que possibilitem obter tais elasticidades o que permitira avaliar o grau de substitubilidade existente entre tais combustíveis.

Referências

- ANP - Agência Nacional Do Petróleo, Gás Natural E Biocombustíveis - (2003). Gás Natural Veicular Mercado em Expansão. Nota Técnica. Rio de Janeiro: 023/2003- SCG. 01 de agosto de 2003.
- BAKER, J. B. (2006). "Market definition: an analytical overview." Disponível em: <http://ssrn.com/abstract=854025>. Acesso em mar. De 2009.
- BARBOSA, C. (2006). "Investigação econômica sobre o sistema brasileiro de defesa da concorrência, 2004 a 2005." 205p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- CADE – Conselho Administrativo De Defesa Econômica. Ato de concentração nº 08012.002634/2006-73. Disponível em: www.cade.gov.br/plenario/Sessao_385/Relat/10-Relatorio-AC-2006-08012.002634-ALE-Satelite-Azevedo.pdf . Acesso em 05 de maio 2009.
- CARLTON, D. W; PERLOFF, J. M. (2005). *Modern Industrial Organization*. 4th ed. Upper Saddle River: Pearson, 822p.
- CHURCH, J. & WARE, R. (2000). *Industrial Organization: A Strategic Approach*.

- San Francisco: McGraw-Hill. 926p.
- ENDERS, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley. 433 p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. (1987). *Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing*. *Econometrica*, v. 55, n. 1, p. 251-276.
- FARINA, T. M. Q., NUNES, R. (2008). *Comportamento dos Preços e Identificação do Mercado Relevante: o caso CVRD*. In: Mattos, César (Org.) *A Revolução Antitruste no Brasil 2: a teoria econômica aplicada a casos concretos*, Ed. Singular, São Paulo, Brazil: v. 3, p. 95-118.
- FGV - Fundação Getúlio Vargas. Índice Geral de Preços – Disponibilidade interna (Índice 2). Disponível em: <<http://www.indicadores.hpg.ig.com.br>>. Acesso em: 20 jun. 2012.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. (1990). *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money*. *Oxford Bulletin on Economics and Statistics*, v. 52, n. 1, p. 169-210.
- GAMARRA, J. E. (2009). “Transmissão de preços entre os mercados do etanol e da gasolina desde o lançamento dos carros Flex-Fuel, no mercado brasileiro.” Dissertação (Mestrado em Agronegócios) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.
- HALDRUP, N. (2003). “Empirical analysis of price data in the delineation of the relevant market in competition analysis.” Aarhus: Department of Economics. 57 p. (Working Paper, 2003-09). Disponível em <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=429120> Acesso em: 06 mar. 2009.
- Margarido, M.A. (1998). “Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo.” Instituto de Economia Agrícola. Coleção Estudos Agrícolas 6. São Paulo-SP.
- OLIVEIRA, G., FILHO, E. M.G., VALLADARES, F., E., C. (2003). *Técnicas econômicas para a delimitação de mercados relevantes geográficos: aplicação para Petroquímica*. In: César Mattos. (Org.). *A Revolução Antitruste no Brasil*. Singular, v. 2. p. 117-129.
- PITELLI, M. M. (2008). “Testes de preços para determinação de mercado relevante geográfico e de produto: uma aplicação empírica ao mercado brasileiro de compra de bovinos.” 156p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- POSSAS, M. L. (2002). *Os conceitos de mercado relevante e poder de mercado no âmbito da defesa da concorrência*. In: Mario Luiz Possas. (Org.). *Ensaio sobre Economia e Direito da Concorrência*. 1 ed. São Paulo, SP: Editora Singular, v. 1, p. 75-95.
- SALGADO, L. H. (2003). *O caso Kolynos-Colgate e a introdução da economia antitruste na experiência brasileira*. In: César Mattos. (Org.). *A Revolução Antitruste no Brasil*. Singular, v. 2. p. 29-66.
- SCHÜNEMANN, L. (2007). “A demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex.” 107p. (Dissertação de Mestrado). Faculdades de Economia e Finanças do Ibmec. Rio de Janeiro: Faculdades Ibmec. 2007.

WEDER, G., J.; FROEB., L. M. (1993). "Correlation, causality, and all jazz: the inherent shortcomings of price tests for antitrust market delineation." Review of Industrial Organization, Amsterdam, v.8, n. 1, p. 329-353.

ANEXO A

TABELA 1A. DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO PREÇO DA GASOLINA C NO BRASIL, EM PORCENTAGEM

Decomposição da variância gasolina C				
Mês	Desvio padrão	PG	PA	GNV
1	0.045238	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.060619	99.70605	0.119941	0.174013
3	0.070612	99.02044	0.374867	0.604692
4	0.077841	97.93419	0.744270	1.321539
5	0.083400	96.44036	1.210493	2.349151
6	0.087888	94.53739	1.757570	3.705044
7	0.091680	92.23218	2.370322	5.397495
8	0.095032	89.54250	3.033771	7.423728
9	0.098128	86.49836	3.732873	9.768765
10	0.101106	83.14223	4.452544	12.40523

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 2A. DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO PREÇO DO ÁLCOOL HIDRATADO NO BRASIL, EM PORCENTAGEM

Decomposição da variância alcool hidratado				
Mês	Desvio padrão	PG	PA	GNV
1	0.089136	34.86947	65.13053	0.000000
2	0.118513	39.53969	60.45912	0.001198
3	0.137438	43.51320	56.47613	0.010677
4	0.151093	46.79628	53.16306	0.040667
5	0.161511	49.43944	50.45396	0.106603
6	0.169726	51.51050	48.26386	0.225644
7	0.176352	53.07885	46.50553	0.415619
8	0.181792	54.20784	45.09788	0.694277

TABELA 2A (continuação). DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO PREÇO DO ÁLCOOL HIDRATADO NO BRASIL, EM PORCENTAGEM

9	0.186336	54.95213	43.96919	1.078681
10	0.190205	55.35766	43.05767	1.584675

Fonte: Dados da pesquisa.

TABELA 3A. DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO PREÇO DO GÁS NATURAL VEICULAR NO BRASIL, EM PORCENTAGEM

Decomposição da variância gás natural veicular				
Mês	Desvio padrão	PG	PA	GNV
1	0.018613	3.711479	0.288550	95.99997
2	0.027344	4.856603	1.174339	93.96906
3	0.034745	5.898723	2.204568	91.89671
4	0.041547	6.823164	3.221593	89.95524
5	0.048006	7.634723	4.156761	88.20852
6	0.054245	8.345335	4.986499	86.66817
7	0.060332	8.968500	5.708859	85.32264
8	0.066312	9.516976	6.331465	84.15156
9	0.072217	10.00198	6.865476	83.13255
10	0.078074	10.43304	7.322676	82.24428

Fonte: Dados da pesquisa.

Recebido em: 03 de abril de 2013

Aceito em : 15 de agosto de 2013

La influencia del cluster vitivinícola en el desarrollo local: el caso de Mendoza (Argentina) y Serra Gaucha (Brasil)

María Verónica Alderete¹

Resumo: A teoria do desenvolvimento endógeno estabelece que o desenvolvimento económico das regiões deve apoiar-se nos recursos existentes em seus territórios com a finalidade de melhorar o bem-estar local. Em Argentina, o cluster vitivinícola de Mendoza apresenta características que o converte numa fonte de desenvolvimento local. Por sua parte, a indústria vitivinícola do Brasil, ainda que não seja um jogador importante no mercado internacional de vinho ha mostrado signos de progresso recentemente. O objetivo deste trabalho consiste em comparar as regiões vitivinícolas de Mendoza (Argentina) e de Rio grande do Sul (Brasil) em quanto ao sistema produtivo vitivinícola, o rol das indicações geográficas e sua incidência sob o desenvolvimento territorial.

Palabras claves: clúster vitivinícola; desenvolvimiento territorial; indicações geográficas.

JEL: L66, R11, Q13.

¹ Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS-CONICET-UNS).
E-mail: mvalderete@iieess-conicet.gob.ar

The influence of the wine cluster in local development: the case of Mendoza (Argentina) and Serra Gaucha (Brazil)

Abstract: *The Endogenous Development Theory explains that economic development of regions must be based on their existent territorial resources to improve local welfare. In Argentine, Mendoza's wine cluster presents some characteristics that turn it into local development source. On the other side, the Brazilian wine industry, while not being a key player at the international wine market, has recently shown signs of progress. The objective of this paper is to compare the wine productive systems from Mendoza (Argentina) and Rio Grande Do Sul (Brazil) in terms of their production systems, the role of geographic indications and their incidence on territorial development.*

Keywords: *wine cluster; territorial development; geographic indications.*

JEL: L66, R11, Q13.

1.Introducción

Durante las últimas décadas, se observa la recuperación de los espacios locales y regionales como ámbitos específicos en los que los actores pueden construir su propia identidad estratégica para enfrentar el proceso de globalización y el nuevo contexto competitivo. En este marco, la literatura reciente hace hincapié en el fenómeno de formación de redes y a los factores locales/ regionales que contribuyen a la conformación de ámbitos de cooperación empresarial.

La teoría del desarrollo endógeno establece que el desarrollo económico de las regiones debe apoyarse en los recursos existentes en su territorio con el fin de lograr mejores niveles de vida para la población local. Así las estrategias de desarrollo económico local tienen como prioridad el desarrollo de territorios con capacidad competitiva, planteándose como objetivos: el desarrollo y reestructuración del sistema productivo, el aumento del empleo, y el mejoramiento del nivel de vida de la población local (Vázquez Barquero, 1986).

Este nuevo paradigma tiene como variable fundamental el *territorio*, entendido como una agrupación de relaciones sociales, culturales, productivas, económicas y políticas. Es ahí donde ocurren las reestructuraciones a fondo y se establecen encadenamientos productivos importantes que mediante estrategias de desarrollo económico local pueden reforzarse y convertirse en fuente de ventaja competitiva, a través de la utilización de los recursos potenciales del territorio (Garofoli, 1995; Padilla, 1996).

Las ventajas competitivas ya no se basan únicamente en insumos baratos y en economías de escala. Por el contrario, está cada vez asociada a la capacidad de las empresas en generar conocimiento e innovación que proporcionen una posición favorable frente a la competencia. Desde esta perspectiva, la realización de un producto diferenciado puede representar una oportunidad de construir un puente para nichos de mercados más exigentes. En este sentido, las indicaciones geográficas son estrategias que posibilitan agregar valor a los productos de origen agrícola. Aún con sus particularidades, es preciso que los lugares estén en contacto con el contexto internacional.

En Argentina, no se han desarrollado las condiciones para que el territorio desempeñe un rol de estímulo y creación de externalidades para el colectivo industrial y social (Boscherini, F. y Poma, L., 2000).” Sin embargo, el cluster vitivinícola de Mendoza presenta características que lo convierten en una excepción. Mendoza posee aproximadamente el 70% de los viñedos finos de Argentina. Esto explica la mayor participación relativa de la provincia en relación al resto del país.

El mercado de vinos se divide, de una manera general, en dos grandes segmentos: de los vinos comunes, elaborados con uvas no viníferas; y el de los vinos finos, producidos a partir de variedades de uvas viníferas. Sin embargo, dentro de los vinos finos se encuentra la categoría de los vinos que son producidas en regiones geográficamente delimitadas y que, justamente por ese motivo, ostentan los sellos de indicaciones geográficas (Lemos Jeziorny, 2009). Es importante el papel que cumplen las IG como creadoras de competitividad y promotoras del desarrollo local.

Según datos de EMBRAPA Uva e Vinho, la producción de vino en Brasil se concentra en un 90% en el estado de Río Grande do Sul, que le otorga al producto una identidad regionalista al vino. Actualmente, Brasil no es un jugador importante en el mercado internacional de vino y es difícil para ellos competir con otros países como Chile y Argentina que producen su producto con calidad similar y a menores precios (Nierop, 2010). La región de Río Grande do Sul desempeña sólo un papel semejante al de Mendoza y San Juan en Argentina. En la región de Serra Gaucha, la vitivinicultura abarca un área de 27 mil hectáreas y 620 vinificadoras, de acuerdo con el IBRAVIN (Instituto Brasileiro do Vinho). El sistema agroalimentario brasileiro es un caso paradigmático por la propia coexistencia de dos modelos agroalimentarios altamente relacionados y competitivos. De un lado, un conjunto emergente de mercados de calidades específicas; de otro, un mercado de commodities que comienzan a considerar el creciente desarrollo de una economía de calidades. Serra Gaucha posee una aglomeración de un número significativo de empresas actuando en diferentes cadenas productivas relacionadas con la producción de vino, con una participación significativa en el número de puestos de trabajo, facturación, mercado, potencial de crecimiento, diversificación, entre otros aspectos (GOLLO, 2006).

Con la mundialización del mercado vinícola en el mundo, cada vez más las Indicaciones Geográficas (IG) están incorporadas a la dinámica industrial y comercial de modo que el componente de enraizamiento territorial de los productos convive con los marcos institucionales de las cadenas de valor globales (Niederle e Vitrolles, 2010). El objetivo de este trabajo consiste en comparar los clusters vitivinícolas de Mendoza (Argentina) y Serra Gaúcha (Brasil) desde una perspectiva de desarrollo local. Con este fin se plantea en primer lugar el marco teórico de desarrollo local, introduciendo la noción de indicaciones geográficas. Asimismo, se describen brevemente la estructura de los clusters vitivinícolas estudiados para posteriormente describir su desempeño en términos de algunos indicadores de la actividad vitivinícola. A su vez se plantean las indicaciones geográficas alcanzadas por el sector en cada región, y la importancia de las instituciones para su desarrollo.

2.Desarrollo local

La “teoría de desarrollo local” consiste en un modelo de desarrollo que no se basa simplemente en mensurar o medir las variables económicas, como tasas de interés, salarios, inflación y sus posibles impactos regionales. Con el objetivo de tratar las potencialidades de una región geográfica determinada, se debe tener en consideración, sobretodo, los recursos naturales existentes, la vocación y competencia de la mano de obra de la comunidad y factores socio-culturales, entre los cuales se destacan la cooperación entre empresas, tradiciones, costumbres, etc.

El reconocimiento de la importancia de las redes en la competitividad de los territorios es observada en las investigaciones socioeconómicas: la cooperación inter-firma permite la construcción de sistemas de negocios que buscan entornos competitivos e innovativos. Este proceso tiene lugar tras la adquisición de ventajas resultantes de ciertas externalidades territoriales derivadas de la aglomeración, y también, tomando ventaja de la tradición de negocios territorial (Narvaez et al, 2008; Caravaca et al, 2003).

Vázquez Barquero (1999) se refiere a un desarrollo construido por la economía según la escuela de crecimiento endógeno. Algunas de las conclusiones que esta perspectiva considera han sido incorporadas en teorías más recientes del desarrollo endógeno. La perspectiva de crecimiento y la del desarrollo endógeno comparten la visión de que los sistemas productivos consisten de un grupo de factores materiales e inmateriales que permiten a las economías locales y regionales adoptar trayectorias diferentes hacia el crecimiento para el desarrollo, y por lo tanto, existe un espacio para la política regional e industrial

La competitividad de las especializaciones productivas y la variedad de senderos evolutivos que un sistema productivo o un distrito pueden emprender

dependen de la capacidad que la estructura interna tiene para responder a los estímulos externos sin perder su identidad. La plasticidad de la estructura interna del sistema local se refiere al concepto de territorio como integrador versátil. El concepto de desarrollo local como acoplamiento estructural estimula el análisis sobre la capacidad que la organización territorial tiene para seguir desempeñando, de manera evolutiva, la función de generación de competencias específicas y lugar de relaciones sociales. Esto significa analizar al distrito industrial bajo tres perspectivas: como sistema productivo que reacciona, a través de ajustes e innovaciones internas, a los cambios en el escenario competitivo; como contexto de creación e intercambio de conocimiento; y como conjunto de instituciones de (auto) reglamentación social (Coró, 2000).

Al referirnos al desarrollo local y territorial debemos establecer la importancia de estas cuatro dimensiones (Gallicchio, 2004): Económica: relacionada con la creación, acumulación y distribución de la riqueza; Social y Cultural: implica calidad de vida, equidad e integración social; Ambiental: se refiere a los recursos naturales y a la sustentabilidad de los modelos de mediano y largo plazo y Política: gobernanza territorial, proyecto colectivo independiente y sustentable.

El desarrollo local es un proceso orientado por la acción de diferentes agentes y raramente emerge espontáneamente (Barreiro Cavestany, 2000). Esto requiere de una forma compleja de gobernanza, que involucre actores claves preocupados por el desarrollo de la región y sectores productivos seleccionados. En este sentido, los proyectos de desarrollo local involucran un gran número de actores institucionales y empresas, los cuales frecuentemente no poseen mecanismos de coordinación preexistentes, y están inevitablemente bloqueados por patrones de interacción históricos.

2.1 Indicaciones geográficas y Desarrollo local

Lemos Jeziorny (2009) considera ciertos elementos relevantes para el desarrollo local, destacándose: i) capacidad organizativa por parte de los actores locales, ii) capacidad de difundir conocimiento, información e innovaciones; iii) facilidad de articularse en torno de redes. Las ideas de autores como Reis (2007), Barquero (1999; 2001), Cassiolato e Lastres (2003), entre otros avalan esta idea.

En este sentido, las IG son relevantes para el desarrollo local, ya que no sólo agrega más valor al vino, al aumentar la calidad del producto, y reducir la incertidumbre para el consumidor sino que pasa los límites estrictos de la vitivinicultura para ganar importancia en un proyecto de desarrollo de base territorial. Esto ocurre debido a que a la actividad vitivinícola se agrega el enoturismo.

Al cualificar activos intangibles que son de difícil transmisión hacia otros territorios, las IG pueden ser conceptualmente percibidas como un catalizador de procesos de desarrollo territorial/endógeno (Niederle e Vitrolles, 2010). Las IG permiten, por lo tanto, que un grupo de productores que tenga el mismo territorio como sustrato de su existencia, promuevan sus productos colectivamente, con fuerte apego en los atributos locales, como técnicas agronómicas y recursos naturales que son típicos del lugar (Lemos Jeziorny, 2009).

Nierdele y Vitrolles (2010) consideran que las IG han permitido la valorización de los territorios y de su identidad cultural. Al mismo tiempo, existe un proceso de apropiación sectorial por medio del cual éste es ajustado de modo de servir como un catalizador de innovaciones técnicas y organizacionales, las cuales son esenciales para lograr la competitividad del sector. Las IG pueden promover innovaciones en virtud del fuerte encuadramiento normativo al cual son sometidos los productores.

Varios autores (Vandecandelaere et al, 2009; Allaire et al, 2007) han demostrado que existe mucha heterogeneidad en los sistemas de IG al involucrar diferentes actores, mecanismos de gobernanza, formatos institucionales de mercados, políticas de soporte, etc., y por lo tanto, diferentes impactos sobre la dinámica del desarrollo de los territorios involucrados. Las indicaciones geográficas ponen en evidencia el modo como este instrumento implica una valorización de las tradiciones, costumbres, saberes, prácticas y otros bienes inmateriales asociados a una identidad territorial y un origen geográfico (Bérard e Marchenay, 2008; Cerdan et al, 2009).

Para ToniETTO (1992) la principal innovación surge de un cambio en la autonomía de gestión. Si hasta entonces cada productor generaba su propio negocio aisladamente y tomaba sus decisiones en conformidad con las oportunidades que le surgían, a partir de su opción por integrarse a una estrategia de IG, sus decisiones pasan a ser de carácter colectivo. Las decisiones individuales necesitan respetar un reglamento, válido para todos. La producción con base en la IG toma como premisa el territorio, a diferencia de una producción convencional.

3. Estructura del cluster vitivinícola

3.1 Mendoza

La situación del complejo vitivinícola mendocino constituye un ejemplo regional de larga data, cuyo nodo articulador se encuentra en la etapa de procesamiento industrial y en el que, históricamente, los pequeños productores familiares tuvieron una importante participación en la elaboración de

vino común de mesa¹.

Al tratarse de una compleja actividad que incluye desde la plantación de vid, la cosecha de la uva, la comercialización de ésta, la elaboración de vinos y derivados de la uva, su fraccionamiento y comercialización, involucra tanto al sector agropecuario como al sector de industrias manufactureras.

La cadena o circuito productivo agroindustrial vitivinícola consta de un número limitado de eslabones, cuyo origen es la producción de uva, y que se ramifican, según el uso dado a dicha producción, en tres eslabonamientos principales: consumo en fresco, elaboración de pasas e industrialización, siendo esta última la principal y más importante destinataria y demandante de la misma. Siguiendo el encadenamiento industrial, se presentan dos subcadenas de relevancia: en primer lugar la elaboración de vinos o mostos, y en segundo término la producción de jugos de uva (cuya utilización sirve como endulzante o para cortes de jugos de fruta). La característica más sobresaliente es la sobre-dimensión que adquiere en dicha cadena la producción vínica.

En términos productivos el sector vinícola de Mendoza está dispuesto espacialmente en la forma de clusters. Los clusters vinícolas de Mendoza presentan una conformación expresa conforme el Gráfico 1.

En la base de la producción se encuentran los viñedos que proveen a las bodegas de materia prima básica, los cuales disponen de una red de proveedores de insumos: fertilizantes, máquinas e implementos para cosecha, equipos de irrigación, entre otros.

Por otro parte, encontramos las bodegas que se benefician de las uvas provistas para la producción de vino. Esta producción requiere una serie de insumos. Para la elaboración de vinos, se encuentran las industrias proveedoras de equipos para la elaboración de vinos, empresas proveedoras de tanques, barriles, vidrios, etc; así como se observa la presencia de empresas prestadoras de servicios de marketing y software. Se estima que existen aproximadamente 200 empresas proveedoras de bienes y servicios para los clusters vinícolas (IIRSA, 2006)

Además de las empresas proveedoras, existen diversas instituciones que prestan apoyo a las actividades productivas de uva y vino como los centros de investigación y desarrollo, universidades (se encuentra la Universidad Nacional de Cuyo, la sede regional de la Universidad Tecnológica Regional y la Universidad Agustín Maza, Guaymallén, Mendoza), asociaciones empresariales y gremiales, instituciones gubernamentales de apoyo y regulación (Instituto Nacional de Vitivinicultura INV, COVIAR Corporación Vitivinícola Argentina, ProMendoza), así como instituciones financieras. Asimismo, se encuentran las empresas responsables por las redes de distribución tanto

¹ Hasta el año 2003, el tipo de vino se clasificaba en vino de mesa, fino y otros. A partir de la liberación de los vinos nuevos (Res INV N°12/04) se pone en marcha el proceso de descategorización de los vinos, debiéndose indicar solamente con la palabra vino.

en el territorio nacional como en otros mercados externos. Estas empresas demandan servicios externos para la provisión de servicios de transporte y logística. Asimismo, las actividades vinícolas y vitícolas han logrado una integración virtuosa con el sector comercial y turístico de la provincia. Existen diferentes rutas turísticas creadas que integran la producción de vino con los sectores hoteleros, comercios, tiendas, etc.

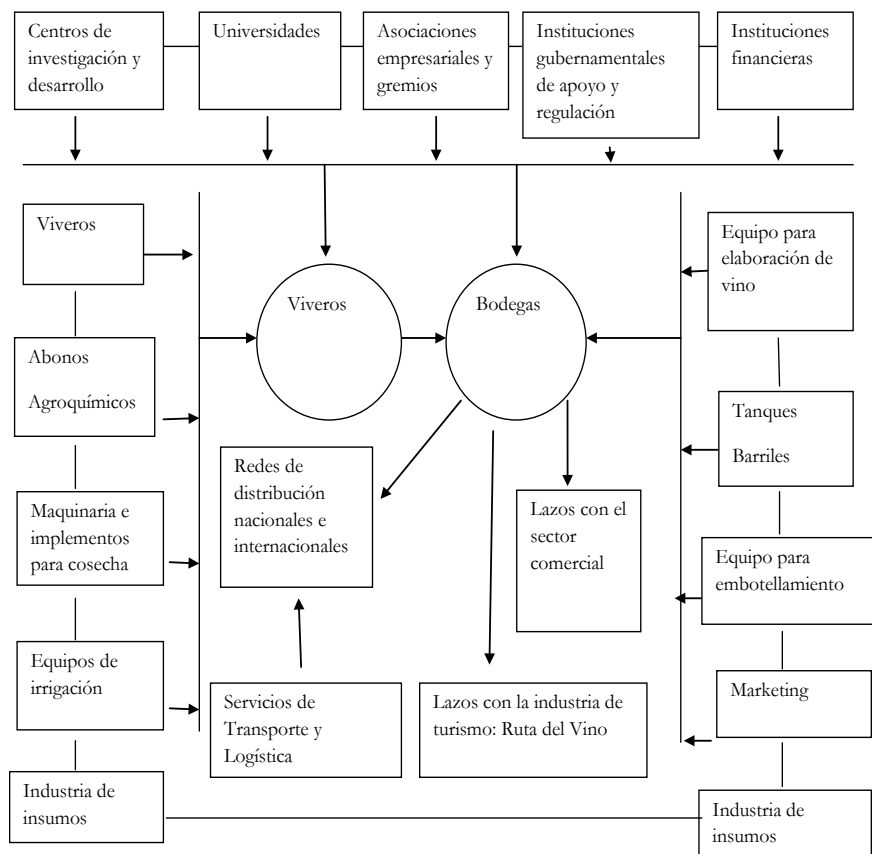
3.2 Serra Gaúcha

Serra Gaúcha es el principal polo vitivinícola de Brasil, ubicado en el Nordeste de Rio Grande Do Sul. Los productores de uva y vino presentan la conformación de un APL, en una etapa avanzada de evolución. En los años 90 se produjo la transformación de muchos viticultores en vitivinicultores. Tuvo origen la integración vertical en la producción y comercialización. El cluster tiene garantizada la viabilidad y el fortalecimiento de la inserción internacional de diversas industrias de vinos de RGS.

El centro del cluster está formado por productores de vid y productores de vino, alrededor de los cuales se encuentran los proveedores de insumos para la producción, maquinarias y equipos, así como instituciones locales, regionales y nacionales (instituciones gubernamentales, asociaciones empresariales, instituciones de crédito, educación e investigación) que negocian directa o indirectamente con la uva y el vino.

Se trata de una viticultura de pequeñas propiedades, con media de 15 hectáreas, siendo de éstas un 40% a 60% de área útil y 2,3 hectáreas de viñedos, poco mecanizada debido a la topografía accidentada, donde predomina el uso de la mano de obra familiar, cada propiedad dispone en promedio de 4 personas. Entre los cultivares tintos destacan Cabernet Sauvignon, Merlot, Cabernet Franc y Tannat. Por su parte, las empresas vinícolas tienden a la integración vertical para garantizar la materia prima necesaria para la elaboración de vinos finos, debido a las condiciones climáticas a veces adversas de Serra Gaúcha, que causan baja rentabilidad de los viñedos, al reducir la productividad física, la calidad de la uva y aumentar el uso intensivo de insumos. En un nivel superior se encuentra el gobierno y las instituciones profesionales y comerciales, que son socios en el control, regulación, coordinación y promoción de las actividades relacionadas con el negocio de la uva y el vino. En un nivel inferior, se encuentran las organizaciones de educación e investigación, incluyendo universidades involucradas con la vid y la investigación de vinos (UCS, UFRGS, UFSM, Unisinós), la Escuela Tecnológica especializada en la viticultura y la enología (CEFET-BG), un instituto federal de investigación de vid y vino (EMBRAPA) y dos instituciones agropecuarias estatales, una focalizada en la investigación (FEPAGRO) y la otra en la asistencia técnica (EMATER).

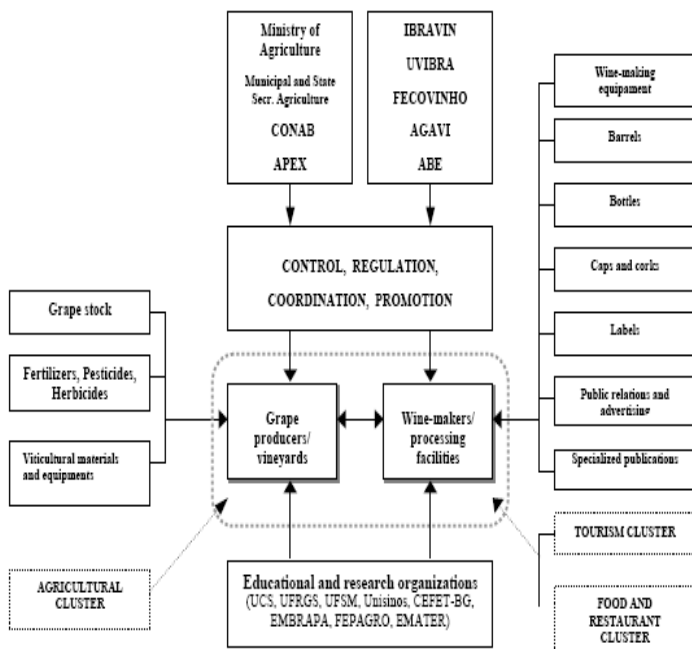
GRÁFICO 1. MODELO DE CLUSTER DEL VINO EN MENDOZA



Fuente: IIRSA, Iniciativa para la Integración de la Infraestructura Regional Suramericana

Este cluster interactúa con otros tres clusters de la región: el cluster agrícola y de turismo, alimentos y restaurantes, aumentando la importancia del enoturismo (Gráfico 2). El cluster contiene dos tipos de redes de productores de vinos que son de gran importancia para su desarrollo futuro: asociaciones creadas con el objetivo de desarrollar subregiones particulares dentro del cluster y un consorcio de exportación, llamado Wines From Brazil ubicado en Bento Goncalves, RS. Este consorcio consiste en un esfuerzo colectivo para ubicar a Brasil en el mercado internacional.

GRÁFICO 2. MODELO DE CLUSTER DEL VINO EN SERRA GAUCHA

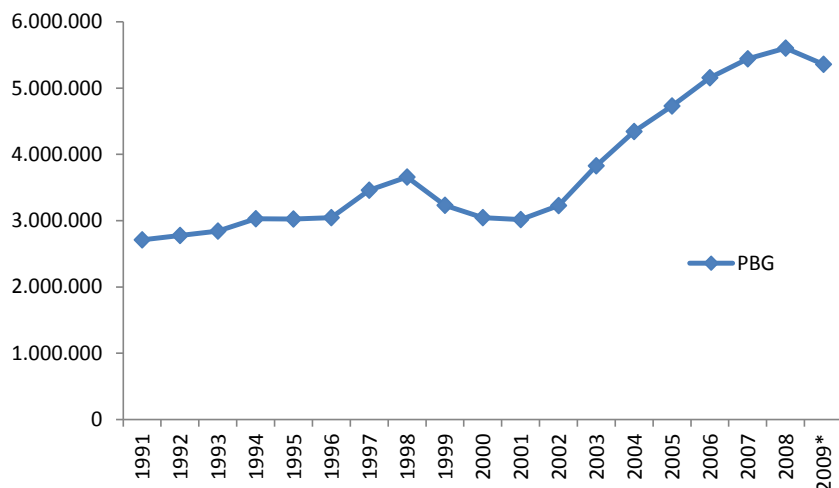


Fuente: Fensterseifer (2006).

4. Indicadores económicos: comparación

El producto Bruto Geográfico se compone de distintos sectores de actividad. La actividad vitivinícola se encuentra contabilizada tanto en el Sector agropecuario, a través de la actividad vitícola (producción de uvas) como en la Industria Manufacturera (elaboración de vino, mosto y otros productos). En términos desagregados, el 22,59% del producto provincial mendocino proviene del sector Comercio, Restaurantes y Hoteles. A esta actividad, le siguen en orden de importancia Servicios Comunes, Sociales y Personales con el 16,89% e Industrias manufactureras con el 15,82%. La actividad industrial que más influencia tiene en el PBG de la Industria Manufacturera provincial es la actividad de Refinerías de petróleo y petroquímica, en segundo lugar se encuentra la actividad de Elaboración de bebidas (mayoritariamente actividad vitivinícola). La vitivinicultura constituye para Mendoza una de sus principales actividades económicas debido a que ha generado en promedio para el período 1991-2002 alrededor del 8% del total del valor agregado bruto del PBG (Gráfico 3).

GRÁFICO 3. EVOLUCIÓN DEL PRODUCTO BRUTO GEOGRÁFICO DE LA PCIA. MENDOZA

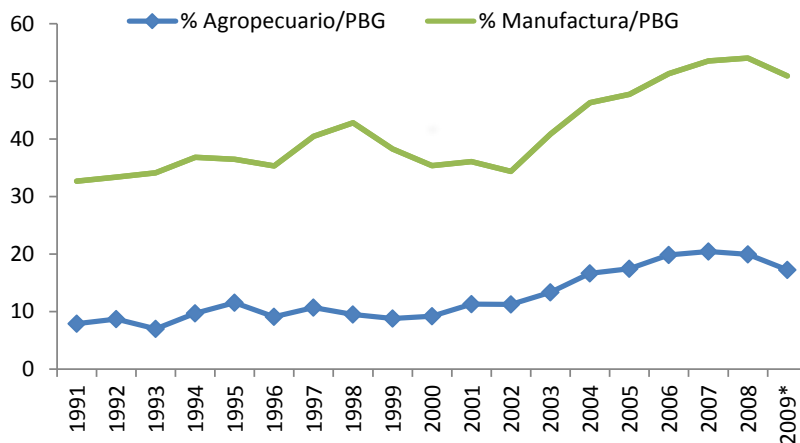


Fuente: DEIE

La participación relativa de la Industria Manufacturera es superior a la participación del sector Agropecuario en el PBG (Gráfico 4). Según datos de 2009, del Total del PBG, el Sector Vitivinícola (Agropecuario (Uva) más Industrial (Vino y Mosto)) representa un 18% del Total del PBG.

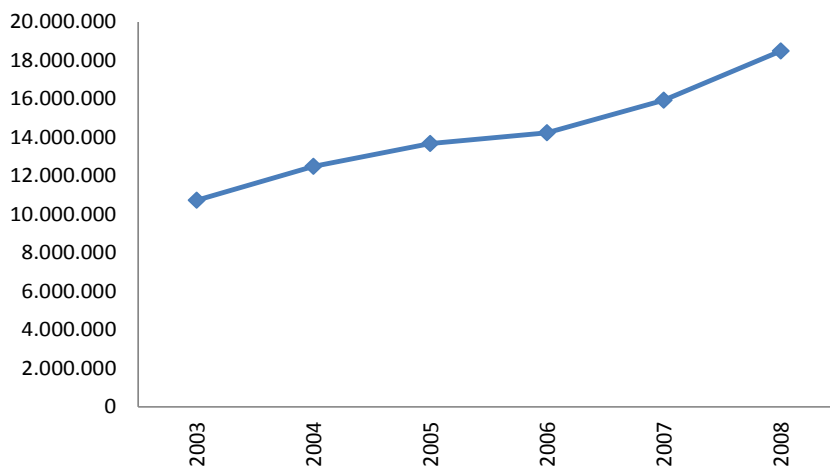
En Serra Gaúcha (Gráfico 5) también se observa una evolución positiva del PBI durante los últimos años, con un incremento del 72,28% del PBI en el período 2003-2008. En cuanto a la composición del producto en la región es posible observar una participación de la industria sobre el producto superior al sector agropecuario en alrededor de un 30 % durante los últimos años.

GRÁFICO 4. PARTICIPACIÓN DEL SECTOR AGROPECUARIO Y MANUFACTURERO EN EL PBG MENDOZA



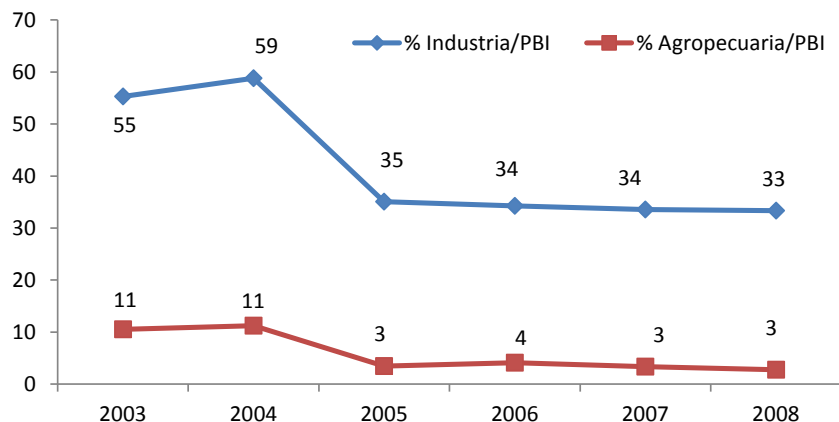
Fuente: Elaboración propia según datos DEIE.

GRÁFICO 5. EVOLUCIÓN PBI SERRA GAÚCHA



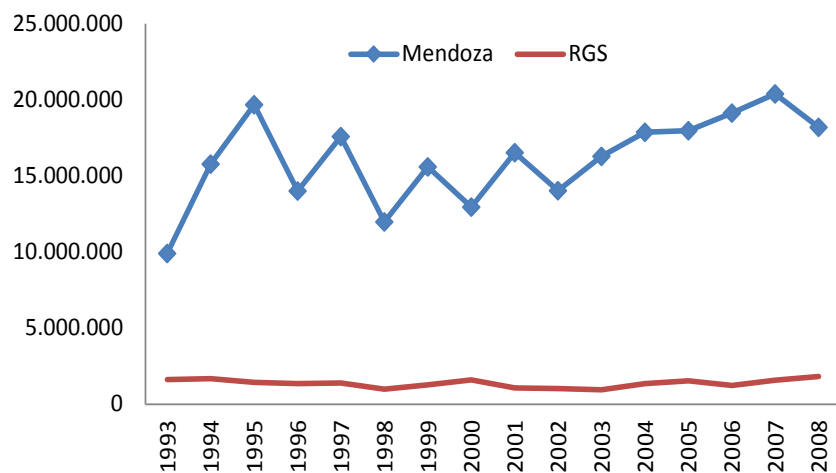
Fuente: Elaboración propia según datos IBGE.

GRÁFICO 6 PARTICIPACIÓN SECTORES INDUSTRIAL Y AGROPECUARIO EN EL PBI SERRA GAÚCHA



Fuente: Elaboración propia según datos IBGE.

GRÁFICO 7. PRODUCCIÓN DE UVAS EN VOLUMEN



Fuente: Elaboración propia según datos INV y EMBRAPA UVA e VINHO.

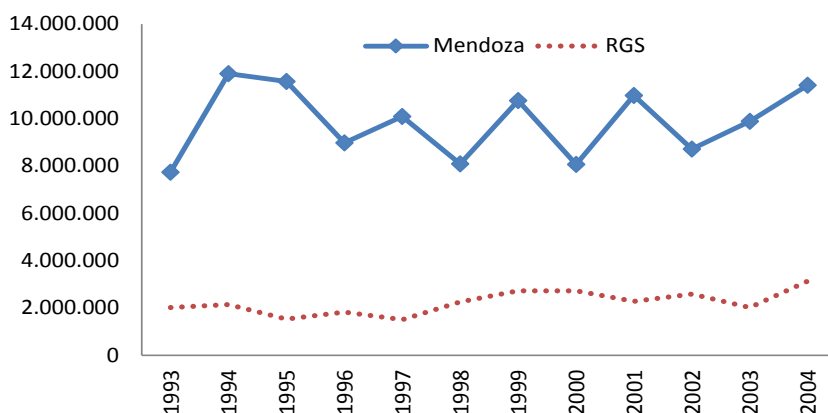
En Rio Grande Do Sul², el cultivo o producción de viníferas representa el 20% de la producción total de uvas, en promedio. Este porcentaje relativamente bajo es uno de los posibles condicionantes para una futura expansión de la producción brasilera de vinos. En Mendoza, se destaca el predominio de la producción de uvas para vinificar con respecto a los otros destinos (uva fresca,

² Los indicadores vitivinícolas corresponden a Rio Grande Do Sul. Los centros de información estadística de Brasil no disponen de esta información a nivel de municipios, para poder calcular a nivel de la región Serra Gaúcha. De todos modos, RGS representa el 90% de la producción de vinos nacional.

para pasas). En 2008, el monto total de uvas para procesar creció en 11,13% con respecto a 2007, mientras que la producción de uvas frescas disminuyó (Gráfico 7).

Actualmente, Brasil ocupa el puesto número 16 en el ranking mundial como productor de vinos. Del total de los productos industrializados, el 77% está conformado por vinos de mesa y el 9%, jugo de uva, ambos elaborados a partir de uvas de origen americano y otras variedades híbridas (COVIAR, 2009). Se puede observar (Gráfico 8) una evolución en la producción de vinos a lo largo del período analizado similar a la producción de uvas viníferas (Gráfico 7) entre las regiones comparadas.

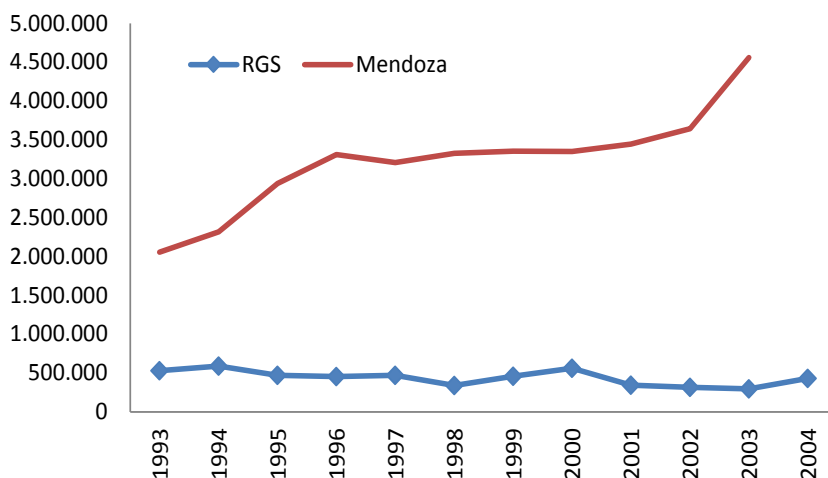
GRÁFICO 8. ELABORACIÓN VINO (HLTS)



Fuente: Elaboración propia según datos INV y EMBRAPA UVA e VINHO.

En Mendoza, la producción de vino y otros productos véricos mantiene un promedio de entre 11 y 12 millones de hectolitros, representando aproximadamente entre el 68% y el 70% de la producción nacional. El vino fino (Gráfico 9) producido en Mendoza ha mostrado un aumento a lo largo del período, con periodos crecientes como en los noventa y a partir de 2003.

GRÁFICO 9. PRODUCCIÓN DE VINO (HLTS)



Fuente: Elaboración propia según datos INV y EMBRAPA UVA e VINHO.

En Rio Grande Do Sul, desde mediados de los noventa hasta mediados del 2000 se observa una disminución de la producción de vinos finos, hay un predominio claro en la elaboración de vinos comunes. Recién a partir de 1999, comienza la elaboración de vinos espumantes. La producción de espumantes paso de 7 mil litros en 1999 a 970 mil litros en 2005. Los vinos comunes son elaborados principalmente con uvas americanas e híbridas, mientras que los vinos finos son producidos a partir de *Vitis Viníferas* (variedades más nobles).

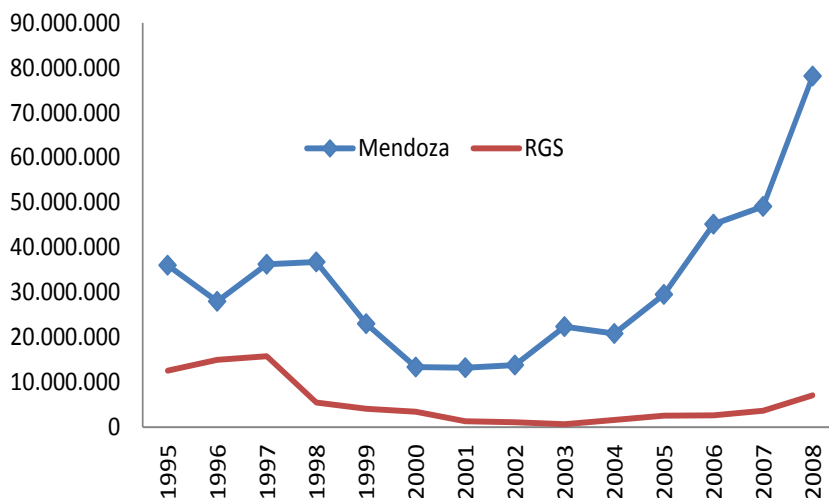
A diferencia del mercado mendocino, donde se calcula que se consumen 30 litros de vinos per cápita anuales promedio, el consumidor brasileiro presenta un bajo consumo de vino per cápita. Según una proyección de IBRAVIN (Instituto Brasileiro do Vinho), el consumo alcanzaba los 1,8 litros per cápita al año. En el 2009, Brasil posee un mercado pequeño con una ingesta de vino promedio de dos litros anuales por habitante.

Hace 9 años que se exportan los vinos brasileiros, y en la actualidad, las ventas en el mercado externo no llegan al 1% del total de la producción, liderando el vino espumante fino como producto exportado. En términos de inserción internacional del vino brasileiro, no sólo existen condiciones globales desfavorables, sino también condiciones domésticas adversas tales como: bajo nivel de consumo per cápita (1,8 litros frente a los 30 litros de Argentina y Uruguay en promedio), ausencia de la cultura del vino en la alimentación, falta de imagen como país productor de vino, baja importancia del sector para la economía nacional (aunque sea económicamente importante para Rio Grande Do Sul donde se encuentra concentrada la producción) y una alta incidencia impositiva (representan los impuestos alrededor del 42% del precio al consumidor, comparado con aproximadamente la mitad en Argentina y

aún menos en Chile, actualmente los dos grandes exportadores de vino hacia Brasil) (Fensterseifer, 2006).

Según la Organización Internacional de la Viña y el Vino (OIV), Argentina es el primer productor vitivinícola de América del Sur, el quinto productor vitivinícola del mundo, concentrando aproximadamente el 6% de la producción mundial, y el noveno exportador mundial (3,3%). Sin embargo, la República Argentina no ha podido lograr aún una alta participación en las exportaciones mundiales, principalmente debido al alto consumo interno, similar al de los países europeos.

GRÁFICO 10. EXPORTACIONES VINO DE MESA



Fuente: Elaboración propia según datos INV y EMBRAPA UVA e VINHO.

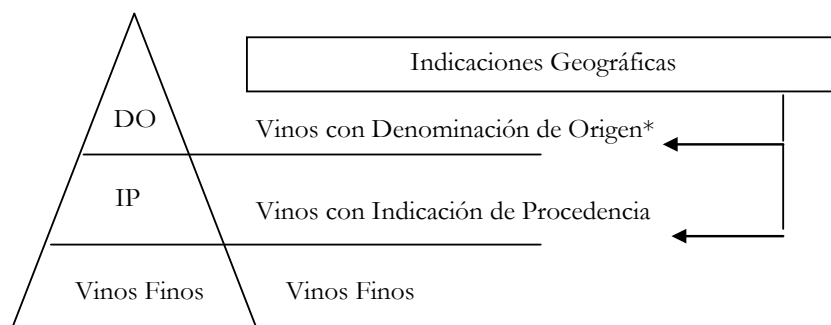
Mendoza exporta anualmente productos por un valor aproximado de 220 millones de dólares, cuyo mayor porcentaje proviene de las exportaciones de vinos finos (Gráfico 10). Argentina es reconocida como un país productor de Malbecs bien refinados, y los de Mendoza son considerados los mejores del mundo. Las exportaciones en envases menores a 2 litros han tenido una participación superior a los vinos en envase mayor a dos litros (en general vinos de mesa). Actualmente, la participación de los envases mayores es inferior a la obtenida 10 años atrás. Es en las exportaciones de vino fraccionado donde radica el dinamismo y crecimiento sostenido de la vitivinicultura (Informe Provincia de Mendoza 2009).

5. Impacto de las indicaciones geográficas y el rol de las instituciones

5.1 Brasil

En Brasil, la implementación de las indicaciones Geográficas (IG) se concretizó con el advenimiento de la Ley 9279 “Ley de Propiedad Industrial” el 14 de mayo de 1996. Con esta nueva ley, la pirámide de las IG para vinos de calidad producidos en regiones delimitadas es la siguiente:

GRÁFICO 11. PIRÁMIDE DE LAS INDICACIONES GEOGRÁFICAS



Fuente: Tonietto y Mello, 2001 * La denominación de origen es un tipo especial de indicación geográfica, que se aplica a productos que poseen una calidad específica derivada exclusiva o esencialmente del medio geográfico, incluyendo los factores naturales y humanos intervinientes en la elaboración, que debe realizarse en forma total y completa en dicho ámbito. El concepto de indicación geográfica engloba a las denominaciones de origen.

En Noviembre de 2002, se reconoció la denominación “Vale Dos Vinhedos” como Indicación Geográfica- Indicación de Procedencia (IP) y tiene como titular a APROVALE (Associação dos Produtores de Vinhos Finos do Vale dos Vinhedos). Además, la región posee más de cinco proyectos de certificación en curso, lo que la convierte en una especie de knowledge cluster (Giulani, 2007). Según Tonietto (2002), la trayectoria histórica de Serra Gaúcha permitió la visión de una macroidentidad con vistas a la organización de una indicación geográfica.

En la región de Rio Grande Do Sul, así como en la región Nordeste (Pernambuco e bahía) se observa el direccionamiento de instituciones existentes (APROVALE, Asprovinho, Valexport) así como de líderes productivos de las regiones con potencialidad para una futura organización asociativa (Campanha, Serra do Sudoeste, São Joaquim) para la restructuración y la tutela de las indicaciones geográficas de vinos. Se observa un direccionamiento hacia potenciales IG futuras. Actualmente, EMBRAPA Uva e Vinho apoya otros

proyectos de consolidación de IG en Rio Grande Do Sul y en Santa Catarina incluyendo: a) Serra Gaúcha, con subregiones como Pinto Bandeira, Flores da Cunha-Nova Pádua, entre otras; b) Campanha; c) Serra Do Sudoeste; d) Vale do Submedio São Francisco.

La determinación de las Indicaciones Geográficas (IG) es realizado en conjunto con el sector privado, es decir, de forma integrada se busca sinergia entre las acciones públicas y las privadas. Los productores tienen una demanda específica y EMBRAPA trabaja directamente relacionado con ellos. El Centro Nacional de Pesquisa de Uva e Vinho (CNPUV) de EMBRAPA, situada en Bento Goncalves tiene como misión generar y promover conocimiento y tecnología para el desarrollo sustentable del complejo agroindustrial vitivinícola nacional. Según datos de Embrapa 2007, la producción de vinos en Brasil con IG es de 1,3 millones de litros.

Las indicaciones geográficas presentes en la región son (Tabla 1):

TABLA 1. INDICACIONES GEOGRÁFICAS EN SERRA GAUCHA

Nombre IG	Entidad	Nº Vinícolas	Área	Ubicación	IG
Vale dos Vinhedos	APROVA- LE	31 (5 con indicación)	8123 km ² 2123 ha vitic.	Serra Gaú- cha	IPVV (2001)
Vinhedos de Monte Belo	APROBE- LO	11	2300 has	Serra Gaú- cha	Proyecto
Vinhos dos Altos Montes	APRO- MONTES	11 (1 con indicación)		Serra Gaú- cha/ Flores da Cunha	Proyecto
Vinhos de Montanha		6 (2 con indica- ción)		Serra Gau- cha	

Fuente: Elaboración propia.

El área geográfica IP Vale Dos Vinhedos se localiza en los municipios de Bento Goncalves, Garibaldi y Monte Belo do Sul, Serra Gaúcha en el estado de Rio Grande Do Sul. Vale Dos Vinhedos produce el 20% de los vinos finos y el 35% de los espumantes de Rio Grande Do Sul. A continuación (Tabla 2) es posible observar la evolución en la producción en botellas, así como la cantidad producida con indicación de procedencia, la cual ha disminuido en el período bajo análisis.

TABLA 2. ELABORACIÓN DE VINOS CON INDICACIÓN DE PROCEDENCIA EN VALE DOS VINHEDOS

Años	Vino fino elaborado (Nº botellas)	Vino fino con IP (Nº sellos)	% vino con IP
2001	6.621.248 botellas	1.574.897	23,78
2002	7.416.170 botellas	2.120.973	28,59
2003	10.249.490 botellas	1.943.525	18,96
2004	12.478.149 botellas	2.349.333	18,82
2005	12.852.373 botellas	2.329.353	18,12
2006	9.170.196 botellas	1.757.858	19,16
2007	9.985.780 botellas	1.652.667	16,50

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Tonietto (2003), EMBRAPA uva e vinho.

Según APROVALE (2005) ya se observan una serie de cambios en la región de influencia de la IG y en el perfil de las vinícolas, dentro de los cuales se destacan:

Cambios en las áreas geográficas de producción: incremento del valor de la propiedad del productor, estímulo a las inversiones en la propia zona de producción (nuevas plantaciones, mejoras tecnológicas en el campo y la agroindustria de vino, mayor participación del productor en el ciclo de comercialización de los productos, incentivos a las mejoras tecnológicas.

Cambios en el mercado: aumenta el valor agregado de los productos, genera mayor facilidad en la colocación en el mercado, mejoras en la demanda del producto.

Asimismo, Tonietto (1992) establece que las IG tienen potencial para generar un conjunto de cambios capaces de dar soporte al desarrollo de la vitivinicultura. A las ya mencionadas ventajas agrega una mayor satisfacción del productor que ve sus productos comercializados con IG que corresponde a su local de trabajo; estimula la mejora cualitativa de los productos ya que los mismos están sometidos a los controles de producción y de elaboración; contribuye para la preservación de las características y de la tipicidad de los productos que se constituyen en un patrimonio de cada región/país; posibilita incrementar las actividades de enoturismo. Desde el punto de vista mercadológico, mejora y torna más estable la demanda del producto, al crear confianza al consumidor que atribuye confianza a la calidad del producto a partir de la IG. Permite igualmente al consumidor identificar perfectamente entre los productos. Desde el punto de vista de la protección local, genera mecanismos legales contra fraudes y usurpaciones, facilitando la acción contra el uso indebido de la IG.

5.2 Mendoza

En Mendoza, la estrategia de las “indicaciones geográficas” es reciente. Empieza a considerarse en la década de los ochenta como una de las vías para incorporarse al mercado mundial, frente a un mercado interno saturado. Pero solamente un área vitivinícola, con una producción de calidad reconocida, adoptó para diferenciar su vino en el comercio una denominación muy amplia que se conoce como “Primera Zona”.

La inserción en los mercados internacionales generó una notable innovación en la Vitivinicultura Argentina, motivada principalmente por la necesidad de adecuarse a las nuevas exigencias de los mercados importadores. Todo este proceso de cambios estructurales ha sido acompañado con la Ley 25.163 - Decreto Reglamentario 57/2004 sobre Indicaciones de Procedencia, Indicaciones Geográficas y Denominaciones de Origen Controladas para Vinos y Bebidas Espirituosas de origen vínico. En la provincia de Mendoza podemos hallar las siguientes IG en la tabla 3.

Las indicaciones geográficas implican en Argentina que existen zonas donde los productores se han comprometido a cultivar y cosechar las uvas bajo determinadas pautas que mejoran su calidad, articulando además controles confiables que garantizan el acatamiento a tales pautas. Dichas pautas determinan que los vinos D.O.C. deben provenir de uvas autorizadas exclusivamente por sus Consejos; que la vinificación se realice conforme al reglamento; que la crianza en Roble de un vino no puede ser inferior a 8 meses y el período de guarda en botella no debe ser inferior a 12 meses. Un Vino D.O.C. es ante todo un vino de calidad superior, que responde a una personalidad distintiva del terruño del cual proviene. Las zonas con D.O.C. en Argentina son por el momento dos, Luján de Cuyo (provincia de Mendoza) y San Rafael (Sur de provincia de Mendoza). En Luján de Cuyo se inició el tema D.O.C. en 1987, donde representantes de diez bodegas conforman el Consejo de Denominación de Origen. Según datos del INV se han declarado 6098,52 hectolitros de vinos de cepa Malbec con Indicación Geográfica y 25277,79 hectolitros con Indicación de Procedencia.

TABLA 3. INDICACIONES GEOGRÁFICAS DE MENDOZA

Denominación	Departamentos de Mendoza
Agrelo	Luján de Cuyo
Barrancas	Maipú
El Paraíso	Maipú
General Alvear	Mendoza
Godoy Cruz	Mendoza
Guaymallén	Mendoza
Junín	Mendoza
La Paz	Mendoza

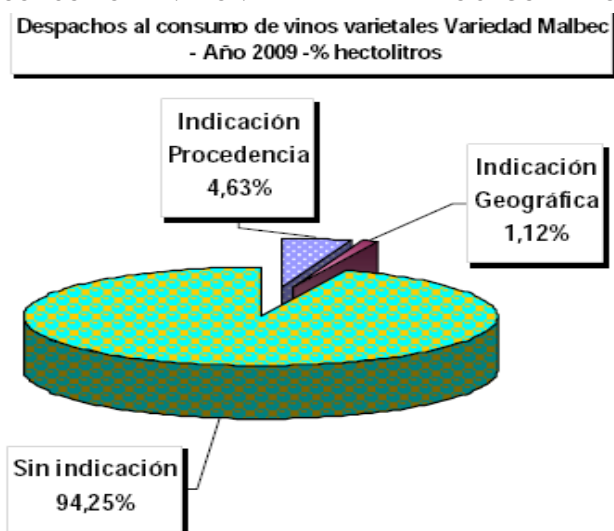
TABLA 3 (continuación). INDICACIONES GEOGRÁFICAS DE MENDOZA

Las Compuertas	Luján de Cuyo
Las Heras	Mendoza
Lavalle	Mendoza
Luján de Cuyo	Mendoza
Mendoza	Mendoza
Maipú	Mendoza
Rivadavia	Mendoza
Russel	Maipú
San Carlos	Mendoza
San Martín	Mendoza
San Rafael	Mendoza
Santa Rosa	Mendoza
Tunuyán	Mendoza
Tupungato	Mendoza
Valle de Uco	Departamento de San Carlos, Tunuyán y Tupungato

Fuente: Elaboración propia según datos del INV.

De todas las provincias, la indicación geográfica de los vinos más utilizada fue Mendoza (70,54%), le sigue en orden de Valle de Cafayate (Salta). Actualmente, estas denominaciones no tienen el resultado esperado en Argentina debido a que los consumidores, internos o externos, no realizan una marcada diferenciación de estos productos por sobre otros; así como tampoco las bodegas logran posicionar mejor esta gama de productos.

GRÁFICO 4. CONSUMO DE VINO VARIEDAD MALBEC SEGÚN TIPO IG



Fuente: INV, 2009.

6. Correlación entre el desarrollo productivo del cluster y el desarrollo local

Alderete y Bacic (2011) realizan un estudio que identifica la presencia de una tendencia virtuosa de la actividad del cluster vitivinícola de Mendoza con los indicadores económicos y socio-demográficos de la provincia. Mediante un análisis de correlación, la tendencia económica virtuosa del cluster vitivinícola es seguida por una tendencia en igual dirección en los aspectos sociales,

Siguiendo los lineamientos de los autores, se realizó un agrupamiento de los diferentes indicadores de la actividad vitivinícola en Rio Grande Do Sul: Comercialización de vinos en el mercado externo (en litros) de Brasil; Importaciones de uva fresca; Producción de vinos de mesa en litros; Producción de vinos de viníferas en litros; Producción de mosto; Producción de uva vinífera, Comercialización de vino de mesa en litros; Comercialización de vino de viníferas en litros; Exportaciones de vinos de mesa; Comercialización de vinos en el mercado interno (Brasil). Se construye sobre la base de estas variables un factor o indicador mediante un análisis factorial.

TABLA 4

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,553	59,576	59,576	6,553	59,576	59,576
2	3,492	31,750	91,326	3,492	31,750	91,326
3	,637	5,795	97,121			

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS.

Es posible observar los autovalores o valores propios conocidos también como eigenvalues. Estos se encuentran en la columna total para cada componente (para el componente 1 el autovalor es 6,553 y para el componente 2 es 3,492. En la siguiente columna se observa el porcentaje de varianza explicada con el método de extracción. Por lo tanto, con la técnica de análisis factorial pasamos de 11 variables observables a dos variables ficticias:

ICV: Índice de comercialización vitivinícola.

IPV: Índice de producción vitivinícola.

Con los cuales se explica el 91,32% de la varianza total.

La matriz de componentes contiene las proyecciones de cada una de las variables sobre cada uno de los factores encontrados mediante el método de com-

ponentes principales, estas proyecciones reciben el nombre de saturaciones.

A continuación se plantea un análisis de correlación entre el Índice de Desarrollo Socioeconómico (IDESE) y los indicadores hallados con el análisis factorial. El IDESE es un índice publicado por la Fundación de Economía y Estadística del Estado de Rio Grande Do Sul. Se trata de un índice sintético inspirado en el IDH e incluye una serie de indicadores económicos y sociales (12), tales como educación, ingreso, saneamiento y domicilios, salud³. Su objetivo consiste en medir y acompañar el nivel de desarrollo del Estado. Varía de 0 a 1 y de acuerdo a los datos disponibles para el periodo analizado (1993-2008) presenta un nivel medio.

TABLA 5. MATRIZ DE COMPONENTES

	Componente	
	ICV	IPV
Comercialización vino mercado externo (litros) Brasil	-,962	,178
Importaciones uva fresca	-,902	-,031
Producción de vino de mesa en litros	,337	,732
Producción de vino de viníferas en litros	,085	,979
Producción de mosto	,862	,130
Producción uva vinífera	,277	,949
Comercialización vino de mesa en litros	,987	,001
Comercialización vino fino en litros	-,636	,512
Exportaciones vino de mesa	-,869	,483
Comercialización vino mercado interno (litros) Brasil	,895	,203

Fuente: Elaboración propia mediante SPSS. Método de extracción: Análisis de componentes principales. a 2 componentes extraídos

TABLA 6. MATRIZ DE CORRELACIONES

		IDESE	ICV	IPV
IDESE	Correlación de Pearson	1	,724	-,397
	Sig. (bilateral)	.	,166	,508
	N	9	5	5
ICV	Correlación de Pearson	,724	1	,000
	Sig. (bilateral)	,166	.	1,000
	N	5	7	7
IPV	Correlación de Pearson	-,397	,000	1
	Sig. (bilateral)	,508	1,000	.
	N	5	7	7

Fuente: Elaboración propia.

3 Para mayor información sobre la metodología aplicada para la construcción del IDESE visitar el sitio-web www.fee.tche.br

A partir de los datos obtenidos, se observa la falta de correlación entre los indicadores del sector vitivinícola y el indicador del IDESE. Este resultado contrasta con el obtenido en el caso Mendocino.

Consideraciones finales

Este trabajo utiliza el marco teórico del desarrollo local en un primer intento por analizar los clusters vitivinícolas de Mendoza (Argentina) y Serra Gaúcha (Brasil). El cluster vitivinícola mendocino por su desempeño destacable durante los últimos años reflejado en la creciente tendencia exportadora; y el de Serra Gaúcha, por ser el polo vitivinícola más destacado de Brasil, que junto con Argentina son los países más importantes del MERCOSUR.

En Mendoza, la reconversión productiva ha sido un proceso importante para el avance de la industria vitivinícola. La creciente internacionalización del sector vinícola se manifiesta en el aumento de la producción y el consumo de vinos varietales, en detrimento de vinos comunes y en el fuerte aumento de las exportaciones. Una estrategia que acompaña esta tendencia ha sido la definición de indicaciones geográficas en varias regiones productivas.

La definición de indicaciones geográficas se constituye en una estrategia que puede generar el aumento de competitividad de los productos producidos en el territorio local, promoviendo su desarrollo local. La modernización de los viñedos tradicionales de RGS en respuesta a las exigencias y oportunidades del mercado es un objetivo primordial. Este es un camino necesario en la búsqueda de nuevas indicaciones geográficas.

Si bien los dos países producen vino, lo realizan con un enfoque diferente, ya que los vinos producidos en Mendoza tienen demanda externa mayor que los vinos producidos en Rio Grande do Sul. Para determinar la relación entre el desempeño del sector vitivinícola y el desarrollo socioeconómico de la región de Rio Grande do Sul, se procedió en primer lugar a hallar dos indicadores del sector vitivinícola mediante un análisis factorial. La falta de una correlación significativa de los indicadores de producción y comercialización vitivinícola con el IDESE (Índice de Desarrollo Socio-Económico), sugieren que el avance del sector vitivinícola aún no es acompañado por una tendencia de igual magnitud en el aspecto socio-económico. Este resultado contrasta con el hallado para la región mendocina. Una posible explicación radica en que todavía las exportaciones son bajas. Esta evidencia cuantitativa por sí misma es débil para explicar el mejor desempeño económico del sector. Es de importancia cuando se combina con indicadores cualitativos tales como la reestructuración de los 90; orientación estratégica predominantemente hacia el crecimiento, esfuerzos concertados hacia el aumento de la calidad (con la promoción de las indicaciones geográficas), apoyo institucional y consorcios de exportación. Lamentablemente no se dispone de información vitivinícola

a nivel municipal en Brasil, por lo cual la delimitación del área geográfico de los indicadores vitivinícolas podría mejorarse si ésta estuviera disponible, y mayor sería el vínculo de estos indicadores con las indicaciones geográficas.

Referencias

- ALLAIRE, G.; SYLVANDER, B. (1997). *Qualité spécifique et systèmes d'innovation territoriale*. Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales, n. 44.
- ALDERETE, M.V Y.; BACIC, M.J. (2011). El cluster vitivinícola mendocino: una aproximación desde la teoría del desarrollo territorial. Memorias del 2 Congreso Internacional sobre la MIPYME en México. Guadalajara : Universidad del Valle de Atemajac, , 7-9 de Septiembre de 2011, v. 1. p. 1-25.
- BÉRARD, L.; MARCHENAY, P. (2008). *From Localized Products to Geographical Indications: Awareness and Action*. CNRS.
- BOSCHERINI, F. y POMA, L. Territorio, conocimiento y competitividad de las empresas: El rol de las instituciones en el espacio global. Miño y Dávila editores, 2000.
- CARAVACA, I; GONZALEZ, G., SILVA, R. (2005). Innovación, redes, recursos patrimoniales y desarrollo territorial. Revista Eure, Vol. XXXI, Nº 94, pp. 5-24, Santiago de Chile.
- CASSIOLATO, J. E., LASTRES, H. M. M. (2003). "O Foco em Arranjos Produtivos Locais de Micro e Pequenas Empresas". In LASTRES, M. H. H., CASSIOLATO, J. E., MACIEL, M. L. Pequena Empresa: Cooperação e Desenvolvimento Local. Rio de Janeiro: Belume Dumará & Instituto de Economia da UFRJ.
- CAVESTANY, F. (2000). Desarrollo desde el territorio. A propósito del desarrollo local. Unidad de Fortalecimiento de los Gobiernos Locales de la Universidad Nacional de Quilmes y la Hanns Seidel Stiftung e.V.. Buenos Aires. Disponible en la Biblioteca Digital Municipal <http://biblioteca.municipios.unq.edu.ar/modules/mislibros/archivos/Barreiro.pdf>
- CERDAN, C.; VITROLLES, D. (2008). Valorisation des produits d'origine: contribution pour penser le développement durable dans la Pampa Gaúcha au Brésil. Géocarrefour, v. 83, n. 3.
- CORÓ, G. Cap.9: Contingencia, aprendizaje y evolución en los sistemas productivos locales. (2000). En Boscherini, F. y Poma, L. Territorio, conocimiento y competitividad de las empresas: el rol de las instituciones en el espacio global. Miño y Dávila Editores, En Buenos Aires, Septiembre.
- FENSTERSEIFER, J. (2006). "The emerging brazilian wine industry: challenges and prospects for the Serra Gaúcha wine cluster." 3rd international wine business research conference, Montpellier, 6-7 july.
- GALLICCHIO, E. (2004). El desarrollo local en América Latina. Estrategia política basada en la construcción de capital social. Seminario "Desarrollo con inclusión y equidad: sus implicancias desde lo Local", SEHAS, Córdoba (Argentina).
- GAROFOLI, G. (1995). Desarrollo económico, organización de la producción y territorio. En: Vázquez Barquero, A. Y Garofoli, G. (editores). Desarrollo Económico Local en Europa, Colegio de Economistas de Madrid, Madrid, 53-71.

- GOLLO, S. S. (2006). “Delineamento e aplicação de Framework para análise das inovações numa perspectiva de processo interativo: estudo de caso da indicação de procedência vale dos vinhedos - Serra Gaúcha/RS.” Teoria e Evidência Econômica, v. 14.
- IIRSA (2006). “Estudo de avaliação do potencial de integração produtiva dos eixos de integração e desenvolvimento da iniciativa IIRSA. Informe final. Parte C. Capítulo VII. Iniciativa para a Integração Regional Sul-Americana (IIRSA). Disponible en www.iirsa.org/BancoMedios/Documentos%20PDF/plan_ip_parte_c8.pdf
- LEMONS JEZIORNY, D. (2009). “Território Vale Dos Vinhedos. Instituições, Indicação Geográfica e Singularidade na Vitivinicultura da Serra Gaúcha.” Tesis para maestria em Economía, Universidade Federal de Uberlândia.
- NARVÁEZ, M., FERNÁNDEZ, G., SENIOR, A. (2008). *El desarrollo local sobre la base de la asociatividad empresarial: una propuesta estratégica*, Opción, Año 24, No. 57, pp. 74 – 92
- NIEROP, M. (2010). “The evolution of the Brazilian wine industry.” Tesis Universiteit Utrecht y Universidade Do Vale Do Rio Dos Sinos.
- NIEDERLE, P.A, y VITROLLES, D. (2010). Indicações Geográficas e qualificação no setor vitivinícola brasileiro. Estud. Soc. e Agric., Rio de Janeiro, vol. 18, n. 1, pp 5-55.
- PADILLA COBOS, E. (1996). “Teoría territorial: entre totalización y fragmentación”, en Ciudades, núm. 29, RNIU,México, pp. 17-20.
- REIS, J. Ensaio de economia impura. Coimbra: Edições Almedina, 2007.
- TONIETTO, J. (2002). “Indicação geográfica Vale dos Vinhedos: sinal de qualidade inovador na produção de vinhos brasileiros.” In: V Simpósio Latino-Americano Sobre Investigação E Extensão Em Pesquisa Agropecuária/V Encontro Da Sociedade Brasileira De Sistemas De Produção, Florianópolis.
- VANDECANDELAERE, E.; ARFINI, F.; BELLETI, G.; MARESCOTTI, A. (2009). “Linking people, places and products.” FAO, Sinergi: Roma.
- VÁZQUEZ BARQUERO, A. (1998). Desarrollo endógeno. Conceptualización de la dinámica de las economías urbanas y regionales. En: Cuadernos del Cendes, N°(38), pp. 45-65.
- VÁZQUEZ BARQUERO, A. Política Económica Local, Ed. Pirámide. Madrid, 1986.
- Sítios web consultados:**
- APROVALE. Relatórios do Conselho Regular da Indicação de Procedência Vale dos Vinhedos, 2001 a 2005.
- DEIE, Dirección de Estadísticas e Investigaciones Económicas. Gobierno de la Provincia de Mendoza, <http://www.deie.mendoza.gov.ar/>
- EMBRAPA UVA E VINHO, <http://www.cnpuv.embrapa.br/>
- IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística, <http://www.ibge.gov.br/espanhol/>
- INV, Instituto Nacional de Vitivinicultura. www.inv.gov.ar
- IBRAVIN, Instituto Brasileiro do Vinho

Recebido em: 31 de agosto de 2012

Aceito em : 24 de maio de 2013

Elasticidade Renda e Elasticidade Preço das Exportações e das Importações de Produtos Industrializados no Brasil (2003-2010): Uma Avaliação Utilizando Dados em Painel*

Carlos Tadao Kawamoto¹

Breno Lobo Santana²

Hélio Fonseca³

Resumo: O presente trabalho tem como objetivo estimar as elasticidades renda e preço das exportações e das importações de produtos industrializados no Brasil para o período compreendido entre os anos 2003 e 2010. Foram estimados modelos estáticos e dinâmicos para as exportações e para as importações, utilizando dados desagregados por categoria da indústria de transformação. A principal contribuição do trabalho recai nas elasticidades estimadas por meio do estimador para correção de viés em painéis dinâmicos com pequeno número de indivíduos proposto por Bruno (2004, 2005). De maneira geral, os resultados apontam para uma resposta mais aguda, tanto de exportações quanto de importações, a variações na renda que a variações nos preços. Além disso, encontram-se resultados contra-intuitivos sobre a influência da taxa de câmbio sobre a quantidade de exportações. Ratifica-se, ainda, a relevância do componente dinâmico nos volumes de bens industriais transacionados com o resto do mundo.

Palavras-chave: comércio exterior; exportações; importações; elasticidade renda; elasticidade preço

JEL: F1, F14, C23

* As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente dos autores e não refletem a visão do Banco Central do Brasil ou da Anatel

1 Analista do Banco Central do Brasil. Mestre em Economia (UFSC). E-mail: ctkawamoto@gvmail.br

2 Analista do Banco Central do Brasil. Doutorando em Economia (UnB). E-mail: brenolobo@ig.com.br

3 Especialista em Regulação de Serviços Públicos de Telecomunicações - Anatel. Doutorando em Economia (UnB). E-mail: hmmfonseca@gmail.com

Income Elasticity and Price Elasticity of Exports and Imports of Manufactured Goods in Brazil (2003-2010): An Assessment Using Panel Data

Abstract: *This study aims to estimate the income and price elasticities of exports and imports of industrial products in Brazil for the period between 2003 and 2010. Static and dynamic models for exports and imports were estimated using a dataset disaggregated by categories of the manufacturing industry. The main contribution of this paper lies in the elasticities estimated by the bias-corrected LSDV estimator for dynamic panels with a small number of individuals proposed by Bruno (2004, 2005). Overall, the results point to a higher effect over both exports and imports of the variations in income than to changes in prices. Moreover, counterintuitive results on the influence of the exchange rate on the amount of exports are found. The results also confirm the relevance of the dynamic component in the volume of industrial goods traded abroad.*

Key-words: *international trade; exports; imports; income elasticity; price elasticity*

JEL: F1, F14, C23

1. Introdução

A estimação das elasticidades renda e preço das importações e das exportações é importante tópico da literatura empírica de economia internacional, com resultados utilizados em projeções de comércio exterior e em análises de política econômica, dentre outras aplicações. Como exemplo, pode-se, através da elasticidade preço, avaliar de que maneira uma mudança nos preços relativos afeta o saldo comercial de um país. Já a elasticidade renda, caso a participação do saldo de bens na conta corrente de uma economia seja relevante, auxilia na verificação da existência de restrições ao crescimento impostas pelas transações com o resto do mundo, em modelos *à la* Thirlwall (1979).

A literatura empírica não se mostra consensual sobre os resultados das referidas elasticidades, apesar da extensão de publicações sobre o tema (*e.g.*, Zini Jr. 1988; Castro & Cavalcanti 1998; Fullerton *et al.* 1999; Campos & Arienti 2002; Skiendziel 2008; Santos *et al.* 2009). Por exemplo, a elasticidade preço das vendas agregadas de bens brasileiros para o resto do mundo situa-se entre $-0,10$ e $-1,51$. Para as importações, os valores da elasticidade renda oscilam entre $+0,42$ e $+2,33$. Dada a elevada amplitude desses números, esforços adicionais no sentido de utilizar novas técnicas econométricas para estimar essas elasticidades tornam-se relevantes.

No entanto, poucos esforços têm sido direcionados no sentido de estimar elasticidades setoriais. As elasticidades estimadas nos trabalhos supracitados, e nessa literatura em geral, indicam apenas o efeito médio, que seria constante entre todos os setores da economia. Todavia, dada a sua heterogeneidade, deve-se esperar que modificações na renda e nos preços relativos tenham diferentes efeitos sobre as quantidades exportadas e importadas nos diversos setores da economia.

O objetivo desse trabalho é estimar as elasticidades renda e preço das exportações e das importações de produtos industrializados. Essa opção se justifica por esses produtos possuírem maior valor agregado e por incorporarem mais intensidade tecnológica. Nesse sentido, é importante conhecer os fatores que explicam a evolução do comércio exterior nesse setor. Utilizaram-se dados mensais para os anos de 2003 a 2010 da indústria de transformação brasileira. Os dados foram desagregados entre as vinte categorias que compõem a indústria de transformação, de acordo com a Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) do IBGE. Foram utilizados sete diferentes estimadores para avaliar essas elasticidades. Em geral, os resultados apontam para uma resposta mais aguda, tanto de exportações quanto de importações, a variações na renda que a variações nos preços. Além disso, encontram-se resultados contra-intuitivos sobre a influência da taxa de câmbio sobre a quantidade de exportações. Ratifica-se, ainda, a relevância do componente dinâmico nos volumes de bens industriais transacionados com o resto do mundo.

Para alcançar seus objetivos, o trabalho foi dividido em quatro seções, além desta introdução. A segunda seção faz uma breve referência às abordagens teórica e empírica empregadas em estudos de natureza semelhante. A terceira seção destaca a importância da indústria de transformação nos totais das transações comerciais com o resto do mundo no período investigado. A quarta seção apresenta os dados utilizados e a metodologia econométrica adotada. Os resultados são expostos na quinta seção, seguidos pelas considerações finais.

2. Breve revisão da literatura

A teoria de comércio internacional pode ser segmentada em três grandes grupos¹. O primeiro é o neoclássico, com origem em Ricardo e a sua teoria das vantagens comparativas, sendo base da abordagem contemporânea de Heckscher-Ohlin, em que os fluxos de comércio são determinados pelos preços relativos entre os países, de acordo com a dotação dos fatores existentes nas economias. O nível de emprego é assumido como fixo e o produto se encontra na fronteira de produção. O segundo grupo está baseado na teoria Keynesiana. Thirlwall (1979), por exemplo, apresenta as condições em que o crescimento de uma economia estaria limitado pelos recursos do exterior, captados basicamente, em sua formulação original, pelo comércio

¹ Baseado em Hong (1999)

de bens. Em seu modelo, os preços relativos são tomados como constantes, sendo a elasticidade renda da demanda por importações e a taxa de crescimento das exportações os determinantes do equilíbrio nas transações com o resto do mundo. O terceiro grupo é chamado de nova teoria de comércio. Tomando como hipótese estruturas de mercado não competitivas e setores com retornos crescentes, essa abordagem introduz a ideia de que economias de escala e diferenciação de produto são elementos relevantes do comércio internacional. Por essa teoria, a influência da renda sobre o comércio não pode ser exclusivamente atribuída ao poder de compra, uma vez que a renda também é vista como *proxy* de escala. Se por um lado uma elevação na renda pode incrementar a demanda por importados, também indica crescimento da indústria local, que com maior escala produz mais eficientemente e reduz a dependência por bens do exterior.

No campo empírico, as estimações das elasticidades de exportação e de importação com dados nacionais agregados são baseadas em um referencial teórico de economia pequena ou grande. No primeiro referencial, assume-se que o país investigado não influencia os preços internacionais. Assim, no caso das exportações, a elasticidade preço da demanda pelos produtos do país em análise é considerada infinita e somente a elasticidade preço da oferta de exportação é investigada. No caso das importações, considera-se a elasticidade preço da oferta como infinita e avalia-se apenas a elasticidade da demanda do país investigado. Para uma vasta gama de países e produtos esse modelo é razoável. Mesmo em casos de grandes produtores (exportadores) ou consumidores (importadores) em que o modelo de economia grande se tornaria conveniente, a existência de custos de transporte não desprezível para muitos produtos invalida a lei do preço único, tornando a aplicação do modelo de economia pequena adequada.

A existência de uma participação elevada do comércio exterior de um determinado país sobre a produção ou sobre o consumo global sugere a restrição da análise aos modelos para grandes economias. Esses podem ser divididos em dois grandes blocos. Nos modelos de bens substitutos imperfeitos, o ajuste se dá nas quantidades, sendo a demanda por importados de um país igual à soma das ofertas de importados do resto do mundo. O mesmo se aplica às exportações. Nesses casos, técnicas de equações simultâneas são usualmente empregadas, avaliando oferta e demanda separadamente. No modelo de substitutos perfeitos², a lei de preço único é válida e os preços domésticos e internacionais convergem. Para dados agregados, essa situação dificilmente é observada, por isso as análises de produtos específicos são dominantes, baseadas amplamente em métodos de séries temporais.

O modelo ideal ou correto a ser empregado varia com o propósito da investigação. Como em qualquer estudo empírico, a disponibilidade de dados deve ser observada, principalmente aqueles relativos ao volume do consumo (im-

² Nos modelos de substitutos perfeitos usualmente se assume que os custos de transporte são baixos e há homogeneidade entre os bens.

portação) e da produção (exportação) do país ou região em análise. O fato de o comércio exterior da maioria dos países não impactar nos preços mundiais torna o modelo de países pequenos uma referência amplamente utilizada. Para o caso brasileiro, foco deste trabalho, tem-se que as importações são pulverizadas sobre uma ampla gama de diferentes produtos, permitindo a adoção do modelo de país pequeno. As vendas ao exterior, por outro lado, são relativamente concentradas em poucos produtos, com destaque para minério de ferro, soja, açúcar e café, cujas exportadoras brasileiras possuem potencialmente algum “poder de mercado” global³. Isso torna relevante a investigação do alinhamento de longo prazo entre os preços nos diferentes mercados. Uma refutação da cointegração dos preços sugere a adoção do modelo de bens substitutos imperfeitos, usualmente empregado na literatura. Para o caso deste trabalho, porém, em que o foco se situa nos produtos da indústria de transformação, a concentração pode ser considerada pequena, com reduzida participação dos produtos nacionais sobre seus respectivos mercados mundiais.

Diversos trabalhos estimam as elasticidades preço e renda das exportações e das importações para o Brasil em diferentes períodos. Todavia, não se tem conhecimento de trabalhos que façam esse exercício com dados desagregados por setor de atividade econômica. Nesse sentido, o foco será apresentar a literatura que estima as elasticidades com dados agregados, que servirão como benchmark para a comparação com as elasticidades da indústria de transformação.

Apesar de ser teoricamente mais razoável empregar os quanta transacionados como variável dependente em avaliações econométricas, alguns autores adotam os valores das exportações e das importações. Entre eles podem ser citados Castro e Cavalcanti (1998), Fligenspan (2008) e Santos *et al.* (2009).

Castro e Cavalcanti (1998) utilizaram valores das exportações e das importações anuais deflacionados pelos preços nos EUA, entre 1955 e 1995. O PIB deflacionado e a taxa de câmbio real são empregados, respectivamente, como *proxies* do nível de atividade e dos preços relativos na equação de importação. Para as exportações, foram empregados o índice das importações mundiais do FMI e a taxa de utilização da capacidade produtiva, construída pela fração entre o PIB e o produto potencial, como *proxies* da renda mundial e do nível de atividade doméstica, respectivamente. Além dos testes realizados para dados agregados de exportação e de importação, os autores também avaliaram as exportações de maneira desagregada em bens manufaturados, semimanufaturados e básicos; e as importações em bens de capital, intermediários e de consumo. Seus resultados apontam que o controle de déficits comerciais pelo câmbio tende a ser mais eficiente que o controle pela demanda agregada.

Fligenspan (2008) analisou as exportações de quarenta e oito setores entre

3 Segundo a USDA, o Brasil deteve, na média do quinquênio 2005-2010, participação de 33%, 44% e 30% nas exportações mundiais de soja, açúcar e café, respectivamente (USDA 2011).

1999 e 2005. O autor considerou a demanda doméstica, a taxa de câmbio real, preços e quantidades internacionais e a própria exportação defasada, além de outras variáveis explicativas. Seus resultados reforçam a característica dinâmica das vendas ao exterior, em que a exportação presente é influenciada pela exportação passada. Além disso, corroboram a relação inversa entre a demanda doméstica e as exportações. Finalmente, acham evidência de que a taxa de câmbio não influenciou significativamente as vendas externas no período investigado.

Santos *et al.* (2009) calcularam as elasticidades preço e renda das exportações e das importações em um painel de estados brasileiros e, em linha com Fligenspan (2008), encontraram valores de elasticidades menores no modelo dinâmico do que nos modelos estáticos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. O período de estudo considerado situou-se entre 1992 e 2007, capturando, portanto, diferentes regimes cambiais. As variáveis exportação e importação foram consideradas em valores deflacionados, respectivamente, pelo índice de preço da Funcex e pelo índice de preço no atacado dos EUA. Pela especificação dos autores, as elasticidades preço são aquelas associadas à variável taxa de câmbio real, e não a algum índice de preços.

No trabalho de Campos & Arienti (2002), os valores das elasticidades renda das exportações e das importações foram empregados na verificação da validade da lei de Thirlwall para a economia brasileira entre 1980 e 1997. Apesar de concluírem que houve restrição externa ao crescimento no período, dada a elevada elasticidade renda calculada para as importações, a abordagem do modelo de Thirlwall adotada foi a ingênua, no sentido de que consideraram somente os fluxos de capitais oriundos das transações de bens, ignorando outros fluxos financeiros.

Um trabalho clássico de estimação das elasticidades preço e renda do comércio exterior brasileiro é o de Zini Jr. (1988). O autor adotou o modelo de economia pequena para as importações, calculando assim apenas a demanda por importações. Para o caso das exportações, assumiu o modelo de substitutos imperfeitos, e estimou simultaneamente oferta e demanda por exportações através do método 2SLS. Diferentemente dos trabalhos citados acima, o autor empregou os índices de *quantum* de comércio como variável dependente, ao invés de utilizar seus valores. Seus resultados rejeitam as especificações estáticas em favor das especificações dinâmicas, em linha com os resultados de Thursby & Thursby (1984).

Neves & Lelis (2007) desenvolveram um trabalho com o objetivo de estimar as elasticidades preço e renda das exportações dos estados brasileiros. Dentre outros foram utilizados dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, da FUNCEX, do Núcleo de Conjuntura do Instituto de Economia da UFRJ e da Fundação Getúlio Vargas. A partir de um sistema de equações de oferta e de demanda, foram realizados exercícios econométricos visando calcular as elasticidades preço e renda dos estados

brasileiros, considerando dados de 1992 a 2004. Os resultados apontam para um comportamento variado das exportações brasileiras, passando de uma relativa estabilidade nos primeiros anos de análise para um período de queda e posterior recuperação expressiva, suportada por produtos de menor valor agregado, sobretudo após a desvalorização cambial ocorrida em 1999. No que tange aos estados, apenas São Paulo, com maior participação de produtos manufaturados em suas exportações, apresentou dinâmica diferente das demais regiões do país que apresentaram participação diferenciada de manufaturados na pauta de exportação. Por fim, o trabalho destaca que as exportações seguiram a tendência das importações mundiais e foi possível constatar uma resposta elástica à dinâmica da renda mundial, ficando evidente, em uma visão desagregada, a influência decisiva do estado de São Paulo, sobretudo em função de sua pauta de exportação incluir produtos de demanda crescente no comércio mundial.

O trabalho de Skiendziel (2008) buscou, por meio de métodos econométricos, estimar as elasticidades de oferta e de demanda das funções de importação e de exportação para o Brasil. Para tanto, foram realizadas estimativas de equações de oferta e de demanda do país e do resto do mundo para o curto e o longo prazos utilizando, para os anos de taxa de câmbio flexível, o método generalizado de momentos sobre os dados trimestrais de comércio, além de estimativas como a da taxa de câmbio de equilíbrio. Os resultados para o Brasil foram bem comportados, ou seja, aderentes ao disposto na teoria. No que tange às elasticidades-renda, em geral, foram encontrados valores superiores à unidade para o curto e o longo prazos, com exceção da oferta estrangeira de exportações que se assumiu, por hipótese, igual à unidade. O trabalho ainda avançou na estimação das elasticidades de oferta e de demanda de divisas, com a qual foi possível realizar cálculos das elasticidades da balança comercial para o período de 1991 a 2007, bem como verificar a condição clássica de Marshall-Lerner.

Schettini *et al.* (2011), a partir de dados agregados das Contas Nacionais Trimestrais, desenvolveram um trabalho visando estimar uma função para as exportações brasileiras, utilizando novas especificações econométricas, que considerasse possíveis não linearidades, compreendendo dados de 1995 a 2009. O trabalho utilizou modelos uniequacionais e buscou estimar uma forma reduzida para as exportações, considerando como variáveis explicativas a renda mundial e a taxa de câmbio real. Seus resultados apontam para uma variação não significativa das elasticidades e para um multiplicador da taxa de câmbio real pequeno. No que tange à dinâmica de curto prazo, pode-se observar uma influência não desprezível da renda mundial e um impacto não significativo da taxa de câmbio.

De maneira geral, os trabalhos apontam consistentemente para o comportamento dinâmico tanto das exportações quanto das importações. Além disso, as elasticidades renda e preço tendem a ser maiores quando contemplados

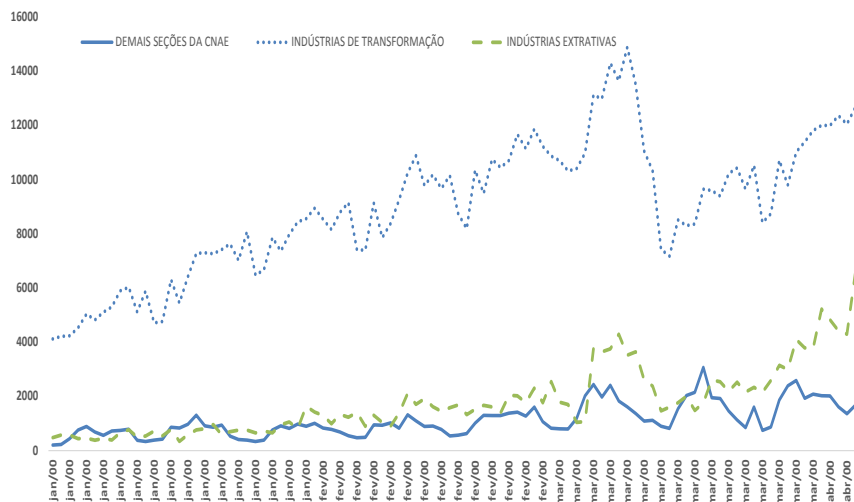
por uma especificação estática. Nesse sentido, existem evidências de que as avaliações empíricas devem levar em consideração modelos dinâmicos em suas estimações. Em geral, no entanto, as elasticidades estimadas são muito sensíveis às especificações, às técnicas econométricas adotadas, ao tratamento dos dados, ao período utilizado e à escolha das *proxies* para renda e para preços. Isso sugere que a evolução do comércio exterior brasileiro ao longo do tempo não segue um determinado padrão, de forma que ainda há espaço na literatura para tentativas adicionais de se estimar mais precisamente seus determinantes.

2. Evolução recente do comércio internacional brasileiro

O comércio exterior brasileiro desenvolveu-se a taxas expressivas entre 2003 e 2010, com exportações e importações crescendo em média cerca de 20% ao ano, apesar da queda ocorrida durante a crise mundial de 2008-2009. Diversos fatores explicam essa evolução, como o crescimento expressivo da economia mundial até 2008, a entrada da China na OMC, as medidas simplificadoras adotadas na área cambial, entre outras explicações. Maiores detalhamentos do processo de crescimento da inserção brasileira no comércio internacional fogem do escopo deste trabalho, porém cabe destacar que, apesar da recente evolução das vendas externas de produtos extrativistas, a indústria de transformação possui papel de destaque no período investigado.

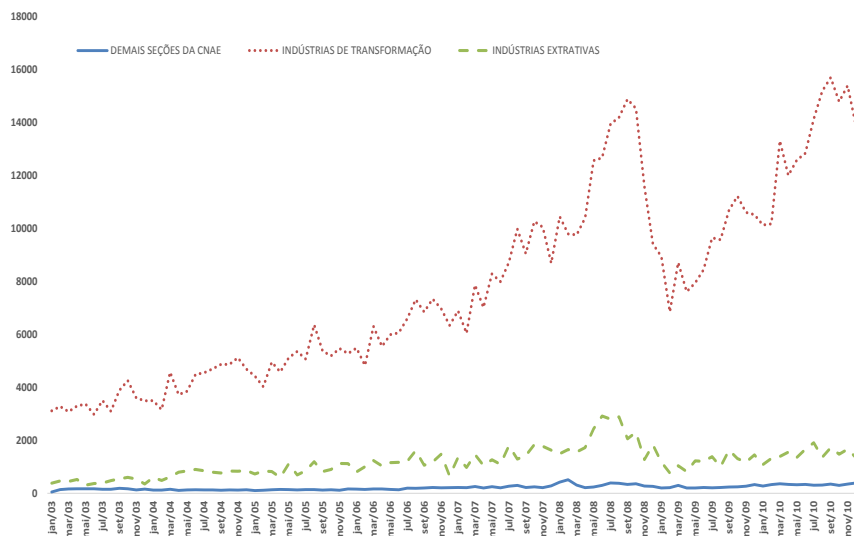
Dentre os produtos importados, destacam-se aqueles da indústria de transformação, representando em média 85% do valor total das importações. Em seguida, encontram-se os produtos da indústria extrativa, representando em média 13% do total importado entre 2003 e 2010. Apesar de ligeiramente inferior em importância, a indústria de transformação permanece como destaque dentre as exportações, representando em média 77% do valor exportado no período. A indústria extrativista vem em seguida com 14% do total. Assim, dada a importância da indústria de transformação sobre os totais dos valores importados e exportados, justifica-se o foco adotado na análise deste trabalho. Os gráficos 1 e 2 abaixo apresentam a evolução dos valores exportados e importados nos principais segmentos industriais.

GRÁFICO 1. EVOLUÇÃO DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS (US\$ MI-LHÃO) - 2003 A 2010



Fonte: Sistema Aliceweb - MDIC

GRÁFICO 2. EVOLUÇÃO DAS IMPORTAÇÕES BRASILEIRAS (US\$ MI-LHÃO) - 2003 A 2010



Fonte: Sistema Aliceweb - MDIC

Dentre os produtos da indústria de transformação, os destaques na importação no período avaliado são produtos químicos, equipamentos de informática, máquinas e equipamentos e veículos, com participações médias nos valores totais do período de 19,5%, 17%, 12,2% e 10%, respectivamente. Nas exportações, os destaques são produtos alimentícios, metalurgia, veículos e produtos químicos, com participações médias nos valores totais do período de 23%, 13,4%, 12,3% e 6,7%, respectivamente.

Apesar de haver maior concentração de produtos nas vendas ao exterior, em detrimento às compras, entende-se que há diversificação suficiente para se justificar o modelo de economia pequena discutido anteriormente.

3. Dados e Modelo Econométrico

Os dados mensais de comércio exterior foram obtidos no sistema Aliceweb do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio, sendo as informações de peso e de valor de cada Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) agregadas por códigos CNAE⁴. Como o interesse do presente trabalho recai apenas sobre os produtos industrializados, considerou-se exclusivamente a seção da indústria de transformação⁵. Essa seção está dividida em 23 categorias. No entanto, três dessas categorias não apresentam produtos que foram comercializados externamente de maneira regular ou com valores significativos⁶. Dessa maneira, a base de dados apresenta os índices de *quantum* e de preços para 20 categorias da indústria de transformação. O tempo de análise compreendeu janeiro de 2003 a dezembro de 2010, totalizando 96 períodos, escolhidos em função da disponibilidade de dados. Os dados da *proxy* utilizada para renda interna, a Produção Industrial Mensal, só estão disponíveis a partir de 2003.

3.1 Importação

Para o caso das importações, dada a pulverização das compras brasileiras em diversos produtos e países, supõe-se o modelo de economia pequena, investigando-se apenas a demanda por importados. Seguindo Hong (1999), para quem as variáveis de renda e de preço seriam suficientes para capturar a maior parte das variações no comércio exterior de um determinado país, e buscando a parcimônia, foram introduzidas como variáveis explicativas apenas a renda nacional e duas variáveis que captam a mudança nos preços

4 Foi utilizada a versão 1.0 dessa classificação. Apesar de essa classificação não estar mais em vigor, ela foi empregada por ser adotada pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), que foi a fonte primária dos índices de *quantum* e de preço das exportações e das importações.

5 A indústria de transformação compreende as atividades que envolvem a transformação física, química ou biológica de materiais, substâncias ou componentes com a finalidade de se obterem produtos novos. Não estão incluídos na análise, portanto, produtos oriundos das indústrias extrativas, como minerais, carvão e petróleo, por exemplo.

6 São elas: fabricação de produtos do fumo; edição, impressão e reprodução de gravações; e reciclagem.

relativos: o próprio índice de preços das importações e a taxa de câmbio. Assim, estimou-se a seguinte equação:

$$\ln Q_{i,t}^{MD} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln P_{i,t}^M + \beta_3 \ln E_t + \beta_4 \ln DU_t + \alpha_i + u_{i,t}^{MD} \quad (1)$$

em que cada subscrito t refere-se a um mês e cada subscrito i a uma divisão de atividade da CNAE 1.0. O termo α_i captura as características invariantes de cada setor e $u_{i,t}^{MD}$ são os erros independentes e identicamente distribuídos. A variável dependente $Q_{i,t}^{MD}$ é o índice de *quantum* das importações brasileiras. A variável $Y_{i,t}$ é o índice de produção industrial mensal (PIM-PF), calculado pelo IBGE, que foi utilizado como *proxy* para a renda nacional. A opção por essa variável se justifica por ela permitir construir uma série para cada categoria da indústria de transformação, diferentemente do que ocorreria se o PIB fosse utilizado. Espera-se uma relação positiva dessa variável com a importação, na medida em que um aumento da renda doméstica está associado a um incremento na demanda por importados. Seguindo a recomendação de Zini Jr. (1988), para quem a utilização de variáveis compostas não é recomendada por obscurecer os impactos diferenciados de cada variável isolada, utilizam-se duas variáveis para capturar o efeito preço na demanda por produtos importados. A variável $P_{i,t}^M$ representa o índice de preço das importações fornecido pela Funcex. A variável E_t é a taxa de câmbio nominal em final de período, posição de venda, divulgada pelo Banco Central do Brasil⁷. Espera-se uma relação inversa entre ambas as variáveis e a demanda por importados. Como se está trabalhando com quantidades importadas mensais, o número de dias úteis no mês pode influenciar nessa quantidade. A variável DU_t foi introduzida para controlar esse efeito⁸.

3.2 Exportação

Como as exportações brasileiras são relativamente concentradas, pensou-se inicialmente em estimar as equações de demanda e de oferta separadamente. Porém, como os dados amostrais deste trabalho são exclusivamente da indústria de transformação, e as concentrações de exportações brasileiras

7 Dois motivos pesaram para a decisão de se utilizar a taxa de câmbio nominal, em detrimento da real, nas estimações. Em primeiro lugar, porque se supõe que os empresários tomam suas decisões de importação e de exportação com base na variável que é observável, no caso a taxa de câmbio nominal. Em segundo lugar, os dados de taxa de câmbio efetiva real, calculada pelo IPEA como uma média ponderada da paridade do poder de compra dos 15 maiores parceiros comerciais em cada setor, não estava disponível para os últimos três meses de 2010, o que implicaria na perda de 60 observações. De qualquer maneira, todos os modelos também foram estimados utilizando a taxa de câmbio real no lugar da taxa de câmbio nominal. Os resultados não se modificaram, em termos de sinal e de significância dos coeficientes estimados.

8 Alternativamente, se poderia dessazonalizar as séries para eliminar os efeitos específicos de cada mês sobre as quantidades importadas e exportadas. Contudo, essa abordagem foi preterida a fim de não se correr o risco de se eliminar alguma variação importante para a explicação dos determinantes das importações e das exportações. De qualquer forma, estimou-se modelos utilizando séries dessazonalizadas. Os resultados não foram sensíveis a essas especificações.

ocorrem em produtos da indústria extrativa e da agropecuária, decidiu-se pela suposição de economia pequena, investigando-se apenas a demanda por exportados. Seguindo os mesmos princípios que nortearam a escolha da especificação para a função demanda por importações, estimou-se a seguinte equação:

$$\ln Q_{i,t}^{XD} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t}^F + \beta_2 \ln P_{i,t}^X + \beta_3 \ln E_t + \beta_4 DU_t + \alpha_i + u_{i,t}^{XD} \quad (2)$$

em que, como na equação (1), cada subscrito t refere-se a um mês e cada subscrito i a uma divisão da indústria de transformação na CNAE 1.0. A variável $Q_{i,t}^{XD}$ é o índice de *quantum* das exportações brasileiras, fornecido pela Funcex; o termo α_i captura as características invariantes de cada setor; $u_{i,t}^{XD}$ são os erros independentes e identicamente distribuídos; e DU_t corresponde ao número de dias úteis em cada mês. A variável $Y_{i,t}^F$ é uma *proxy* da renda externa, comum a todos os setores e composta pelos índices de produção industrial dos Estados Unidos, Japão, Canadá, México, Reino Unido, França, Itália e Coréia do Sul, ponderado pela participação desses países nas exportações brasileiras em cada mês. Espera-se uma relação positiva dessa variável com as exportações. A variável $P_{i,t}^X$ representa o índice de preços das exportações calculado pela Funcex. Espera-se que seu coeficiente seja negativo. Já o coeficiente vinculado à taxa de câmbio nominal, E_t , deve ser positivo.

As estimações dos parâmetros das equações (1) e (2) foram realizadas inicialmente por Mínimos Quadrados Ordinários, empilhando os dados (POLS). Depois disso, foram utilizados os estimadores de efeitos aleatórios e de efeitos fixos para dados em painel.

Além desses estimadores para modelos cujas variáveis explicativas são consideradas estritamente exógenas, também foram utilizados estimadores para modelos dinâmicos. Seguindo Thursby & Thursby (1984), Zini Jr. (1988), Fligenspan (2008) e Santos *et al.* (2009), foram incluídas as variáveis defasadas $Q_{i,t-1}^{MD}$ e $Q_{i,t-1}^{XD}$ no lado direito das equações (1) e (2), respectivamente, constituindo painéis dinâmicos. Sendo as estimações por MQO inconsistentes sob essa nova configuração, uma vez que os termos defasados e os erros são correlacionados, estimou-se os parâmetros das duas equações pelo Método Generalizado de Momentos (GMM). Utilizou-se tanto o estimador de Arellano & Bond (1991), quanto o de Arellano & Bover (1995) / Blundell & Bond (1998). Em ambos os casos, criou-se um instrumento para cada variável e defasagem, ao invés de um instrumento para cada período de tempo, variável e defasagem, como usualmente é realizado. Essa decisão teve como objetivo restringir o potencial problema de excesso de instrumentos decorrente do elevado número de períodos de tempo na amostra selecionada. Pelo mesmo motivo, optou-se

por não incluir *dummies* de tempo nos modelos⁹. Os resultados reportados referem-se à estimação em um estágio¹⁰.

Contudo, as propriedades assintóticas dos estimadores de Arellano & Bond (1991) e de Arellano & Bover (1995) / Blundell & Bond (1998) ficam comprometidas em amostras com elevados números de períodos e baixo número de indivíduos, em virtude das distorções causadas pela utilização de um grande número de instrumentos (Roodman 2006). Por essa razão, recorreu-se ao modelo de Bruno (2004 e 2005). Esse modelo corrige o viés e a imprecisão de estimadores que utilizam o método de momentos generalizados em amostras com reduzido número de indivíduos por meio de um estimador do tipo LSDV com correção de viés, o qual ele chama LSDVC. Simulações de Monte Carlo em amostras com 10 unidades seccionais e 40 períodos de tempo indicaram um melhor desempenho do estimador LSDVC relativamente aos estimadores de Arellano & Bond (1991) e de Arellano & Bover (1995) / Blundell & Bond (1998) em termos de viés e de raiz do erro médio quadrado (Bruno 2005). Como a proporção entre unidades seccionais e períodos de tempo na amostra selecionada não é muito diferente daquela utilizada nos experimentos de Bruno (2005), acredita-se que o estimador LSDVC produza resultados consistentes.

4. Resultados

Os resultados das estimações da função demanda por exportações estão apresentados na tabela 1. Os parâmetros de renda externa e de preço das exportações apresentaram sinais esperados. Todavia, o parâmetro da taxa de câmbio, diferentemente do esperado, foi negativo e significativo para todos os estimadores. Esse resultado indica que a quantidade de exportações de produtos industrializados brasileiros é negativamente relacionada com a taxa de câmbio nominal. Ou seja, uma apreciação cambial aumentaria a quantidade exportada de produtos da indústria de transformação. Esse é um resultado contra-intuitivo, sendo difícil formular alguma hipótese que o sustente. De qualquer forma, essa tarefa foge aos objetivos do presente trabalho, sendo, contudo, interessante tópico para investigação futura.

A presença de correlação serial nos resíduos da regressão por POLS é evidência de presença das características invariantes de cada setor, o que torna essa especificação inválida. O teste de Hausman não rejeitou a hipótese nula de diferença não sistemática entre os coeficientes estimados por efeitos fixos e por efeitos aleatórios. Esse resultado é evidência de ausência de correlação

⁹ Nos modelos estáticos em painel também não foram incluídas *dummies* de tempo, em virtude do elevado número de períodos na amostra selecionada. Além disso, a inclusão do número de dias úteis no mês como regressor é capaz de capturar, pelo menos parcialmente, os efeitos específicos de cada mês. Mesmo assim, foram estimados modelos com a inclusão das *dummies* de tempo em todas as especificações testadas. Em geral, a presença das *dummies* não permitiu a estimação de pelo menos um dos coeficientes de interesse, em virtude de problemas de colinearidade.

¹⁰ Os resultados não são sensíveis às estimações em dois estágios.

entre a heterogeneidade não observada e as variáveis explicativas, o que aponta para a utilização do estimador de efeitos aleatórios nos modelos estáticos.

A estimação do modelo com a defasagem da variável dependente como regressor por Arellano & Bond (1991) e por Arellano & Bover (1995) / Blundell & Bond (1998) utilizou, como esperado, um número muito elevado de instrumentos relativamente ao número de unidades cross-section. Isso corrompe a propriedade assintótica dos estimadores e enfraquece os testes de Sargan/Hansen, que passam a não ser confiáveis (Roodman 2006; e Roodman 2008). Espera-se que o estimador LSDVC corrija o viés presente nesses estimadores. Como a defasagem da variável dependente consegue explicar boa parte da sua variação contemporânea¹¹, as elasticidades das exportações brasileiras de produtos industrializadas estimadas pelo presente trabalho são aquelas apresentadas na coluna (6) da tabela 1¹².

Por esses valores, um aumento de 10% na quantidade exportada hoje irá aumentar a quantidade exportada em 6,1% no período seguinte. Já um aumento de 10% na renda externa, irá aumentar em 7,7% a quantidade exportada. Um aumento de 10% nos preços dos produtos exportados irá diminuir a quantidade vendida ao exterior em 2%. Tem-se ainda o resultado contra-intuitivo, como já mencionado, de que uma desvalorização de 10% irá diminuir a quantidade exportada em 1,4%. Pelas magnitudes dos coeficientes, percebe-se que as exportações de produtos industrializados são muito mais sensíveis a variações na renda que nos preços. Pode-se ressaltar ainda a importância da introdução do termo dinâmico nas estimações, que acaba diminuindo significativamente a magnitude das elasticidades estimadas nos modelos estáticos.

Os resultados das estimações da demanda brasileira por produtos industrializados importados são apresentados na tabela 2. Como no caso das importações, foi detectada correlação serial nos resíduos da regressão por POLS. Logo, devem-se utilizar especificações que levem em consideração as características invariantes de cada setor. A não rejeição da hipótese nula no teste de Hausman também indica preferência pela utilização do estimador de efeitos aleatórios em especificações sem um componente dinâmico. Nessa especificação, os parâmetros referentes à renda e à taxa de câmbio apresentam o sinal esperado. Já o parâmetro referente aos preços de importação não é significativamente diferente de zero.

Contudo, como no caso das exportações, há evidências de existência de persistência nas quantidades importadas. Por essa razão, estimaram-se modelos dinâmicos por meio dos estimadores de Arellano & Bond (1991) e de Arellano & Bover (1995) / Blundell & Bond (1998). Da mesma forma que nas exportações, o elevado número de períodos de tempo na amostra selecionada forçou

11 Conforme defendido por Zini Jr. (1988), Fligenspan (2008) e Santos *et al.* (2009). A significância estatística do índice de quantidade defasado nas especificações dinâmicas corrobora essa hipótese.

12 Como os coeficientes estimados nas colunas (6) e (7) são aproximadamente iguais, é indiferente a utilização dos valores de uma ou de outra coluna.

a utilização de muitos instrumentos nas estimações, produzindo, portanto, estimativas pouco confiáveis. Espera-se que o procedimento LSDVC corrija o viés desses estimadores. Nesse sentido, as elasticidades das importações brasileiras de produtos industrializados estimadas pelo presente trabalho são aquelas apresentadas na coluna (6) da tabela 2.

Os sinais das variáveis relevantes se comportam de acordo com o esperado. A resposta do montante importado a variações na renda interna é maior que a resposta a variações nos preços dos produtos. Contudo, a maior resposta advém de variações na taxa de câmbio nominal. Espera-se que um aumento de 10% na taxa de câmbio diminua a quantidade de produtos industrializados importados em 4,3%, em média. A presença da defasagem da quantidade importada se mostrou estatisticamente significativa e relevante em termos de grandeza. A sua presença fez com que os coeficientes da renda, dos preços e da taxa de câmbio diminuíssem sua magnitude, quando comparados com a estimação por efeitos aleatórios.

Comparando os coeficientes da taxa de câmbio das equações de exportação e de importação, tem-se que uma desvalorização cambial reduz tanto a quantidade exportada quanto a quantidade importada de produtos industrializados. Todavia, esse efeito é cerca de três vezes maior sobre as importações. Nesse sentido, desvalorizações cambiais devem levar a uma melhora nos termos de troca do comércio exterior de produtos industrializados no Brasil. Esse resultado relativiza um pouco o resultado contra-intuitivo de queda das exportações a partir de uma desvalorização cambial.

TABELA 1. FUNÇÃO DEMANDA POR EXPORTAÇÕES DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS

Var. Explicativas	POLS (1)	Efeitos Aleatórios (2)	Efeitos Fixos (3)	Arellano-Bond (4)	Blundell-Bond (5)	Arellano-Bond (LSDVC)(6)	Blundell-Bond (LSDVC) (7)
Renda Externa	2,11* (0,14)	2,06* (0,33)	2,06* (0,33)	1,54* (0,32)	1,53* (0,27)	0,77* (0,10)	0,78* (0,11)
Preço	-0,36* (0,06)	-0,43** (0,20)	-0,43** (0,20)	-0,22*** (0,12)	-0,29** (0,15)	-0,20* (0,03)	-0,19* (0,03)
Câmbio	-0,35* (0,07)	-0,41* (0,15)	-0,41* (0,15)	-0,18** (0,08)	-0,24** (0,12)	-0,14* (0,03)	-0,14* (0,03)
Dias Úteis	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)
Quantidade defasada	-	-	-	0,27* (0,09)	0,25* (0,09)	0,61* (0,02)	0,61* (0,02)
Constante	sim	sim	sim	não	sim	não	sim
Nº de observações	1920	1920	1920	1880	1900	1880	1900
Nº de instrumentos	-	-	-	98	100	-	-
Teste de Sargan	-	-	-	0,000	0,000	-	-
Teste de Hansen	-	-	-	1,000	1,000	-	-
Teste autocorrelação AR (1)	-	-	-	0,008	0,006	-	-
Teste Arellano-Bond AR (2)	0,2132	0,2124	0,2123	0,954	0,892	-	-
R ²							

Erros padrão robustos entre parênteses (em padrão calculado por bootstrap, utilizando 100 repetições, para os estimadores LSDVC)

Valores p reportados nos testes de Sargan, Hansen e Arellano-Bond

*Significativo a 1%

**Significativo a 5%

***Significativo a 10%

TABELA 2. FUNÇÃO DEMANDA POR IMPORTAÇÕES DE PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS NO BRASIL

Var. Explicativas	POLS (1)	Efeitos Aleatórios (2)	Efeitos Fixos (3)	ArellanoBond (4)	Blundell-Bond (5)	Arellano-Bond (LSDVC)(6)	Blundell-Bond (LSDVC) (7)
Renda	0,47* (0,04)	0,47* (0,13)	0,47* (0,14)	0,39* (0,05)	0,25* (0,03)	0,21* (0,02)	0,21* (0,03)
Preço	-0,19* (0,05)	-0,18 (0,14)	-0,17 (0,14)	0,09 (0,09)	-0,11* (0,04)	-0,08* (0,02)	-0,08* (0,03)
Câmbio	-0,19* (0,05)	-0,18 (0,14)	-0,17 (0,14)	0,09 (0,09)	-0,11** (0,04)	-0,08* (0,02)	-0,08* (0,03)
Dias Úteis	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,03* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)	0,04* (0,00)
Quantidade defasada	-	-	-	0,68* (0,03)	0,71* (0,04)	0,72* (0,01)	0,72* (0,01)
Constante	sim	sim	sim	não	sim	não	sim
N° de observações	1920	1920	1920	1880	1900	1880	1900
N° de instrumentos	-	-	-	98	100	-	-
Teste de Sargan	-	-	-	0,000	0,000	-	-
Teste de Hansen	-	-	-	1,000	1,000	-	-
Teste autocorrelação AR (1)	-	-	-	0,004	0,006	-	-
Teste Arellano-Bond AR (2)	-	-	-	0,282	0,892	-	-
R ²	0,6913	0,6913	0,6913	-	-	-	-

Erros padrão robustos entre parênteses (em padrão calculado por bootstrap, utilizando 100 repetições, para os estimadores LSDVC)

Valores p reportados nos testes de Sargan, Hansen e Arellano-Bond

*Significativo a 1%

**Significativo a 5%

***Significativo a 10%

Considerações Finais

O presente trabalho teve como objetivo principal estimar as elasticidades renda e preço das exportações e das importações de produtos industrializados no Brasil. A sua principal contribuição é a estimação dessas elasticidades exclusivamente para o setor da indústria de transformação brasileira. Esse tipo de análise não é muito comum na literatura. Nesse sentido, apesar de as elasticidades aqui estimadas estarem, em geral, dentro da amplitude de valores encontrados nessa literatura, elas não são diretamente comparáveis com as elasticidades estimadas para os valores agregados do comércio exterior brasileiro. Apesar disso, destaca-se o resultado encontrado de que eventuais controles de déficits comerciais são mais efetivos se tomados pela demanda agregada e não pelo câmbio, diferentemente do apontado por Castro & Cavalcanti (1998).

O trabalho traz evidências adicionais da importância de se incorporar elementos dinâmicos na especificação econométrica em exercícios de estimação de elasticidades para o comércio exterior em geral. Em particular, as exportações e as importações de produtos da indústria de transformação se mostraram mais sensíveis a variações na renda que a variações nos preços. Além disso, variações na taxa de câmbio tiveram o efeito esperado sobre a balança comercial dos produtos industrializados no país, em que pese o efeito negativo contra-intuitivo apresentado na função demanda por exportações. A esse respeito, existe espaço para investigações futuras que busquem elementos que ajudem a entender esse resultado.

Finalmente, a utilização de métodos econométricos alternativos, como o estimador LSDVC aqui utilizado, recomendados a situações mais particulares que aquelas em que os estimadores para dados em painel mais usuais são recorrentemente utilizados, podem dar um novo prisma e contribuir para uma definição mais robusta de parâmetros exaustivamente já estimados na literatura empírica sobre as elasticidades do comércio exterior brasileiro.

Referências

- ARELLANO, M.; BOND, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations." *Review of Economic Studies* 58 (2): 277–97.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. (1995). "Another look at the instrumental variables estimation of error components models." *Journal of Econometrics* 68 (1): 29–51.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics* 87 (1): 111–43.
- BRUNO, G. (2004). "Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models." CESPRI Working Paper, n.159.

- BRUNO, G. (2005). "Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individual." CESPRI Working Paper, n.165.
- CAMPOS, A. C.; ARIENTI, P. (2002). "A importância das elasticidades-renda das importações e das exportações para o crescimento econômico: uma aplicação do Modelo de Thirlwall ao caso brasileiro." *Ensaio FEE* 23 (2): 787-804.
- CASTRO, A.; CAVALCANTI, M. A. (1998). "Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95." *Pesquisa e Planejamento Econômico* 28 (1): 1-68.
- FLIGENSPAN, F. B. (2008). "As exportações da indústria brasileira pós-desvalorização cambial de 1999." In: XXXVI Encontro Nacional da ANPEC, 2008, Salvador. Anais do XXXVI Encontro Nacional da ANPEC. Rio de Janeiro: ANPEC.
- FULLERTON, T. M.; SAWYER, W. C.; SPRINKLE, R. L. (1999). "Latin American Trade Elasticities." *Journal of Economics and Finance* 23 (1): 143-156.
- HONG, P. (1999). "Import Elasticities Revisited." New York: United Nations – Economic & Social Affairs, DESA Discussion Paper n°10.
- NEVES, A. C. P. ; LÉLIS, M. T. C. (2007). "Exportações estaduais no Brasil: estimativas para as elasticidades preço e renda." *Revista de Economia Política* 27 (2): 102-135.
- ROODMAN, D. (2006). "How to do xtabond2: an introduction to 'difference' and 'system' GMM in Stata." Center for Global Development Working Paper, n.103.
- ROODMAN, D. (2008). "A Note on the Theme of Too Many Instruments." Center for Global Development Working Paper, n.125.
- SANTOS, A. M.; SOUSA, E. A.; TEJADA, C. A.; JACINTO, P. A. (2009). "Elasticidades Preço e Renda das Exportações e Importações: uma Abordagem Através de Dados de Painel para os Estados do Brasil." In: VII ENABER - Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, São Paulo.
- SCHETTINI, B. P.; SQUEFF, G. C.; GOUVÊA, R. R. (2011). "Estimativas da Função de Exportações Brasileiras Agregadas com Dados das Contas Nacionais Trimestrais (1995 - 2009)." Texto para Discussão n°1598. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Brasília.
- SKIENDZIEL, A. G.L. (2008). "Estimativas de Elasticidades de Oferta e Demanda de Exportações e de Importações Brasileiras." Brasília: dissertação de Mestrado. Universidade de Brasília – Instituto de Ciências Humanas.
- THIRLWALL A. P. (1979). "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences." *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 128 (1): 45–53.
- THURSBY, J.; THURSBY, M. (1984). "How Reliable are Simple, Single Equation Specifications of Import Demand?" *The Review of Economics and Statistics* 66 (1): 120-128.
- USDA - United States Department of Agriculture. (2011). "World Agricultural Supply and Demand Estimates." Office of the Chief Economist. August.
- ZINI JR, Á. A. (1988). "Funções de exportação e de importação para o Brasil." *Pesquisa e Planejamento Econômico* 18 (3): 615-662.

Recebido em: 08 de janeiro de 2013

Aceito em : 04 de outubro de 2013

Convergência De Renda Para Os Municípios Brasileiros: Uma Aplicação Do Método Constrained B-Spline Smoothing (Cobs) - No Período De 2000 A 2010

Wilians dos Santos Silva¹

Adriano Nascimento da Paixão²

Resumo: Este trabalho verifica a formação de clubes de convergência de renda para os municípios brasileiros no período de 2000 a 2010, através dos métodos não paramétricos de: densidade Kernel, regressão quantílica linear e o do *constrained smoothing B-splines* (COBS). A análise da densidade Kernel indicou que a distribuição da renda é bimodal. Já o modelo de regressão quantílica linear testou duas hipóteses: i) a de β -convergência absoluta, onde somente o quinto e o décimo percentil convergiram; e a ii) a de β -convergência condicional que teve como variáveis explicativas: a renda *per capita* e os anos de estudos e como resultado, a educação é mais eficiente para mitigar a desigualdade nos municípios mais pobres. Enfim, o método *constrained smoothing BsPlines* que testou a hipótese de β -convergência e constatou a não linearidade entre os quantis e ratificou a formação de dois polos de convergência.

Palavra-chave: Convergência de Renda, Regressão quantílica linear e *Constrained Smoothing B-Splines*.

JEL: C14, C21, O11, O15, R11.

¹ Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Tocantins - UFT. Mestre em Desenvolvimento Regional pela UFT. E-mail: wiliansster@uft.edu.br.

² Professor do Departamento de Economia da UFPB, professor do PGDR/UFT e do mestrado profissional em gestão de políticas públicas da UFT. Doutor em Economia Aplicada pela UFV. E-mail: anpaixao@gmail.com.

Income convergence for Brazilian Municipalities: an application of Constrained Smoothing B-SPLINE from 2000 to 2010

Abstract: *This paper checks the formation of income convergence clubs for Brazilian municipalities in the period of 2000-2010, through the non-parametric methods: Kernel density, linear quantile regression and the constrained smoothing B-splines (COBS). Kernel density analysis indicated that income distribution is bimodal. The model of linear quantile regression tested two hypotheses: i) the absolute β -convergence, where only the fifth and tenth percentile converged, and ii) the conditional β -convergence that had as explanatory variables: per capita income and years of study and, as a result, education is more effective to mitigate inequality in poorer municipalities. Finally, the method constrained smoothing BsPlines that tested the β -convergence hypothesis, found the non-linearity between quantiles and ratified the formation of two poles of convergence.*

Key-words: *Income convergence, and Constrained Smoothing B-Splines.*

JEL: C14, C21, O11, O15, R11.

1.Introdução

A desigualdade de renda entre as regiões é um problema para o desenvolvimento de uma nação, pois o crescimento econômico, não necessariamente reduz a desigualdade de renda, mas pode até aumentá-la. Pois cada região apresenta características diferentes, tanto de recursos naturais e humanos, como também de infraestrutura produtiva e de mercado interno, de maneira que as regiões com melhor estrutura produtiva têm maiores níveis de renda *per capita*.

Ainda nessa ótica, o crescimento da renda *per capita* tem ritmo diferenciado entre as regiões, pois as estruturas produtivas e a dotação interna de recursos determinam as vantagens locacionais, aumentando a tendência de desigualdade regional que se reflete no nível de renda per capita dos trabalhadores (Souza, 2009). Para Azzoni *et al.*(2000), os diferenciais de rendas *per capita* são determinados pela dotação inicial de recursos, de forma que não existem regiões pobres e sim uma maior concentração de famílias pobres em determinado lugar.

A principal consequência da discrepância de renda entre os municípios é a pobreza de um lado e a riqueza de outro. A pobreza pode ser considerada como a ausência de bem-estar, de insuficiência de renda, acesso aos serviços de saúde, aquisição de alimentos, a utilização do sistema de educação e a

moradia, ao uso dos serviços de abastecimento de água e coleta de esgoto e à falta de oportunidade.

As disparidades regionais se agravam quando os municípios mais pobres crescem a uma taxa menor que os mais prósperos, aumentando a divergência de renda *per capita* entre as regiões. O modelo neoclássico crescimento de Solow prevê a convergência de renda entre as regiões independentemente de sua dotação inicial. Alguns trabalhos empíricos confirmam essa hipótese, tais como: Barro e Sala-i-Martin (1992); Mankiw *et al.* (1992); Sala-i-Martin (1996). Porém, os trabalhos empíricos de Quah (1993,1996) evidenciam que ao longo do tempo há um deslocamento da renda média para os extremos da distribuição formando “picos gêmeos” e com isso a economia converge em clube, onde o rico fica mais rico e o pobre mais pobre.

O objetivo deste trabalho é verificar a formação de clubes de convergência de renda *per capita* para os municípios brasileiros no período de 2000 a 2010, através da utilização de métodos robustos. Além desta introdução, o trabalho está dividido em sete partes. A segunda parte consta a revisão de literatura dos principais trabalhos científicos, internacionais e nacionais sobre a convergência de renda. Já na terceira parte, é apresentado o referencial teórico, fazendo uma abordagem do modelo de crescimento de Solow, das teorias de β -convergência e σ -convergência.

No quarto tópico é exposta a metodologia utilizada no trabalho que são – o modelo de regressão quantílica linear (RQL), constrained *Smoothing B-Splines* (COBS) e a densidade Kernel. No tópico seguinte, são apresentadas as análises e discussão dos resultados obtidos.

Na sexta parte, consta a conclusão do trabalho e, na parte, seguinte As referências bibliográficas e, por último, os apêndices.

2.Revisão De Literatura

Segundo a Teoria Neoclássica a renda *per capita* dos países convergiriam independente da sua dotação inicial, ou seja, que a desigualdade entre os países acabariam. Vários trabalhos empíricos testaram essa hipótese. Um dos pioneiros foi o trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1992) que usou o modelo de crescimento neoclássico, para estudar a convergência entre 48 estados dos EUA, no período de 1840 a 1963 e houve evidências empíricas de convergência, ou seja, as economias dos estados mais pobres tenderam a crescer mais rapidamente que os estados mais prósperos.

E ainda, outro trabalho realizado por Sala-i-Martin (1996) que analisou um grupo de 110 países, no período de 1960 a 1990 e os resultados apontaram para um processo de convergência absoluta para um subgrupo de países da

Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD). Outros trabalhos foram realizados para testar a hipótese neoclássica, entre eles, o trabalho realizado por Mankiw *et. al* (1992) que partiu do pressuposto de que os países se encontram em seus estados estacionários e a partir daí, estimou várias regressões para identificar como a taxa de crescimento da poupança e da força de trabalho explica o diferencial de renda *per capita* entre os países. Cole e Neumayer (2003) testaram a hipóteses de convergência de renda entre pessoas ricas e pobres e os resultados indicaram que as rendas das pessoas mais pobres estavam a crescer mais rapidamente.

No Brasil, vários trabalhos testaram a hipótese de convergência de renda, entre eles está o trabalho de Baroossi-filho e Azzoni (2003) que testou a hipótese de convergência de renda regional utilizando uma abordagem de séries temporais e os resultados sinalizaram para convergência estocástica de renda a nível macrorregional, com exceção da região norte.

Silveira *et. al.* (2010) utilizou o MQO para testar as hipóteses de β -convergência absoluta e condicional e o teste de β -convergência de Drennan, para os municípios da região norte do Brasil e foi confirmada a hipótese de convivência de renda, os municípios mais pobres crescem mais rápido. Na hipótese β -convergência condicional foi utilizada a variável ano de estudos que foi importante na determinação do crescimento, pois aumentou a velocidade da convergência, e além deste teste foi testada a σ -convergência e foi confirmada a redução das discrepâncias nas regiões do Brasil.

Já Ferreira e Cruz (2008), que verificaram se há convergência da desigualdade de renda nos municípios brasileiros para período 1991 a 2000, sobre a hipótese de clube de convergência que foram identificados de forma endógena pelo modelo, de efeito *threshold*, e variável *threshold* foi o índice de Gini para o período inicial. E como resultado foram encontrados 6 (seis) clubes de convergência, nos quais verificou-se evidências empíricas de que existe um processo de convergência da desigualdade da distribuição de renda no Brasil. E nesse processo a variável renda do trabalho mostrou-se mais significativa que a transferência governamental.

Evidências empíricas demonstrada por Quah (1993, 1996), em que ao longo do tempo há um deslocamento da renda média para os extremos da distribuição, formando duas modas e com isso a economia converge em clube, onde o rico fica mais rico o pobre mais pobre. Dessa forma, Quah (1996) discute a existência de múltiplos equilíbrios, pois é possível que, embora não existam evidências de convergência global, algumas regiões estejam se aproximando umas das outras em termos de renda *per capita*. No trabalho empírico de Feyrer e College (2003) foi confirmada a hipótese de convergência em clube e que o capital humano pode reduzir ao longo prazo o “pico inferior” da distribuição, nesse artigo foi utilizado o método de Markov.

Para Quah (1996) a análise de convergência renda pelos métodos tradicionais

- *cross-section*, séries temporais e dados em painel, podem ser enganosas, pois um coeficiente negativo da β -convergência, não significa que as economias estão a convergir para o mesmo estado estacionário. Esse problema é conhecido como a “Falácia de Galton” em que uma regressão na média não consegue capturar o que acontece em toda a distribuição. Nesse caso, é necessário aplicar métodos robustos, como a matriz de Markov ou Regressões Quantílica.

No Brasil, vários trabalhos empíricos utilizaram uma análise robusta para testar as hipóteses de convergência de renda entre os municípios. Assim como o trabalho de Fochezatto e Stulp (2008) que analisou os efeitos da liberalização comercial e os suas implicações sobre a evolução e a convergência da renda *per capita* entre os municípios do Rio Grande do Sul no período compreendido entre 1985 a 1998, utilizando uma técnica de matrizes de Markov, e os resultados obtidos indicaram a convergência de renda, mas a convergência se deve ao comportamento de variáveis demográficas que compensaram a divergência de renda do produto médio.

Coelho (2006), busca identificar dentre o conjunto formado pelas variáveis capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade total dos fatores, as possíveis origens da chamada armadilha de desenvolvimento, para os municípios brasileiros, no período 1970 a 2000. Essa análise foi realizada por meio de método não-paramétricos e de algoritmos de agrupamento que apontam para o capital humano como o principal responsável pela bimodalidade da distribuição de renda dos municípios brasileiros.

Em relação aos métodos não paramétricos, Grolli, *et al.* (2007) estudou o crescimento econômico para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 1970 a 2001, através de regressão quantílica linear, e os resultados indicaram a existência de convergência absoluta na maioria dos quantis, entretanto, estas taxas de convergência mostraram-se ser diferentes ao longo da distribuição condicional.

Em relação a utilização do método *constrained B-spline smoothing* (COBS) que não impõe nenhuma forma funcional, a estrutura de dados e a estimação das curvas serve como informação sobre o comportamento da regressão em cada estrato. O estudo realizado por Laurini *et al.* (2005) analisou a evolução da distribuição da renda relativa per capita para os municípios brasileiros no período de 1970-1996. E realizou dois testes de convergência - um teste para σ -convergência, baseado no princípio do *Bootstrap* e outro de β -convergência usando *Smoothing Splines* para as regressões de crescimento. Os resultados apontaram para a formação de dois clubes de convergência, um clube de baixa renda formado pelos municípios das regiões Norte e Nordeste e outro clube de alta renda formado pelos municípios das regiões Centro-oeste, Sudeste e Sul.

De forma semelhante, Silva e Figueiredo (2010) testaram a hipótese de convergência de renda para os municípios nordestinos para o período de 1970

a 1996, através da análise de regressão quantílica linear e não linear e verificou-se a formação de clubes de convergência entre os municípios nordestinos.

No Brasil, as hipóteses de convergência de renda foram testadas pelos métodos paramétricos tais como: mínimos quadrados ordinários, séries temporais e dados em painéis. E também por métodos não paramétricos – como o utilizado nessa pesquisa. Os trabalhos já realizados até novembro de 2010 utilizaram a mesma base de dados, que esta compreendida no período de 1970 a 2000, pois os dados da renda *per capita* dos municípios são obtidos com os dados do censo. Então a contribuição dessa dissertação, se dar pelo uso de dados mais recentes, no período entre 2000 a 2010, onde foram testadas as hipóteses de convergência de renda.

3. Referencial Teórico

3.1. Modelo de Solow

O principal modelo neoclássico de crescimento econômico foi apresentado por Robert Solow em 1956, ele permite analisar o crescimento de longo prazo e sustenta que existe uma relação inversa entre a renda *per capita* e o estado estacionário. Para Oliveira (2006) no modelo Solow os retornos são decrescentes e isso sustenta que existe uma relação negativa entre a distância da renda *per capita* de seu estado estacionário.

A explicação neoclássica do crescimento econômico está fundamentada no modelo de Solow (1956), que tem como pressuposto rendimentos marginais decrescentes para os fatores de produção e também, que as rendas *per capita* das diferentes economias tenderiam a se equalizar. Esse modelo é construído a partir de duas equações, uma função de produção e uma equação de acumulação de capital. O produto é determinado por apenas duas variáveis, capital e trabalho.

Presumindo uma função de produção do tipo Cobb- Douglas, a representação do modelo básico de Solow é:

$$Y = K^{\alpha} L^{(1-\alpha)} \quad (1)$$

$$\text{onde } 0 < \alpha < 1$$

onde Y é o produto, K é o estoque de capital, L é a força de trabalho. Essa função de produção é homogênea de grau um, ou seja, apresenta retornos constantes de escala.

A segunda função do modelo de Solow descreve a acumulação do capital, que é dada por:

$$\dot{K} = sY - dK \quad (2)$$

O significado dessa equação é que a variação no estoque de capital é igual ao montante do investimento bruto menos o montante da depreciação. A equação de acumulação per capita de capital é dado por:

$$\dot{k} = sy - (n + d)k \quad (3)$$

onde $\dot{k}$ é acumulação temporal do capital por unidade de trabalho, que é positivamente relacionado com nível de poupança por trabalhador e s , que é a taxa de poupança, e é negativamente relacionada com a taxa de crescimento populacional e a taxa de depreciação, respectivamente (“ $n+d$ ”). E na proporção em que o investimento por trabalhador se iguala a soma da taxa de crescimento populacional com a taxa de depreciação do capital, não há mais acumulação do capital em termos *per capita*, ou seja, a economia está no estado estacionário.

No estado estacionário, não existe crescimento do produto *per capita*, pois é constante e a taxa de crescimento do PIB é mesma do crescimento populacional. Neste modelo, as economias que apresentam menor capital *per capita* crescem mais rapidamente, e sua taxa de crescimento diminui à medida que se aproxima do estado estacionário. Essa trajetória pode ser vista na equação (4) em que α é menor que um, à medida que k aumenta, a taxa de crescimento declina.

$$\frac{\dot{k}}{k} = sk^{(1-\alpha)} - (n + d) \quad (4)$$

Então, a principal conclusão do modelo é que o estoque de capital deve estar se expandindo no mesmo ritmo que a força de trabalho e qualquer que seja o valor inicial da taxa de capital-trabalho o sistema irá desenvolver para um estado de crescimento equilibrado à taxa natural (Solow, 1956).

3.2 Convergência de Renda

A função de produção neoclássica tem com pressuposto que a taxa de retorno do capital é elevado quando o estoque inicial de renda é baixo. A ideia de convergência é decorrente dessa hipótese, ou seja, as economias mais pobres tendem a crescer mais rapidamente que as nações ricas, por causa da produtividade marginal do capital.

Os principais modelos de convergência apresentados por Barro (1991), Barro e Sala-i-Martin (1992) e Sala-i-Martin (1996) são: o de β -convergência e o de σ -convergência. Se as economias mais pobres tenderem a crescer mais rapi-

damente que as nações ricas e esse aumento da renda são explicados unicamente pela renda per capita, ocorre a β -convergência absoluta. Já o conceito de σ -convergência está relacionado com a diminuição da dispersão da renda per capita ao longo do tempo. Esses dois conceitos estão relacionados entre si, e a β -convergência é a condição necessária para diminuição da variância de renda per capita entre as economias.

A estimação da β -convergência é dada por:

$$Y_{i,t+1} = \alpha + \beta \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

onde $\gamma_{i,t+1} = \frac{1}{T} \left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right)$ é a taxa de crescimento do PIB per capita para a economia i no período t e que $y_{i,t}$ e $y_{i,t-1}$ é respectivamente a renda no período inicial e final da análise, α é uma constante do modelo, β é a taxa de convergência e $\varepsilon_{i,t}$ é erro estocástico. Cabe resaltar que o coeficiente β tem uma relação inversa com a variável dependente, para indicar que o município com a menor renda tem uma taxa de crescimento maior que os municípios mais ricos.

Mas se os diferenciais no nível de renda não forem explicados unicamente pelo PIB *per capita*, há nesse caso a β -convergência condicional em que cada país converge para o seu próprio estado estacionário. Isso ocorre em decorrência das economias diferirem em: níveis tecnológicos, propensão a poupar e a taxa de fecundidade, externalidades, estrutura de mercado, etc. Logo, se elas têm parâmetros diferentes, terão estados estacionários diferentes. E assim, a previsão do modelo neoclássico é que a taxa de crescimento da economia está diretamente relacionada com a sua distância ao seu próprio estado estacionário. E que a hipótese de convergência condicional e de convergência absoluta são iguais, se as economias têm o mesmo estado estacionário.

O modelo de β -convergência condicional é estimado por:

$$Y_{i,t+1} = \alpha + b \log y_{i,t-1} + \partial X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Onde $X_{i,t-1}$ é o vetor das demais variáveis de controle do modelo, e $b = (1 - e^{-\beta T})/T$ e, se para $\beta > 0$ e mantendo $X_{i,t-1}$ constante, diz-se que o conjunto de dados confirma a hipótese de convergência condicional. Para testar a convergência condicional é necessária a utilização de variáveis *proxy* e a teoria econômica orienta nas escolhas das variáveis.

A ideia de convergência condicional implica na hipótese de clubes de convergência que está fundamentado numa visão de múltiplos equilíbrios, onde as economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas convergem para um mesmo nível renda *per capita* a longo prazo. Para Galor (1993) a economia não apresenta um único estado

estacionário, mas esse sistema pode ser caracterizado por múltiplos equilíbrios de estados estacionários e a convergência de clube e a convergência condicional pode servir como hipóteses.

Na visão de Quah (1993) no longo prazo, a distribuição da renda *per capita* é bimodal, pois devido à acumulação de capital físico e humano, ocorre uma concentração em torno dos mais ricos, existe um agrupamento em torno dos mais pobres e um desaparecimento da classe média. Ou seja, a economia está convergindo para múltiplos equilíbrios, e nessas dinâmicas são formados os clubes de convergência que depende do nível da renda inicial de cada país.

4. Metodologia

4.1 Fonte de Dados

As informações estatísticas utilizadas nessa pesquisa foram os dados do censo dos anos 2000 e 2010, que são disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Nesse período, foram emancipados 58 municípios, mas nesse trabalho foram considerados somente os municípios comuns aos dois períodos, ou seja, 5.507 cidades.

Os dados do censo do ano 2000 estão disponibilizados em tabelas não necessário nenhum tratamento estatístico sobre o plano amostral, pois já foi feito pelo IBGE. Mas os dados utilizados do ano 2010 foram os microdados da amostra do censo, sendo necessário um tratamento estatístico que considere o plano amostral complexo para fazer as estimativas. Nesse sentido, o tratamento dos dados foi realizado pelo *software* Stata 12.0.

A variável usada para testar as hipóteses de β -convergência absoluta e em clubes foi a renda domiciliar nominal dos domicílios particular permanentes que engloba os rendimentos provenientes do trabalho e outras fontes habituais que não proveniente do trabalho, como: aposentadoria, pensão e de programas do governo. Já para testar a hipótese de β -convergência condicional foi adicionada a variável escolaridade média medida em anos de estudo para cada município brasileiro.

4.2 Regressão Quantílica

O método de regressão quantílica é uma solução para uma distribuição de dados não gaussiana e heterocedástica. Essa regressão utiliza a mediana condicional como a medida de posição central que minimiza a soma dos erros absolutos e os demais quantis condicionais são estimados através da minimização de uma soma ponderada assimetricamente de erros absolutos. Esse

método permite uma análise de toda a distribuição, sendo possível verificar mudanças de escalas Koenker et al., (1994).

Seguindo a abordagem de He e Ng (1999), a regressão quantílica generaliza o conceito de um quantil univariado ou multivariado a um quantil condicional dado um ou mais covariáveis. Para um par de variáveis aleatórias “(X,Y)” com função de distribuição de probabilidade condicional, o τ -ésimo quantil é dado por uma função condicional $g_\tau(x)$, onde Y dado $X=x$, tal como: $P(Y \leq g_\tau(x) | X = x) = \tau$. A mediana condicional ($\tau=0,5$) fornece uma medida de tendência central que descreve uma relação geral entre X e Y. Para uma amostra aleatória $\{(x_i, y_i)\}_{i=1}^n$ de (X,Y) e que a mediana da amostra minimiza a soma dos desvios absolutos $\min_{g(x) \in R} \sum_{i=1}^n |y_i - g(x)|$ o τ -ésimo quantil da função $g(x)$ pode ser formulado como solução do problema de otimização abaixo:

$$\min_{g(x) \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - g(x_i)) \quad (7)$$

onde $\rho_\tau(u) = u(\tau - I(u < 0))$, $0 < \tau < 1$, em que ρ_τ é a função de perda condicional, u representa a diferença entre o valor observado e o estimado para cada observação e $I(\cdot)$ é a função indicadora.

4.3 Constrained Smoothing B-Splines

A utilização do método de regressão quantílica linear pode apresentar limitações nas estimações dos coeficientes, pois assume que existe uma relação linear entre cada quantil da regressão. Segundo Laurini (2007), ao considerar essa relação entre a variável dependente e a variável explicativa pode cancelar as vantagens de utilizar esse método, pois os parâmetros poderão estar viciados.

Esse método de regressão quantílica linear (*Smoothing Spline*) tem como objetivo minimizar os erros da regressão considerando a suavidade da curva de ajuste e o resultado é o melhor ajuste possível. Mas, apesar da qualidade do ajuste, o resultado não é único e a curva poderá ser descontínua, enviesando a relação entre as variáveis dependente e independente (Coelho, 2006). A solução para esses problemas é obtida pelo método *Constrained Smoothing B-Splines* (COBS) que ao considerar a medida de suavidade pela segunda derivada da curva de ajuste encontra o melhor ajuste e o único resultado.

Conforme proposto por He & Ng (1999), este método assume a seguinte forma:

$$\min_{g(x)} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - g(x_i))^2 + \lambda \|g''(x)\|_\infty \quad (8)$$

essa equação é equivalente a:

$$\min_{g(x)} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - g(x_i))^2 + \lambda \int |g''(x)| dx \quad (9)$$

Fan *et. al.* (2001) propõe um teste para saber qual dos modelos se deve utilizar, o regressão quantílica linear ou Smoothing B-Splines, esse teste é conhecido como teste de razão de verossimilhança generalizada:

$$GLR = \frac{n}{2} \frac{RSS_0 - RSS_1}{RSS_1} \quad (10)$$

onde RSS_0 é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo quantílico linear e RSS_1 é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo quantílico não linear. A realização desse teste é feita via bootstrap e a hipótese nula considera que os modelos são iguais.

4.4 A densidade Kernel

É um método não paramétrico utilizado para visualizar a distribuição dos dados em determinado período, este procedimento forma curvas de densidade onde cada observação é ponderada pela distância ao núcleo, Kayri e Guro (2009).

A função Kernel para uma amostra aleatória $X_1, \dots, X_n$ com função de densidade f tem como estimador $\hat{f}$ dado por:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) \quad (11)$$

Onde $h > 0$ é o parâmetro de suavização, N é tamanho da amostra e K é a função Kernel que satisfaz a condição $\int K(x) dx = 1$. E a relação entre K e K_h é dada por: $K_h = h^{-1} K(\cdot/h)$, Zucchini (2003).

5. Análise e Descrição de Resultados

A diferença de renda entre os municípios brasileiros é um indicador de desigualdades regionais. Nesse sentido, o aumento da riqueza pode significar a mitigação da miséria e da pobreza, somente se, as rendas dos municípios mais pobres crescerem mais rápido que distritos mais ricos. A análise descritiva e econométrica dos dados foram executadas pelo pacote estatístico R versão 2.15.

5.1 Análise Descritiva

Os dados da Tabela 1 foram deflacionados com base no ano 2000, na primeira coluna estão os quantis que variam entre o quinto e o nonagésimo quinto percentil e na segunda e terceira colunas estão as rendas per capita nominais municipais para o ano 2000 e 2010, respectivamente. Neste período de estudo, o rendimento médio nominal brasileiro cresceu uma vez meio passando de R\$ 190,94 para R\$ 284,60.

TABELA 1. ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA VARIÁVEL RENDA NO PERÍODO DE 2000 /2010 ENTRE OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

QUANTIS	RENDA INICIAL (A)	RENDA FINAL (B)*	RAZÃO ENTRE (B) E (A)	QUANTIDADE DE MUNICÍPIOS
0,05	69,84	122,72	1,76	276
0,10	78,80	136,92	1,74	551
0,25	103,88	168,86	1,63	1.377
0,50	173,90	270,64	1,56	2.753
0,75	254,91	367,59	1,44	4.130
0,90	327,12	460,24	1,41	4.956
0,95	376,84	517,00	1,37	5.231
MÉDIA	190,94	284,6	1,49	3.081

* Os dados estão deflacionados com base no ano de 2000.

Fonte: Elaboração própria

Na quarta coluna da Tabela 1, inclui-se a razão entre a renda do segundo período sobre a renda do ano 2000 em função dos quantis, para medir o efeito de desagregação, a fim de verificar se o rendimento aumentou mais entre os municípios mais pobres ou entre os mais ricos. E os resultados indicaram que os municípios com menores rendimentos tiveram um crescimento maior, diminuindo as divergências entre eles. E por fim, a quinta coluna que mostra a quantidade de municípios que estão abaixo de cada quantil e ou da média.

A análise descritiva da variável escolaridade, para o ano de 2000, está na Tabela 3, em que a média de estudo para o ano de 2000 era de 4,37 anos e a mediana era de 4,46 anos. Quanto aos quantis tem-se que, os 5% dos municípios mais educados do país tiveram 6,31 anos de estudo e que as regiões menos educadas que são representadas - pelo quinto percentil, primeiro decil e primeiro quartil que tiveram 2,41; 2,74; 3,39 anos de estudo, respectivamente.

TABELA 2. ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA VARIÁVEL ESCOLARIDADE NO ANO 2000

Quantil	Anos de estudo	Quantil	Anos de estudo
0,05	2,41	0,75	5,27
0,10	2,74	0,90	5,91
0,25	3,39	0,95	6,31
0,50	4,46	-	-
MÉDIA	4,37	-	-

Fonte: Elaboração própria

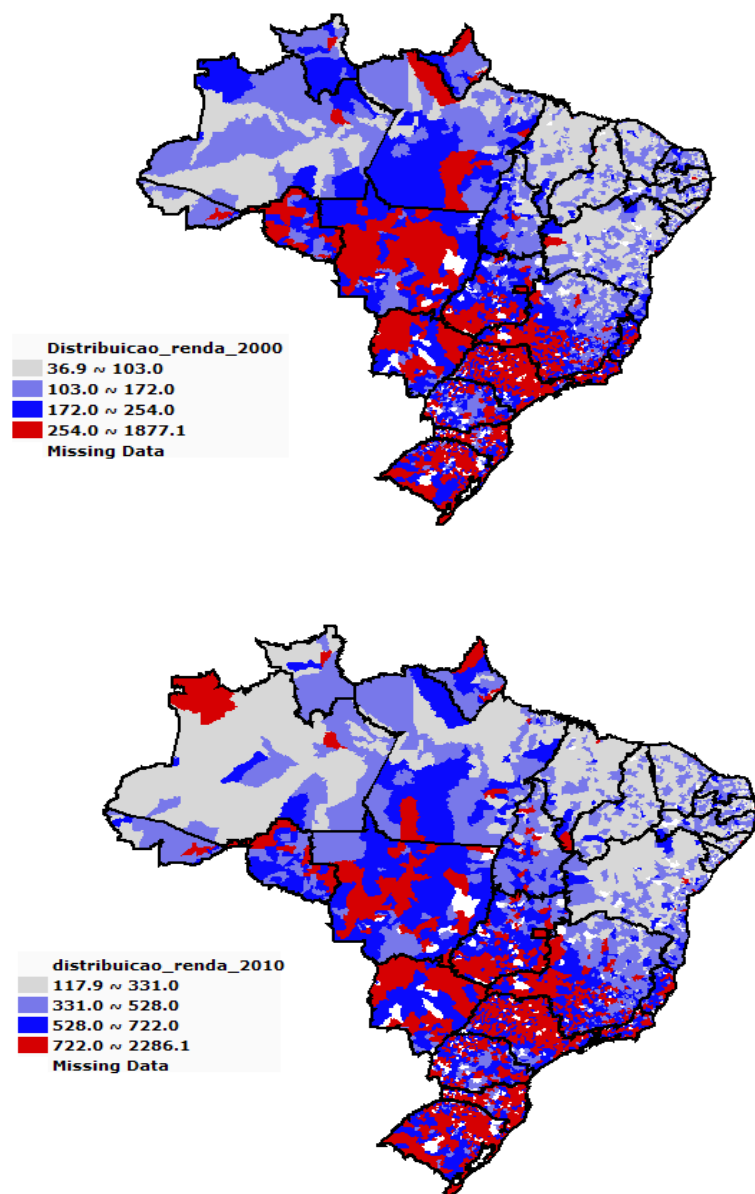
As desigualdades sociais e econômicas e os desequilíbrios existentes nas regiões podem ser representados, por meio da distribuição geográfica da renda, conforme a Figuras 1. Conforme a Figura 1, para o ano 2000, os municípios que tiveram uma renda *per capita* entre R\$ 36,90 a 103,00 estão localizado na região do semiárido que compreenda a região do Nordeste e o Norte de Minas de Gerais. Nesta região, os estados mais pobres dessa região são – Piauí e Alagoas. Ainda nessa faixa de renda se encontra alguns municípios do estado de Amazonas.

Pela Figura 1, para o ano 2000, os municípios que tiveram uma renda per capita entre R\$ 36,90 a 103,00 estão localizado na região do semiárido que compreenda a região do Nordeste e o Norte de Minas de Gerais. Nesta região, os estados mais pobres dessa região são – Piauí e Alagoas. Ainda nessa faixa de renda se encontra alguns municípios do estado de Amazonas.

Na região norte, a faixa de renda predominante está no intervalo de R\$ 103,00 a R\$ 172,00, que engloba a maior parte dos estados de Tocantins, Acre, Amazonas e o norte do Pará. E em alguns poucos pontos essa região tem *renda per capita* elevada.

Os municípios mais ricos do Brasil estão localizados nas regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste, com destaque para o estado de São Paulo de Paraná, Mato Grosso e o Distrito federal. O estado de Minas Gerais é dividido em duas partes sendo que as pessoas mais pobres moram mais ao norte do estado e os indivíduos mais prósperos estão localizados mais sul, principalmente nos municípios que fazem divisa como o estado de São Paulo.

FIGURA 1. DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA RENDA PER CAPITAL PARA O ANO



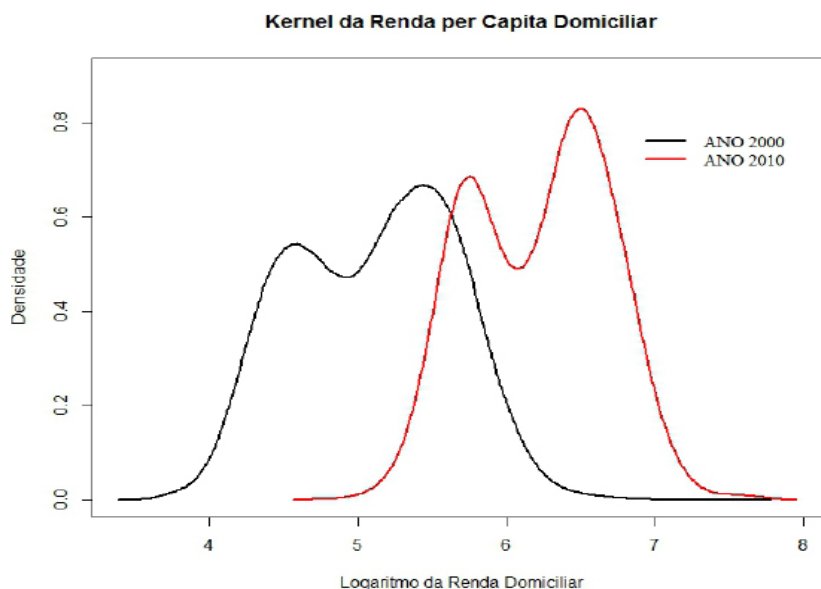
Fonte: Elaboração própria

Ainda na Figura 1, para o ano 2010, tem-se que a distribuição espacial da renda per capita deflacionada aumentou em ao ano 2000, mas no estado de Amazonas a quantidade de indivíduos pobres aumentou, assim com no estado de Pará e Mato Grosso.

5.2 A densidade Kernel da Renda

A estimação Kernel é a representação de “fotografias” da distribuição de dados. Nesse trabalho optou pela utilização do Kernel Epanechnikov. Na Figura 2, é apresentado o resultado, e tem-se que a distribuição dos dados é bimodal, para os dois anos de estudo e ainda se observa um estreitamento da distribuição no segundo período, indicando um aumento da renda. Esta “fotografia” da distribuição evidencia a formação de clubes de convergência, por apresentar uma distribuição bimodal nos anos analisados, pois existe uma concentração de renda em torno dos dois picos, o primeiro formado por municípios de baixa renda e o segundo por municípios ricos.

FIGURA 2. KERNEL DA DISTRIBUIÇÃO DA RENDA PER CAPITA MUNICIPAL



Fonte: Elaboração própria

5.3 β -convergência Absoluta através da RQL

A fim de testar a hipótese de β -convergência absoluta para os municípios brasileiros foi utilizado o modelo de regressão quantílica linear, e os

coeficientes estimados foram relativos aos quantis 0,05; 0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90 e 0,95, esses valores foram utilizados com base nos trabalhos de [Silva e Figueredo (2010), Laurini (2007)].

Para verificar se as estimativas dos parâmetros são estatisticamente significativas, utilizou o teste de Wald, e para a estatística F igual 7,245 e com p-valor próximo à zero, conclui que todos os quantis utilizados na Tabela 5 são significativos. O coeficiente de ajuste da regressão quantílica pode ser calculado com base no pseudo R² [Hao e Naiman (2007)]. O resultado do coeficiente de ajuste está na coluna cinco da Tabela 3, e pode se concluir que a variável independente explica entre 21% a 31% da variação na taxa de crescimento da renda *per capita* municipal, mas também pode se inferir que existem outras variáveis explicativas da taxa de crescimento da renda. Esse resultado está de acordo ao resultado encontrado por Silveira *et al.* (2010) e por Grolli (2007).

A condição necessária para que ocorra a convergência de renda entre os municípios é que a estimação de todos os coeficientes tenha uma relação inversa entre a taxa de crescimento e a renda inicial, essa condição foi plenamente satisfeita, conforme a Tabela 3. A segunda condição depende da primeira e também, que todos os coeficientes estimados sejam maiores, em valor absoluto, para as rendas iniciais menores, ou seja, quanto mais pobre for o município maior será a sua taxa de crescimento da renda.

TABELA 3. RESULTADO DA REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA CONVERGÊNCIA ABSOLUTA

Quantis	Intercepto	β	Pseudo R ²
0,05	0,14608	-0,02583	0,211171
0,10	0,14009	-0,02304	0,2612024
0,25	0,13387	-0,01959	0,2876578
0,50	0,14843	-0,02027	0,2729234
0,75	0,16618	-0,02170	0,3099527
0,90	0,18226	-0,02258	0,3132918
0,95	0,18816	-0,02211	0,2981534

Nota: * resultados significativos a 1%; Fonte: Elaboração própria

Ao se comparar, em valor absoluto, as estimativas, tem-se que somente o quinto percentil e o primeiro decil são maiores que as demais e que a partir do primeiro quartil, que tem a menor estimativa, os coeficientes estimados são monotonicamente crescentes. Estes resultados indicam que os 10% dos municípios mais pobres do Brasil estão convergindo, mas também, que os municípios entre o primeiro e o terceiro quartil estão divergindo entre si e também em relação aos 10% dos municípios mais ricos. Estes resultados confirmam as hipóteses de Quah (1993) de formação de dois polos de

convergência e o desaparecimento da classe média, ou seja, a existência de divergência de renda entre os municípios brasileiros.

5.4 β -convergência Condicional através da RQL

Para testar a hipótese de β -convergência condicional foi incluída a variável anos de estudo (EST), e sua importância foi medida pelo *pseudo* R², que é um coeficiente de ajuste e mede o quanto uma variável dependente é explicada pela variável explicativa, esse coeficiente, duplicou-se em quase todos os quantis em relação ao modelo de convergência absoluta, na Tabela 3. E ainda, foi aplicado o teste Wald para verificar se todos os quantis são estatisticamente significativos, para este teste a estatística F foi igual 5,7062 e com p-valor próximo à zero indicando que todos os quantis utilizados na Tabela 4 são significativos.

Na terceira coluna da Tabela 4, tem-se o coeficiente β de convergência condicional, e os valores do coeficiente β são em módulo decrescentes a partir do primeiro decil até o terceiro quartil, e neste intervalo há convergência de renda. Já o quinto percentil só é menor que o primeiro decil, isto significa que os 5% dos municípios mais pobres cresceram menos que os 10% dos municípios mais pobres. Ao analisar o nono decil e o nonagésimo quinto percentil, verifica-se que eles são menores que o quinto percentil e o primeiro decil, mas são maiores que a primeiro quartil (exceto o nono percentil), a mediana e o terceiro quartil. Isto significa que a renda dos municípios mais ricos está a crescer mais que os da classe média. Desta forma não se confirma a hipótese de convergência renda condicional para os municípios, mas a formação de dois grupos – um constituído por municípios ricos e outros por municípios pobres.

TABELA 4. RESULTADO DA REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA CONVERGÊNCIA CONDICIONAL

Quantis	Intercepto	β	EST	Pseudo R ²
0,05	0,20932	-0,05135	0,01644	0,4127276
0,10	0,22009	-0,05200	0,01612	0,4069377
0,25	0,22432	-0,04996	0,01486	0,3899949
0,50	0,23713	-0,04990	0,01416	0,3987842
0,75	0,24918	-0,04972	0,01350	0,4313598
0,90	0,26220	-0,04996	0,01342	0,4068384
0,95	0,26793	-0,05031	0,01430	0,3884064

Nota: * resultados significativos a 1%;

Fonte: Elaboração própria

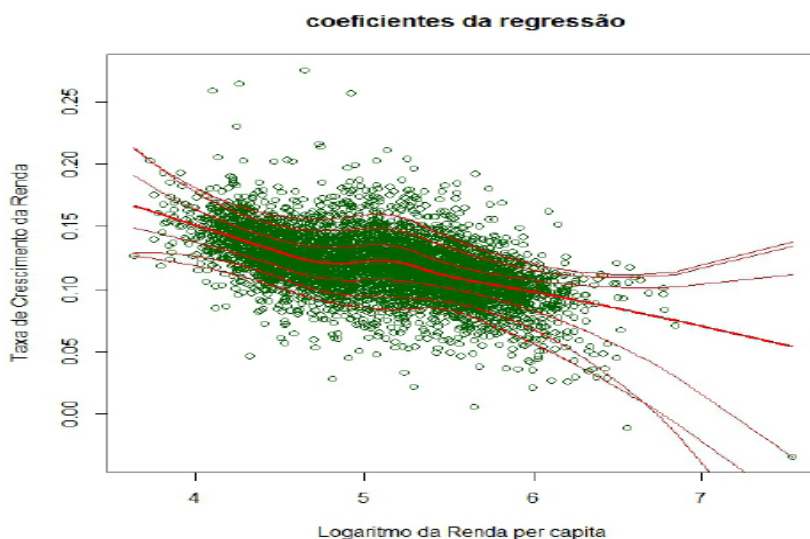
Ainda na Tabela 4, observa-se que o coeficiente da variável EST possui um sinal positivo indicando que existe uma relação direta entre crescimento da renda e a escolaridade. Os coeficientes desta variável são todos decrescentes e significa dizer que a educação possui um impacto maior nos municípios mais pobres do que nos mais ricos.

5.5 β -convergência Absoluta através da COBS

Ao se considerar a regressão quantílica linear resolveu-se os problemas de heterocedasticidade e falácia de Galton, mas se a relação entre os quantis não for linear, as estimativas do modelo de regressão quantílica linear estão viesadas e isso pode anular as suas principais vantagens (Laurini, 2007). Os trabalhos empíricos de Laurini (2007), Figueiredo *et al.* (2011), Coelho (2006) e Laurini *et al.* (2003) confirmam os indícios de não linearidade entre a taxa de crescimento da renda e a renda inicial.

Para solucionar este problema, é necessário utilizar a regressão quantílica não paramétrica conhecida como *Smoothing B-Splines*. E os resultados dessa regressão para os quantis: 0,05, 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90, 0,95, podem ser vistos na Figura 3.

FIGURA 3. RESULTADO COBS PARA CONVERGÊNCIA ABSOLUTA



Fonte: Elaboração própria

A divergência renda ocorre quando um conjunto de *spline* apresenta uma relação negativa entre a taxa de crescimento e o logaritmo da renda inicial e também uma relação positiva entre essas variáveis, ao longo de sua curva. Os resultados apresentados na Figura 3, mostra que existe esta relação não linear entre os quantis.

E, quando os *splines* têm uma relação inversa entre a taxa de crescimento o logaritmo da renda significa que são mantidas as hipóteses de convergência de renda. Ou seja, quanto menor a renda *per capita* de município maior será a sua taxa de crescimento. Mas, quando a relação entre a taxa de crescimento da renda e renda é direta, ocorre que quanto maior a renda maior será a sua taxa de crescimento, esse comportamento é pode ser visto quando a curva é ascendente.

Portanto, o resultado indica a formação de clubes de convergência, pois existe a divergência de renda entre os municípios brasileiros, para o conjunto de *splines* não paramétrico, e pode-se analisar a formação de dois polos, um para cima e outro para baixo. O polo inferior apresenta uma menor taxa de crescimento da renda para os municípios com maior logaritmo da renda inicial, ocorrendo o oposto para o polo superior.

Em relação à utilização dos métodos robustos para testar as hipóteses de convergência de renda, Fan *et al.* (2001) propõe um teste para comparar os modelos de regressão quantílica linear o modelo *Smoothing B-Spline* que é conhecido como teste de razão de verossimilhança generalizada, conforme a Equação (10). O resultado deste teste se encontra na Tabela 5, onde na primeira linha se encontra os quantis e na segunda linha está o p-valor que representa a hipótese nula, onde se considera a igualdade dos entre os dois modelos. E, a comparação é realizada via criação de uma distribuição de dados, por *bootstrap*.

TABELA 5. TESTE DE RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA GENERALIZADA PARA TESTAR A ROBUSTEZ DO MODELO DE REGRESSÃO QUANTÍLICA LINEAR VERSO O MODELO DE SMOOTHING B-SPLINE

Quantis	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
P- valor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria

Este teste fora realizado via *bootstrap* com 1000 réplicas e, como resultado, tem-se que o modelo não linear é considerado mais robusto em todos os quantis analisados, pois foi rejeitada a hipótese de nula. Este resultado é semelhante ao encontrado por Figueiredo *et al.* (2011) e Laurini (2003).

Considerações finais

Este trabalho propôs testar a hipótese de β -convergência absoluta para os municípios brasileiros no período de 2000 a 2010. Por meio da utilização dos métodos rosbusto – densidade Kernel, modelo de regressão quantílica linear e o *constrained B-spline smoothing* (COBS). A análise da densidade Kernel para a renda inicial e final teve que a sua distribuição é bimodal e, portanto, confirma a hipótese de clube de renda.

O resultado da regressão quantílica linear para hipótese de β -convergência absoluta indicou que apenas o quinto percentil e o primeiro decil convergiram e que a partir do primeiro quartil a ocorreu a divergência de renda. Isso implica que a formação de dois grupos, um de renda elevado e outro de renda baixa. E, ao se considerar as velocidades como as economias caminham, verificou-se que baixa, variando no intervalo de 1,06% a 1,41%.

Quando se inclui a variável escolaridade ao modelo anterior, ou seja, foi testada a hipótese de β -convergência condicional e se verificou a confirmação da convergência de renda até o terceiro quartil, os coeficientes da regressão indicaram que quanto mais pobre for um município maior é a importância da educação para explicar a taxa de crescimento da renda, isto implica dizer, que o investimento público em educação gera um retorno maior quando os indivíduos são mais pobres

Com a inserção do método *constrained B-spline smoothing* foi possível verificar se a relação entre os quantis eram ou não linear. E os resultados indicaram a uma relação não linear entre todos os quantis estudados e a formação de dois polos, um alto e outro baixo, sendo que o polo inferior apresentou uma menor taxa de crescimento para os logaritmos da renda inicial. E para saber qual é a melhor E para saber qual é a melhor estimativa se a do modelo regressão quantílica linear ou a do modelo COBS, foi realizado o teste de razão de verossimilhança generalizado, via *bootstrap* com 1000 réplicas e, como resultado o modelo não linear se demonstrou mais robusto.

Enfim, os resultados dessa pesquisa confirmam a hipótese de clubes de convergência para os municípios brasileiros, onde se evidencia a formação de dois polos, um formado de municípios ricos e outro formado de municípios pobres. Os municípios pobres são formados pelas regiões Norte e Nordeste. Apesar de esse recorte temporal ser curto e supondo as mesmas condições estruturais da economia, a desigualdade de renda tende a aumentar cada vez mais entre os municípios brasileiros. Porém, o investimento em educação pode fazer com que as diferenças sejam menores ou no mínimo não se alterem.

Referências

- AZZONI, C.; MENEZES-FILHO, N.; MENEZES, T.; NETO, R. (2000) Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros.
- BAROSSO-FILHO, M. & AZZONI, C. R. (2003). A time series analysis of regional income convergence in Brazil São Paulo. Disponível em < http://www.econ.fea.usp.br/nereus/td%5CNereus_09_03.pdf> Acesso em: 20 de janeiro de 2012.
- BARRO, R.J. (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries,” *Quarterly Journal of Economics*, 106, May, 407-501.
- BARROS, R.J. e Sala-i-Martin, X. Convergence. *Journal of Political Economy*. 100, 1992.
- BERNARD, A. And DURLAUF, S. Interpreting tests of the convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71,1996.
- CHEN, C. (Lin). An Introduction to Quantile Regression and the QUANTREG Procedure. SUGI 30 Proceedings, Philadelphia, Pennsylvania, Paper 213-30 April 10-13. 2005. <<http://www2.sas.com/proceedings/sugi30/213-30.pdf>> Acesso em: 14 de março de 2010.
- Coelho, R. “Dois ensaios sobre a desigualdade de renda dos municípios brasileiros.” *Two essays in income inequality of Brazilian municipalities*. Master’s thesis, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar-UFMG). (2006).
- COLE, M.; NEUMAYER, E. The pitfalls of convergence analysis: is the income gap really widening? *Applied Economics Letters*, 2003, 10, 355–357.
- FAN, J.; ZHANG, C.; ZHANG, J. Generalized likelihood ratio statistics and Wilks phenomenon. *The Annals of Statistics*, n.29, p. 153-193, 2001.
- FERREIRA, R.; Cruz, M. *Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros*. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008, Salvador. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia, 2008.
- FEYER, J., 2003, “Convergence by Parts” manuscript, *Dartmouth College*. (available at <http://www.dartmouth.edu/~jfeyrer/parts.pdf>). Acesso em 11 de março de 2012
- FIGUEIREDO, E. ; SILVA, J. C. A. ; JACINTO, P. *A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não-paramétricas*. *Economia (Brasília)*, v. 12, p. 149-165, 2011.
- FOCHEZATTO, A. ; STÜLP, V. J. . Análise da convergência da renda per capita municipal no Rio Grande do Sul, utilizando modelo de Markov 1985-98. *Ensaios FEE (Impresso)*, v. 29, p. 41-64, 2008. Disponível em <<http://www.fee.tche.br/3eeg/Artigos/m23to3.pdf>> Acesso em: 14 março de 2012.
- GALOR, O. “Convergence? Inferences from theoretical models,” *Economic Journal*, July 1996, pp. 1056–1069.
- GROLI, P. A.; OLIVEIRA, C. A. de and JACINTO, P. A. Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul: 1970-2001. *Ensaios FEE*, v. 28, p. 03-22, 2007.

- HAO, L.; NAIMAN, D. Q. Quantile Regression. *Quantitative Applications in the Social Sciences*, v. 149, Paperback, 2007. 126 p.
- HE, X. & NG, P. (1999). COBS: Qualitatively constrained smoothing via linear programming. *Computational Statistics*, 14:315–337.
- JONES, C. I. (1998) Introdução à Teoria do Crescimento Econômico. Rio de Janeiro: Campus, 2000.
- KAYRI, M.; ZIRHIOGLU, G. Kernel Smoothing Function and Choosing Bandwidth for Non-Parametric Regression Methods. (*Ozean Journal of Applied Sciences* 2(1), 2009)
- KOENKER, R.; NG, P.; PORTNOY, S. Quantile smoothing splines. *Biometrika*, n.81, p. 673- 680, 1994.
- LAURINI, M. A note on the use of quantile regression in beta convergence analysis. *Economics Bulletin*, n.3, p. 1-8, 2007.
- LAURINI, M. P. ; ANDRADE, E. ; VALLS PEREIRA, Pedro Luis . Clubes de Convergência de Renda para os Municípios Brasileiros: Uma Análise Não-Paramétrica. São Paulo: Ibmecc, 2003 (Ibmecc Working Papers).
- LAURINI, M.; ANDRADE, E. and PEREIRA, P. L. Valls. Income convergence clubs for Brazilian Municipalities: a non-parametric analysis. *Applied Economics*, 2005, 37, 2099–2118.
- MANKIW, N.G., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.107, n.2, p.407-437, May 1992.
- OLIVEIRA, C. W. de A. Crescimento econômico, diferenciais regionais de renda e migração: teoria e evidências empíricas. 2006. 109 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas)-Universidade de Brasília, Brasília, 2006.
- QUAH, D. Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, v.37, n.2-3, p.426-434, Apr. 1993.
- QUAH, D. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, v.40, n.6, p.1353-1375, Jun.1996.
- SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, n.106, p. 1019-1036, 1996.
- SILVA, C. R. F.; FIGUEIREDO, E. A. Convergência de renda per capita entre os municípios nordestinos: uma Análise Robusta. *Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 28, n. 53, p. 181-195, mar. 2010.
- SILVA, P. L. do N., PESSOA, D. G. C. e LILA, M. F. 2002. “Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral”, *Ciência Saúde Coletiva*, vol.7, no.4, p.659-670. ISSN 1413-8123.
- SILVEIRA, Breno Carrilho da; SILVA, Rubicleis Gomes and CARVALHO, Lucas Raujo. *Análise da Convergência de Renda na Região Norte*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. 48º congresso. 25 a 28 de junho de 2010.
- SOLOW, R. *A contribution to the theory of economic growth*. The Quarterly Journal of Economics, n.70, p. 65-94, 1956.

SOUZA, Nali de Jesus de. *Desenvolvimento Regional*. São Paulo: Atlas, 2009.

ZUCCHINI, Walter. *Applied smoothing techniques*, Part 1 Kernel Density Estimation., 2003. <<http://www.fee.tche.br/3eeg/Artigos/m23to3.pdf>>

Recebido em: 07 de agosto de 2013

Aceito em : 03 de fevereiro de 2014

Últimos lançamentos

Volume 39, número 1 (ano 39)
junho/maio 2013
ISSN 0035-0718
http://www.revista-economia.org

Editora

1

Revista de
Economia



v. 39, n. 1, jan./abr. 2013

Influência da renda domiciliar per capita na alocação do tempo dos jovens no Brasil
Jaqueline Severino da Costa, Kalinka Léia Becker, Andressa Rodrigues Pavão

Impactos colaterais da integração financeira: o caso brasileiro entre 1980 e 2009

Milton André Stella, Ronald Otto Hillbrecht, Alexandre Alves Porsse

Efficiency of Brazilian food and beverage industry post productive restructuring

Dênis Antônio da Cunha, Marlon Bruno Salazar

O comportamento das exportações brasileiras de produtos florestais e sua posição competitiva no mercado internacional no período de 1997 a 2011
Rosianne Pereira da Silva, Gisalda Carvalho, Filgueiras Sérgio Luiz de Medeiros Rivero, Márcio Nazareno da Silva

A indústria farmacêutica no Brasil e na Índia: um estudo comparativo
Mariane Santos Françoise, Eduardo Strachman

Empresa e instituições na teoria schumpeteriana: influências do ambiente social sobre a inovação e o progresso tecnológico
Ronivaldo Steingraber

Impactos das rendas petrolíferas no crescimento econômico dos municípios no Espírito Santo

Sávio Bertochi Caçador, Edson Zambon Monte

A não efetividade do hedge para o boi gordo

Waleska de Fátima Monteiro, Marcos Aurelio Rodrigues, Alexandre Florindo Alves, José Luiz Parré

v. 38, n. 3, set./dez. 2012

Volume 38, número 3 (ano 38)
setembro/desembro 2012
ISSN 0035-0718
http://www.revista-economia.org

Editora

3

Revista de
Economia



Competitividade e padrão de especialização do fluxo industrial de comércio exterior do Paraná, 1996 a 2008

Graciela Aparecida Profeta, Lorena Vieira Costa, Marília Fernandes Maciel Gomes, Vladimir Faria Dos Santos

O papel da oferta de trabalho da estimação dos retornos à escolaridade: evidências para a região Sul do Brasil - 2008

Fernanda Mendes Bezerra, Michele Aparecida Nepomuceno Pinto, Luiz Carlos Pais Gularte

Uma análise da pobreza sob o enfoque multidimensional no Paraná
Marcela Ribeiro Albuquerque, Marina Silva da Cunha

Comparando mecanismos de redução da pobreza: crescimento econômico ou Programa Bolsa Família?

Gisele de Cássia Gusmão, Uyara de Sales Gomide, Silvia Harumi Toyoshima

Curva de Phillips: os casos de Brasil e EUA, de 1999-08

Rodolfo de Oliveira Lopes, Douglas Alcantara Alencar

Por uma abordagem institucionalista-evolucionária do desenvolvimento econômico: implicações para uma política industrial moderna

José Micaelson Lacerda Moraes, Julianne Alvim Milward de Azevedo

Interdependência e setores-chave na economia de Santa Catarina: uma análise de insumo-produto

Arlei Luiz Fachinello, Darlan Christiano Kroth

A geração de emprego e unidades produtivas da economia criativa na região do Corede Sinos - RS - Brasil, de 2006 a 2009

Judite Sanson Bem, Nelci Richter Giacomini

REVISTA DE ECONOMIA

A **Revista de Economia** é editada pelo Departamento de Economia da UFPR desde 1960 e publica trabalhos inéditos na área de Economia e correlatas, prezando pelo caráter interdisciplinar das ciências sociais e humanas.

Seguindo a tradição pluralista do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, a **Revista de Economia** oferece espaço a trabalhos de qualidade acadêmica independentemente de sua matriz teórica. Artigos e resenhas das mais diversas bases metodológicas em Economia e interligados a outras áreas das ciências sociais e humanas são bem-vindos e considerados pelo seu mérito acadêmico.

A **Revista de Economia** é indexada ao Sistema Eletrônico de Revistas (SER). A Revista adota o conceito de acesso livre do *Public Knowledge Project* (PKP) com utilização do *Open Journal System* (OJS), contando com relevantes indexações nacionais e internacionais.

Normas para a submissão de trabalhos

1. São aceitas submissões de artigos, comunicações e resenhas em português, espanhol ou inglês. O trabalho submetido deve ser inédito e não deve estar submetido a outras publicações. Casos de submissão simultânea serão divulgados pelos círculos profissionais.

2. Os trabalhos devem ser submetidos eletronicamente através do portal SER: <http://www.ser.ufpr.br/economia>. Com a submissão do texto, os autores concordam que os direitos autorais de primeira publicação são da **Revista de Economia**.

Os artigos são de uso gratuito, com atribuições próprias, em aplicações educacionais e não comerciais. A submissão do trabalho implica na autorização de sua publicação e de sua utilização por outros autores, desde que citada a fonte.

3. Os artigos devem ter:

3.1 até 7.500 palavras (incluindo título em português, título em inglês, resumo, abstract, rodapés, referências, tabelas e gráficos) em páginas de tamanho A4;

3.2 espaçamento simples em editor de texto compatível com o Word para Windows, com espaçamento de 6 pontos, e margens de 3 cm;

3.3 um resumo de até 150 palavras em português e outro em inglês, três palavras-chave e correspondentes em inglês, e classificação por área segundo o *Journal of Economics Literature*;

3.4 referências bibliográficas completas em conformidade com o sistema de referências de Harvard;

3.5 tabelas, gráficos e quadros sem cores, numerados em sequência, com títulos em letras maiúsculas, e devidamente mencionados no corpo do texto.

4. Resenhas de livros recentes deverão ter até 1.000 palavras. No caso de resenha crítica a algum artigo, o autor do texto criticado será informado e terá o mesmo espaço para réplica.

5. Comunicações são pequenos ensaios comentando atualidades relevantes, informando resultados parciais de pesquisa ou aplicando pontualmente um modelo teórico, e devem ter até 2.000 palavras.

6. Os trabalhos são submetidos à apreciação de pareceristas especialistas, preservando-se o anonimato das partes (*double blind review*).

7. O Comitê Editorial da Revista de Economia, de acordo com seus interesses editoriais, se reserva o direito de aceitar trabalhos em exceção às normas.

REVISTA DE ECONOMIA

Universidade Federal do Paraná - Departamento de Economia

<http://www.ser.ufpr.br/economia>

Av. Prefeito Lothário Meissner, 634, 1º. andar

CEP: 80210-170 - Jardim Botânico, Curitiba - PR

A Universidade Federal do Paraná instituiu o Sistema Eletrônico de Revistas (SER), abrindo um importante canal de interação entre usuários e a comunidade científica. Neste espaço estão listadas as Revistas Técnico-Científicas publicadas com recursos próprios ou com recursos do programa de apoio à publicação instituído pela UFPR.

O SER utiliza-se do *Open Journal System*, software livre e com protocolo internacional que permite a submissão de artigos e o acesso às revistas de qualquer parte do mundo. Nesse sistema já estão cadastradas 42 revistas da UFPR, abrangendo diversas áreas de conhecimento. O sistema pode ser acessado por AUTORES, para a submissão de trabalhos, CONSULTORES, para a avaliação dos trabalhos, EDITORES, para o gerenciamento do processo editorial e USUÁRIOS, interessados em acessar e obter CÓPIAS de artigos já publicados nas revistas.

A SUBMISSÃO de artigos é feita por meio eletrônico e o autor poderá fazer o ACOMPANHAMENTO do processo de AVALIAÇÃO por parte dos consultores até a editoração final do artigo. As NORMAS de publicação e demais instruções, bem como os endereços dos editores são encontrados nas páginas de cada revista.

O trabalho de editoração de algumas revistas é supervisionado pela EDITORA UFPR, que conta com corpo editorial especializado que se ocupa da revisão final dos volumes de seus respectivos periódicos, dentro dos padrões estabelecidos pela Editora. Findo o processo de editoração, uma cópia (pdf) dos artigos é disponibilizada em meio digital, dentro do Sistema SER, enquanto outra segue para impressão nas gráficas determinadas para cada publicação.

Para submeter um trabalho pela primeira vez será, antes, necessário a realização de CADASTRO no sistema ser, como AUTOR, através do seguinte endereço: <http://www.ser.ufpr.br/>. Uma vez cadastrado, abre-se uma caixa de diálogo indicando os passos a serem seguidos para o processo de submissão do artigo. Desejando apenas consultar trabalhos já publicados, basta acessar ARQUIVOS e obter o artigo desejado.

Universidade Federal do Paraná
Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação (PRPPG)
Rua Dr. Faivre, 405, Ed. D. Pedro II, 1º andar, Centro
CEP: 80060-140 – Curitiba – Paraná – Brasil
Tel.: (41) 3360-5405/ Fax: (41) 3360-5113
prppg@ufpr.br
ser@ufpr.br



sta ♦ obra ♦ foi ♦ impressa ♦ na ♦ Imprensa ♦ Universitária ♦ da ♦ UFPR
♦ Curitiba ♦ PR ♦ Brasil ♦ em ♦ Maio ♦ de ♦ 2014 ♦ para ♦
♦ a ♦ Editora ♦ Universidade ♦ Federal ♦ do ♦ Paraná ♦

A **Revista de Economia** é editada com a fonte Georgia (tam. 10), em papel Pólen Soft 80 gramas (miolo) e Cartão Duplex 300 gramas (capa).