
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 Kehrlé (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.ufr.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. 3, (ano 37), set./dez. 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,
Luiz Carlos Ribeiro Neduziak, 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.3, 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. 3, (ano 37), set./dez. 2013
Editora UFPR - Curitiba - Paraná - Brasil

Sumário

7

Desafios da Qualificação no Brasil: Demandas dos Setores Tradicionais e Tecnológicos de Curto e Longo Prazo por Mão-de-obra Qualificada

Challenges for Qualifying Works in Brazil: The Traditional and Technological Sectors Demand in the Short and Long Run for Human Capital

Joílson Dias

35

Distribuição Espacial da Pobreza no Paraná

Spatial Distribution of Poverty in Paraná

Leandro Nunes Soares da Silva

Murilo José Borges

José Luiz Parré

53

Avaliando o impacto dos rendimentos de aposentadoria no mercado de trabalho brasileiro

Evaluating the impact of retirement benefits in the Brazilian labor market

Valdecir Teófilo Moreno

Paulo Aguiar do Monte

77

Divida Pública e Absorção de Capital de Empréstimo: Elementos para Análise da Atual Crise Financeira Mundial

Public Debt and Absorption Loan Capital: Elements for the Analysis of the Current Financial Crisis

José Raimundo Barreto Trindade

103

Investimento Estrangeiro em Renda Variável e Taxa de Câmbio: relações no período 1999-2012 para a economia Brasileira

Foreign Direct Investment in Equities and Exchange Rate: 1999-2012 Relations for the Brazilian Economy

Mirian da Silva Matos

Gustavo Inácio de Moraes

117

Mercado de Trabalho Cearense: Desemprego e Desempregados. Quem São Eles?

Cearnse Job Market: Unemployment and Unemployed. Who Are They?

Luís Abel da Silva Filho

Silvana Nunes de Queiroz

Maria do Livramento Miranda Clementino

159

O método diferencial-estrutural: Aplicação para os Estados da Região Sul frente à economia brasileira 1999/2004 e 2004/2008.

The structural method-differential: Application for States of South Region opposite the Brazilian economy 1999/2004 and 2004/2008.

Angel dos Santos Fachinelli

Umberto Antonio Sesso Filho

181

O PIB brasileiro nos séculos XIX e XX: duzentos anos de flutuações econômicas

Brazilian GDP in the nineteenth and twentieth centuries: two hundred years of economic fluctuations

Guilherme Tombolo

Armando Vaz Sampaio

Desafios da Qualificação no Brasil: Demandas dos Setores Tradicionais e Tecnológicos de Curto e Longo Prazo por Mão-de-obra Qualificada*

Joilson Dias¹

Resumo: O objetivo deste trabalho é o de estimar as demandas setoriais, incluindo as dos setores tecnológicos, por mão-de-obra qualificada e menos qualificada, dos estados brasileiros. O modelo dinâmico empírico especificado foi baseado em Sargent (1978) que pressupõe a escolha entre pessoas qualificadas (acima de 11 anos de escolaridade) e menos qualificadas (11 anos ou menos de escolaridade). O fator determinante da escolha é o custo entre esses capitais representado no modelo pelo coeficiente do custo de ajustamento. As estimativas em painel dinâmico para os dados dos estados no período 2002-2009 para o capital humano qualificado resultaram no seguinte: i) as demandas nos setores tradicionais (comércio, indústria e serviços) demonstraram que a principal fonte de crescimento vem do PIB dos setores; ii) O setor de serviços é o único que sofre influência negativa de aumentos salariais; iii) O custo de ajustamento demonstrou ser baixo nesses setores ou insignificantes. As demandas dos setores de alta tecnologia (indústria e serviços) possuem comportamentos diversos: i) na indústria o fator preponderante é a demanda por capital humano menos qualificado. Um aumento de 10% na mesma leva a um aumento na demanda por capital humano qualificado em 4,2% em média, portanto os fatores são complementares; ii) no setor de serviços de alta tecnologia o fator predominante é o custo de ajustamento que foi bastante elevado ($\lambda = 0,80$), indicando que os custos de contratação são mais elevados neste setor comparados aos setores tradicionais. A demanda por capital humano menos qualificado tem como destaque o alto custo de ajustamento que supera o capital humano qualificado em todos os setores, exceto

* Esse paper foi financiado com recursos do Fundo de Estruturação de Projetos (FEP) do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Por meio desse fundo o BNDES financia, na modalidade não-reembolsável, a execução de pesquisas científicas, sempre consoante ao seu objetivo de fomento a projetos de pesquisa voltados para a ampliação do conhecimento científico sobre o processo de desenvolvimento econômico e social. Para maiores informações sobre essa modalidade de financiamento, acesse o site: http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/bndes/bndes_pt/Institucional/Apoio_Financeiro/Programas_e_Fundos/fep.html. O conteúdo do paper é de exclusiva responsabilidade do(s) autor(es), não refletindo necessariamente, a opinião do BNDES e/ou da ANPEC.

¹ Departamento de Economia - Universidade Estadual de Maringá - Maringá-PR. E-mail: jdias@uem.br.

nos serviços de alta tecnologia. Isto significa que é mais dispendioso no curto e longo prazo a contratação de pessoas menos qualificadas do que qualificadas nos setores a exceção do setor de serviços de alta tecnologia. Estes resultados também apontam para a necessidade premente de qualificação de pessoas com escolaridade de até segundo grau (11 anos de escolaridade) para os setores em geral e de pessoas com educação em nível superior, especificamente voltadas para os setores de serviços de alta tecnologia no curto e longo prazo.

Palavras-chave: Desafios da qualificação; capital humano; custos de ajustamentos; painel dinâmicos.

JEL: C33, J3, J23, J24.

Challenges for Qualifying Works in Brazil: The Traditional and Technological Sectors Demand in the Short and Long Run for Human Capital

Abstract: *The objective of this paper is to estimate sectorial demand - including the technological sector - for qualified and less human capital for the Brazilian states. The theoretical model used is based on Sargent (1978) where the choice can be made between hiring qualified worker (more than 11 years of education) versus non-qualified worker (11 years or less of education). The relative cost between the human capitals appears in the adjustment cost coefficient. The panel dynamic estimates for the period 2002-2009 data resulted in the following for qualified human capital: i) the demand in the traditional sectors (commerce, industry and service) showed that the main source of growth to be the sector's output growth; ii) the service sector is the only one to have dependency on the level of real wages, a negative coefficient elasticity; iii) the adjustment cost showed to be very low in the traditional sector. The technological sectors' demand behaves differently. The industrial technological sector demand for qualified human capital depends upon the demand for less qualified human capital, their cross elasticity is positive. An increase of 10% in the demand for less qualified human capital led an increase of 4.2% in qualified human capital; therefore they are complementary to each other. In the technological service sector the most important aspect is the adjustment cost which was very high ($\lambda = 0.80$), therefore hiring qualified human capital is higher compared to less qualified worker in this sector. The demand for less qualified human capital has as main aspect the adjustment cost that is higher than the qualified human capital in every sector, except the technological service sector. These results indicate the need for an urgent policy that better qualifies workers with 11 years or less of education for most of the sectors and workers with tertiary education specifically for the technological service sector in the short and long run.*

Keywords: *Workers qualifying challenges; human capital; adjustment costs; dynamic panel.*

JEL: C33, J3, J23, J24.

1. Introdução

A formação de capital humano qualificado na economia está associado a uma política educacional em nível superior, ou seja, aquelas com mais de 11 anos de escolaridade. Neste caso, são considerados como indivíduos qualificados os que frequentam o nível superior ou tenham concluído o mesmo, bem como todos aqueles que estiverem frequentando ou concluído os cursos de especialização, mestrado e doutorado. Esta distinção da mão-de-obra frequentando o nível superior é compreensível, pois os ensinamentos no terceiro grau levam os indivíduos a adquirirem conhecimentos específicos de uma profissão. Já primeiro e segundo graus em geral tendem a transmitir conhecimentos generalizados das ciências, com exceção dos cursos técnicos.

Como consequência deste conhecimento mais específico e profissionalizado se observa um crescimento da demanda por pessoas qualificadas e uma redução na demanda por pessoas menos qualificadas, conforme observado por Dias (2014). Usando dados da PNAD-Pesquisa de Amostra Domiciliar¹ entre 1997 e 2009, o autor verificou que o crescimento da demanda por pessoas qualificadas subiu de uma média de 8,7% para 15,9% no período, enquanto que as pessoas menos qualificadas (11 anos ou menos de estudos) ocupavam 77,3% dos postos de trabalhos em 1997, sua participação reduziu para 76,4% em 2009, depois de ter um pico em 2002 de 77,9%. Portanto, estes dados demonstram o crescimento de ocupações com conhecimento em nível superior em detrimento das ocupações que requerem conhecimentos de segundo grau ou inferior.

Outro aspecto importante é o crescimento da demanda em setores considerados tecnológicos. Por exemplo, o setor de tecnologia da informação e da comunicação (TIC) cresceu 18,3% entre 2003 e 2006, no entanto sua demanda por pessoas qualificadas aumentou 40,7%.² Como resultado este setor empregava 478.440 em 2003 e aumentou para 673.024 em 2006. Desta forma, este crescimento acelerado projeta um déficit para o setor de 72.000 profissionais qualificados para 2011 e 92.000 para 2013.³

A pergunta em aberto é a seguinte: Quais setores (ou setor) estariam contribuindo para uma expansão acentuada na demanda por pessoas qualificadas? Quais as características desta demanda? Para os setores os custos de ajustamento associados a contratação é maior para o capital humano menos qualificado ou qualificado? Neste artigo a preocupação central está em aprender quais os fatores determinantes da demanda nos setores econômicos dos estados.

1 Os dados da PNAD se encontram disponíveis no sítio do IBGE-Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2012/microdados.shtm>. Acesso em fevereiro de 2013.

2 Veja Pesquisa Anual de Serviços 2003-2006, www.ibge.org.br. Acesso em fevereiro de 2013.

3 Veja resultado da pesquisa da Brasscom (Associação Brasileira de Empresas de Tecnologia da Informação e Comunicação) em www.brasscom.org.br. Acesso em fevereiro de 2013.

O modelo teórico a ser utilizado tem como principal característica a decisão entre contratar pessoas qualificadas (acima de 11 anos de escolaridade) e/ou menos qualificadas (11 anos ou menos de escolaridade). O fator determinante desta contratação está no coeficiente de ajustamento, quanto mais próximo de um, e quão maior for este coeficiente mais elevado será o custo de contratação deste capital humano. Assim, se o custo maior for o de contratar capital humano qualificado este coeficiente será maior neste setor do que o do capital humano menos qualificado. Como estes custos estão associados a outros fatores que não sejam os salários, por exemplo, despesas de contratação, qualificação da mão-de-obra, de demissão, etc., então para as empresas dos estados seria necessário políticas que minimizem estes custos.

Outro aspecto importante do modelo é que os preços relativos dos insumos (capitais humanos) entram nas equações de estimativas. As elasticidades dos salários e cruzadas indicam se a demanda do capital humano depende de seu próprio salário e/ou de salários em outros setores. Somado a este aspecto temos que a demanda de um tipo de capital humano pode depender da demanda de outro. Se elasticidade cruzada de demanda for positiva indica que estes capitais são complementares e se negativo substitutos.

O crescimento econômico do setor e/ou de outros setores podem influenciar a demanda por capital humano, quer seja este qualificado ou menos qualificado. Desta forma o modelo permite obter as elasticidades do produto e aprender sobre suas contribuições. Se for insignificante indica que o produto não exerce influência na demanda, mas se significativa e elástica por exemplo pode ser um dos fatores determinantes do crescimento da demanda no curto e longo prazo.

A vantagem de se estudar esta demanda de forma dinâmica para setores e em nível de estados está associada aos seguintes aspectos: a) se estiver ocorrendo demanda por mão-de-obra qualificada em um setor maior que em outro, isto irá refletir em elasticidades de curto e longo prazo do produto e dos salários maiores para aquele setor do que para os demais. Estes resultados das elasticidades e do custo de ajustamento sinalizam que o setor ou setores demandam algum tipo de capital humano que não é facilmente encontrado no mercado, ou seja, pode estar havendo falta de mão-de-obra de uma qualificação específica para este setor. Neste caso, deve-se adotar uma política mais específica de formação de especialidades voltada para atender o referido setor; b) também permite aprender sobre o efeito substituição cruzado, ou seja, se está havendo um processo de substituição entre pessoas qualificadas e menos qualificadas nos diversos setores da economia dos estados. Se estiver ocorrendo esta substituição devemos obter elasticidades cruzada das qualificações e dos salários negativas que permitem verificar a direção da substituição.

É importante ressaltar que o custo de ajustamento nestes modelos reflete também a existência de custos associados às leis trabalhistas, bem como, a falta de oferta ou a necessidade de programas de remuneração ou treinamento diferenciados para contratação de pessoas qualificadas ou menos qualifica-

das. Portanto, os modelos dinâmicos com custo de ajustamento, que estamos propondo, captam estes efeitos. Estes modelos permitem ainda que saibamos se os custos associados com a contratação de mão-de-obra qualificada são superiores ou inferiores aos dos menos qualificados nos diversos setores da economia.

A importância da compreensão dos custos de ajustamentos foi enfatizado por Hamermesh e Pfann (1996). Em nível internacional, segundo os autores, ocorre o seguinte: 1) os custos de ajustamento em geral são muito altos e podem chegar ao equivalente a um ano de pagamento em algumas indústrias; 2) a média dos custos de ajustamento aumenta com o aumento da qualificação dos trabalhadores, ou seja, os custos de ajustamento são baixos em setores que usam trabalhadores de baixa qualificação, mas extremamente elevados em setores que usam pessoas altamente qualificadas; 3) o custo de contratar normalmente excede o custo de promover pessoas qualificadas.⁴

Em resumo, além dos objetivos acima, este trabalho ainda se preocupa com elementos mais técnicos ao utilizar o sistema de Método de Momentos Generalizados (GMM-SYS) proposto por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1998) e as correções para amostra finita de Windmeijer (2005). As técnicas propostas pelos autores minimizam problemas de: a) regressão espúria; b) variáveis omitidas; e c) efeitos fixos dos estados. Assim, o emprego das técnicas propostas permite obter estimativas dinâmicas mais eficientes para os parâmetros desejados.

2. Revisão bibliográfica

Uma revisão detalhada de estudos dinâmicos sobre a demanda por emprego foi realizado por Dias (2014). Segundo o autor a literatura mais recente pode ser subdividida em dois grupos. A subdivisão proposta engloba somente os modelos dinâmicos. Se considerarmos os modelos estáticos temos na realidade três grupos: i) estimativas de elasticidades de curto prazo; ii) os efeitos decorrentes de políticas econômicas da substituição em nível micro de pessoas menos qualificadas por qualificadas; iii) os custos das políticas econômicas e mudanças estruturais – custos de ajustamentos – sobre o emprego no curto e longo prazo.

Os estudos realizados por Chahad e Luque (1989) e Pereira et alii (1989) foram os primeiros a obter as elasticidades de emprego devido as alterações no produto da economia. Estas elasticidades eram estáticas e somente do setor industrial. Os estudos das estimativas da elasticidade evoluíram para setoriais com os trabalhos de Meyer (1998), Pereira (1998), Pereira e Gonzaga

4 Hamermesh e Pfann (1996, p.1268).

(1998). Estes autores utilizaram séries temporais em suas estimativas. As estimativas em geral da elasticidade emprego devido ao produto setorial se situam próximos de 0,95 e a dos salários -0,026, sendo que esta última não demonstrou ser significativa.

O segundo grupo contém trabalhos, cuja característica principal é avaliar os efeitos da política econômica, especialmente a abertura comercial e seus efeitos sobre a substituição de pessoas menos qualificadas por qualificadas. Por exemplo, o trabalho de Fernandes e Meneses-Filho (2002). Os autores dividiram os trabalhadores da seguinte forma: a) qualificados (12 ou mais anos de estudos), b) intermediários (5 a 11 anos de estudos) e c) não qualificados (0 a 4 anos de estudos) para os dados das décadas de 80 e 90. A conclusão dos autores é que o crescimento dos setores exportadores e importadores influenciou a demanda por pessoas com conhecimento intermediário (5 a 11 anos de estudos). Estes substituíram especialmente os menos qualificados. Segundo o autor a parcela de trabalhadores intermediários alocados em tarefas simples em substituição aos não qualificados subiu de 15% em 1981 para 47% em 1999.

Os autores Meneses-Filho e Rodrigues Jr. (2003) efetuaram o estudo dos efeitos da abertura comercial para as décadas de 80 e 90 sobre a demanda por trabalhadores qualificados, mas agora com 11 anos ou mais de estudos. Restringindo-se ao setor industrial brasileiro e usando os dados da PNAD 1981 a 1997, os autores encontraram um forte aumento na demanda por pessoas qualificadas no setor industrial brasileiro pós-abertura comercial. Segundo os mesmos em 1981 os indivíduos qualificados representavam 16,34% dos empregos; já em 1999 estes ocupavam 27,09% das funções. A explicação oferecida pelos autores foi de que a substituição decorreu da importação de produtos tecnológicos, máquinas e equipamentos com intensidade tecnológica e em especial computadores.

Usando dados da indústria e comparando o ano de 1987 com o ano 1998, portanto, em nível microeconômico, Abarche e Corsueil (2004) avaliaram se a abertura comercial levou a mudanças estruturais no emprego das indústrias. A conclusão foi de que as mudanças ocorridas não foram significantes a ponto de alterar a estrutura de emprego e salarial no setor industrial como um todo, quando se comparou o antes e após a abertura comercial. As mudanças ocorridas foram provavelmente entre as qualificações e dentro dos setores.

A confirmação da ocorrência de substituição entre as qualificações também foi obtida por Giovanetti e Menezes-filho (2006). A queda nas tarifas de importação de máquinas e equipamentos, especialmente os que demandam mão-de-obra qualificadas no período pós-abertura comercial foi a grande responsável pela substituição de pessoas menos qualificadas por pessoas qualificadas no período, segundo os autores.

Ribeiro e Jacinto (2008) propuseram uma medida mais específica de substituição entre os trabalhadores qualificados e não qualificados no setor

industrial. Estes usaram as bases de dados RAIS, PIA e PINTEC/IBGE para o período 1996-2003. As estimativas das elasticidades cruzadas entre os trabalhadores qualificados (12 anos ou mais de estudos), intermediários (8 e 11 anos de estudos) e não qualificados (0 a 7 anos de estudos) confirmaram a maior demanda por pessoas qualificadas vis a vis as não qualificadas no setor industrial foram as seguintes: emprego 0,094 e salários -0,478. Portanto, um aumento de 10% nos salários dos trabalhadores intermediários gera um aumento de 0,94% de demanda por trabalhadores altamente qualificados e uma queda de 4,78% no emprego dos trabalhadores intermediários, devido à elasticidade salarial cruzada. Para os autores as causas dessas substituições foram: i) abertura econômica; ii) os choques tecnológicos; e especialmente a iii) maior oferta de pessoas qualificadas. Este último manteve os salários reais das pessoas qualificadas relativamente estáveis incentivando sua contratação em detrimento dos demais.

O terceiro grupo engloba os modelos dinâmicos que consideram os custos de ajustamentos. Os dois primeiros trabalhos Gonzaga e Corsueil (2001) e Barros e Corsueil (2004) procuram obter coeficientes do custo de ajustamento no tempo do setor industrial e verificar se o mesmo se altera com os efeitos das políticas econômicas. O efeito de um aumento desses custos seria um recrutamento na contratação de mão-de-obra em geral na indústria.

Os resultados de Gonzaga e Corsueil (2001) foram os seguintes: i) o coeficiente dos custos de ajustamentos obtido foi $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 = 0,968$; ii) as elasticidade do produto de curto e longo prazo foram $\gamma = 0,037$ e $\theta = \gamma / (1 - \lambda) = 1,13$, respectivamente; iii) e as elasticidade de curto e longo prazo do salário foram $\omega = -0,021$ e $\delta = \omega / (1 - \lambda) = -0,66$, respectivamente. O resultado do custo de ajustamento do emprego são bastante elevados e muito próximos de 1 caracterizando uma alta influência de custos institucionais e não institucionais que faz com que o ajuste de emprego seja lento e gradual no tempo. Os testes de mudanças estruturais neste parâmetro indicaram evidências ainda que fracas de alteração no parâmetro nos anos de 1990 e 1995, portanto, pós-abertura comercial e a nova constituição de 1988 e posteriormente da estabilização da economia. No entanto, os diversos testes não foram conclusivos o suficiente para indicar uma alteração nos valores do parâmetro. A elasticidade salarial de longo prazo é alta, -0,66, ainda que seja inelástica, a mesma indica que aumentos salariais reais seriam penalizados com menor contratação de pessoas no longo prazo, portanto a interação entre oferta e demanda dependeria dos salários reais prevalentes no mercado.

Barros e Corsueil (2004) investigaram o impacto das mudanças introduzidas especificamente pela Constituição de 1988 na legislação trabalhista brasileira. A Constituição introduziu novos direitos trabalhistas como: 1) maior liberdade na organização sindical; 2) aumento dos valores das horas extras de 20% para 50%; 3) auxílio maternidade de 3 meses para 4 meses; 4) aumento de direito extra no pagamento de férias de 1/3. Os resultados das estimativas dos autores foram os seguintes: i) Coeficiente do custo de

ajustamento $\lambda=0,5$; ii) As elasticidades de curto e longo prazo do produto não foram estimadas; iii) A elasticidade salarial de curto e longo prazo foram $\omega = -0,2$ e $\delta = \omega/(1 - \lambda) = -0,40$.

O coeficiente de custo de ajustamento de $\lambda = 0,5$ permaneceu estável ao longo do período, mesmo após as mudanças constitucionais. Os autores concluíram que as diversas regressões que explicariam potencialmente variações no coeficiente de ajustamento no período 1985-1997 não foram estatisticamente significantes.

Os dois trabalhos seguintes de Dias e Dias (2011) e Dias (2014) verificam se as políticas econômicas alteram ou não os coeficientes do custo de ajustamento em favor da contratação de pessoas qualificadas ou menos qualificadas. No primeiro trabalho o objetivo dos autores é compreender o papel exercido pelo aumento da demanda da classe média por pessoas qualificadas e menos qualificadas sobre o custo de ajustamento. No segundo artigo, o custo de ajustamento é estimado, mas considerando o papel do crescimento dos setores exportadores e importadores das economias dos estados. Usando estimativas em painel de dados dos estados brasileiros para o período 1997-2009, os autores estimaram em nível um modelo a partir do modelo de Sargent (1978) com custos quadráticos variáveis. A equação empírica derivada do modelo teórico foi a seguinte:

$$lh_{1qt} = a_0^* + \lambda lh_{1qt-1} + a_1^* lyc_{qt} + a_2^* lys_{qt} + a_3^* lyi_{qt} + a_4^* dw_{qt} + a_5^* pcm_{qt} + a_6^* lh_{2qt} + \xi_t \quad (1)$$

Sendo que na equação, q representa o estado; t o tempo; α_i , onde $i = 0, \dots, 5$ são os parâmetros a serem estimados; lh_{1qt} é a demanda por pessoas qualificadas com mais de 11 de escolaridade – pessoas cursando a universidade ou que a concluíram e ainda com especialização, mestrado e/ou doutorado; lh_{2qt} é a demanda por pessoas menos qualificadas com 11 anos ou menos de escolaridade (inclusive os analfabetos); yc , ys e yi representam participação dos setores comércio, serviços e indústria no PIB do estado, respectivamente; w representa a razão do salário capital humano no estado vis à vis o nacional; pcm representa o percentual de pessoas pertencentes a classe média nos estados; ξ_t são os erros idiossincrático.

Os autores realizaram várias estimativas alternativas, onde o principal aspecto foi o de considerar diferentes especificações visando avaliar se as variáveis como salários, classe média e as produções setoriais poderiam ser endógenas ao sistema. A melhor especificação, onde os salários foram considerados endógenos, produziu os seguintes coeficientes de custo de ajustamento médio para capital humano qualificado $\lambda = 0,28$ e $0,65$. Para as mesmas especificações, as estimativas para o capital humano menos qualificado resultaram em $\lambda = 0,50$ e $0,83$. Neste caso seria mais dispendioso a contratação de capital humano menos qualificado na economia dos estados. A contribuição adicional dos autores para a literatura está associado a obtenção da elasticidade

de demanda da classe média, cujo valores obtidos estiveram entre 6,7 e 8,4 para o curto prazo e de 22 para o longo prazo, portanto, bastante elevadas.

O trabalho mais recente de Dias (2014) explorou novamente a questão da demanda por pessoas qualificadas e menos qualificadas associadas aos setores exportadores e importadores das economias dos estados brasileiros. O autor usou dados de painel para estimar o modelo de Sargent (1978). Este modelo pressupõe a decisão entre contratar pessoas com as seguintes qualificações: a) com conhecimento fundamental (1 a 8 anos de estudos); b) com conhecimento intermediário (9 a 11 anos de estudos); c) e com conhecimento em nível superior (12 anos ou mais de estudos). As principais conclusões desse trabalho foram as seguintes:

1) O custo de contratação (ajustamento) do capital humano de nível superior é inferior aos demais, o que parece justificar sua maior demanda relativa;

2) As elasticidades cruzadas não significantes, o que parece indicar que não está ocorrendo substituição entre os diferentes grupos de escolaridade;

3) Existe complementariedade entre capital humano com educação intermediária e os demais, portanto, uma maior demanda relativa desse capital humano está associada a maior demanda dos demais;

4) As elasticidades salariais dos capitais humanos com educação fundamental e superior são positivas e elásticas no longo prazo, portanto, influenciam a demanda desses capitais no longo prazo, mas a do capital humano com educação intermediária que parece estar em falta;

5) A elasticidade do produto é positiva e elástica no longo prazo para o capital humano com educação em nível superior, o que indica o seu crescimento relativo aos demais no longo prazo.

Os resultados acima indicam a necessidade de políticas educacionais que fomentem a formação em segundo e terceiro graus. Em resumo, os modelos dinâmicos com custos de ajustamentos abordam os problemas de mudanças estruturais nas economias, especialmente os associados à abertura econômica, mudanças constitucionais e estabilização econômica. Os custos de ajustamento não apresentam estatísticas significantes para estas alterações estruturais ocorridas. Vale ressaltar que a abordagem para diferentes setores da economia inova em relação a esta literatura. Quanto às elasticidades de curto e longo prazo associadas a salários também são obtidas em nível agregado ou especificamente para o setor industrial, portanto falta na literatura estimativas setoriais, em especial os setores de alta tecnologia, que indiquem demandas mais específicas por capital humano qualificado ou menos qualificado.

3. Modelo Empírico Proposto

O modelo preliminar a ser usado nas estimativas é derivado do modelo proposto por Sargent (1978). Os detalhes a adaptação do modelo para a realidade do Brasil se encontra em Dias (2014). De acordo com o autor podemos considerar as seguintes equações empíricas a partir do modelo de Sargent (1978):

$$lH_{1qi,t} = \lambda lH_{1qi,t-1} + \omega_{1i} lw_{1qi,t} + \omega_{2i,1} lw_{2qi,t} + \gamma_{1i} ly_{it} + \varphi_{1i} lH_{2mqi,t} + \varepsilon_{1qi,t} \quad (2)$$

$$lH_{2mqi,t} = \mu lH_{2mqi,t-1} + \omega_{2i} lw_{1mqi,t} + \omega_{1i,2} lw_{1qi,t} + \gamma_{2i} ly_{it} + \varphi_{2i} lH_{1qi,t} + \varepsilon_{2qi,t} \quad (3)$$

Nas equações acima, o indicador do estado j foi propositalmente deixado de ser especificado, uma vez que as estimativas consideram somente os setores econômicos dos estados. As variáveis estão escritas em logaritmo, sendo que $lH_{1qi,t}$ representa o capital humano qualificado com escolaridade acima de 11 anos; $lH_{2mqi,t}$ a demanda relativa de capital humano menos qualificado; salários reais em logaritmo dos setores por estado ($lw_{1qi,t}$) e ($lw_{2mqi,t}$) o produto (y_{it}) representa o produto em nível setorial dos estados. A estabilidade em torno do nível ótimo requer que as variações dos logaritmos sejam estáveis, representados pela estabilidade das seguintes elasticidades: intertemporais (λ, μ), do salário (ω_{1i}, ω_{2i}), cruzadas dos salários ($\omega_{2i,1}, \omega_{1i,2}$), do produto dos setores (γ_{1i}, γ_{2i}) e cruzada do capital humano ($\varphi_{1i}, \varphi_{2i}$). Maiores detalhes dos dados e da técnica a ser empregada serão descrito na seção a seguir.

5 Análise dos Dados e as Especificações Econométricas

Os dados da demanda de capitais humanos por setor i por estado ($H_{1qi,t}$) e ($H_{2mqi,t}$) e dos salários reais dos setores por estado ($w_{1qi,t}$) e ($w_{2mqi,t}$) têm como fonte a PNAD-Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o período 2002-2009. O uso dos dados a partir de 2002 se deveu a padronização utilizadas pela PNAD na classificação das atividades econômicas. A partir de 2002 o sistema de classificação obedeceu a CNAE-Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

As definições de capitais humanos a serem utilizados serão as seguintes: 1) ($H_{1qi,t}$) é o capital humano qualificado representado pela quantidade de pessoas dos estados empregadas com os seguintes graus de escolaridade: i) frequentando nível superior; ii) nível superior completo; iii) pós-graduação incompleta e completa – incluso os que frequentam especialização, mestrado e doutorado; 2) o capital humano menos qualificado ($H_{2mqi,t}$) é a quantidade de pessoas dos estados com primário incompleto, primário completo, secundário incompleto e secundário completo. É importante frisar que na definição de capital humano menos qualificado não foi considerado as pessoas analfabetas. O motivo para desconsiderar analfabetos é que o objetivo da sociedade

é o de qualificar pessoas, portanto não faz sentido estimar demandas que considerem analfabetos.

Os setores de alta tecnologia correspondem aos seguintes códigos da CNAE: 1) Indústria de alta tecnologia – 210-Fabricação de celulose, papel e produtos de papel, 220-Edição, impressão e reprodução de gravações, 230-Fabricação coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool, 240-Fabricação de produtos químicos, 250-Fabricação de artigos de borracha e plásticos, 290-Fabricação de Máquinas e Equipamentos, 300-Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática, 310-Fabricação de máquinas e aparelhos elétricos, 320-Fabricação de material eletrônico e de aparelhos de comunicações, 330-Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial e outros, 340-Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias e 350-Fabricação de outros equipamentos de transportes; 2) Serviços de alta tecnologia – 640-Correios e telecomunicações, 650-Intermediação financeira, exclusive de seguros e previdência privada, 660-Seguros e previdência privada, 670-Atividades auxiliares da intermediação financeira, 720-Atividades de informática e conexas, 730-Pesquisa e desenvolvimento das ciências, 740-Serviços prestados principalmente às empresas, 800-Educação e 920-Atividades recreativas, cultural e desportiva.

As definições das variáveis que aparecem na Tabela 1 são as variáveis descritas a seguir, mas com valores normais, enquanto que tabelas de estimativas, Tabelas 2-5, são as mesmas variáveis mas em logaritmos (precedidas de l): 1) $H_{1qcom,t}$, $H_{1qind,t}$, $H_{1qserv,t}$, $H_{1qiat,t}$ e $H_{1qsat,t}$ representam a quantidade de capital humano qualificado empregado nos estados (amostra PNAD) nos setores: comércio, indústria, serviços, indústria e serviços de alta tecnologia, respectivamente; 2) $H_{2mqcom,t}$, $H_{2mqind,t}$, $H_{2mqserv,t}$, $H_{2mqiat,t}$ e $H_{2mqsat,t}$ são as quantidades de capital humano menos qualificado empregados nos estados e nos seguintes setores (amostra PNAD): comércio, indústria, serviços, indústria e serviços de alta tecnologia; 3) $W_{1qcom,t}$, $W_{1qind,t}$, $W_{1qserv,t}$, $W_{1qiat,t}$ e $W_{1qsat,t}$ são os salários médios reais dos capitais humanos qualificados nos respectivos setores; 4) $W_{2mqcom,t}$, $W_{2mqind,t}$, $W_{2mqserv,t}$, $W_{2mqiat,t}$ e $W_{2mqsat,t}$ representam os salários reais médios dos capital humanos menos qualificados nos estados e respectivos setores; 5) $Y_{pibcom,t}$, $Y_{pibind,t}$ e $Y_{pibserv,t}$ são os PIBs dos setores comércio, indústria e serviços dos estados, sendo que $y_{pib,t}$ representa o PIB total dos estados incluindo os demais setores da economia.

Os salários reais ($W_{1qi,t}$, $W_{2mqi,t}$) são uma média ponderada considerando cada nível educacional pelo seu respectivo salário real e por estado. A variável (y^*) representa o PIB-Produto Interno Bruto real do setores. As variáveis reais estão a preços de 2000. As variáveis que representam os produtos dos setores e dos estados possuem como fonte o IPEA-Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (www.ipeadata.gov.br), sendo as demais fonte da PNAD-Pesquisa

Nacional por Amostra de Domicílios (www.ibge.gov.br).

Na tabela abaixo a média da amostra PNAD de pessoas qualificadas com 11 anos ou mais no setor industrial é de 37.361, com um mínimo de 164 pessoas e um máximo de 458.027; no setor industrial de alta tecnologia esta amostra este valores são respectivamente 18.675, com um mínimo de 64 e um máximo de 335.882. Os salários médio real do setor industrial no período foi de R\$ 2.114,97, com um mínimo de R\$ 460,00 e o máximo de R\$ 5.488,66; os salários médios do setor industrial de alta tecnologia foi de R\$ 2.181,18, com o valor mínimo de R\$ 640,00 e máximo de R\$ 10.543,28.

A média das pessoas menos qualificadas no setor de serviços é de 232.048, com um mínimo nos estados e no período de 4.678 e máximo de 1.669.132; no setor de serviços de alta tecnologia temos que a média nos estados é de 220.644, mínimo de 12.283 e máxima 1.738.728. Os salários médios reais destes setores R\$ 397,39 e R\$ 477,32, respectivamente; os valores mínimos são: R\$ 162,32 e R\$ 139,89, com o valores máximos de R\$ 659,95 e 2.37,30, respectivamente.

Os valores das variáveis que representam os PIBs estão em milhões de reais a preços de 2000. Portanto, o PIB real médio do comércio é R\$ 5.580,0 milhões de reais, da indústria R\$ 12.500,0 milhões de reais, serviços R\$ 29.100,0 milhões reais e o total dos estados R\$ 51.700,0 milhões de reais.

Considerando que os dados são representados por uma amostra da PNAD, Tabela 1, portanto a descrição acima refere-se a proporção média desta amostra nos estados. A descrição será resumida aos setores de indústria e de indústria de alta tecnologia para o capital humano qualificado e do setor de serviços e serviços de alta tecnologia para o capital humano menos qualificado.

Considerando ainda que para o sistema de estimativas o importante são as variações das variáveis entre os estados e no tempo, optamos por usar os valores da amostra da PNAD em vez de converter para valores totais dos estados usando dados populacionais. Desta forma se evita introduzir alterações na distribuição das variáveis.

TABELA 1 - DADOS DO MODELO: 2002 – 2009

Variável	Média	Desv. Padrão	Mínimo	Máximo	n	T	N
$H_{1qcom,t}$	53.525	91.850	184	589.983	27	8	216
$H_{1qind,t}$	37.361	68.803	164	458.027	27	8	216
$H_{1qserv,t}$	19.607	37.197	173	240.745	27	8	216
$H_{1qiat,t}$	18.675	54.632	64	335.882	27	8	216
$H_{1qsat,t}$	179.942	285.998	4.064	1.743.066	27	8	216
$H_{2mqcom,t}$	456.873	562.353	12.007	2.965.430	27	8	216
$H_{2mqind,t}$	472.575	635.979	13.477	3.340.732	27	8	216
$H_{2mqserv,t}$	232.048	314.950	4.678	1.669.132	27	8	216
$H_{2mqiat,t}$	80.586	192.049	322	1.117.162	27	8	216
$H_{2mqsat,t}$	220.644	305.398	12.283	1.738.728	27	8	216
$W_{1qcom,t}$	R\$1.513,27	R\$484,03	R\$321,27	R\$3.683,38	27	8	216
$W_{1qind,t}$	R\$2.114,98	R\$794,34	R\$466,37	R\$5.488,66	27	8	216
$W_{1qserv,t}$	R\$1.607,00	R\$737,10	R\$672,92	R\$5.911,82	27	8	216
$W_{1qiat,t}$	R\$2.181,18	R\$1.044,58	R\$640,00	R\$10.543,28	27	8	216
$W_{1qsat,t}$	R\$1.513,47	R\$465,62	R\$820,72	R\$3.556,15	27	8	216
$W_{2mqcom,t}$	R\$372,27	R\$90,68	R\$204,93	R\$607,33	27	8	216
$W_{2mqind,t}$	R\$335,95	R\$80,20	R\$154,50	R\$499,63	27	8	216
$W_{2mqserv,t}$	R\$397,39	R\$104,01	R\$162,32	R\$659,95	27	8	216
$W_{2mqiat,t}$	R\$456,20	R\$192,36	R\$105,14	R\$2.250,00	27	8	216
$W_{2mqsat,t}$	R\$477,32	R\$195,91	R\$139,89	R\$2.37,29	27	8	216
$y_{pibcom,t}$	R\$5.580,0	R\$9.540,0	R\$189,5	R\$58.300,0	27	8	216
$y_{pibind,t}$	R\$12.500,0	R\$2.360,0	R\$182,5	R\$128.000,0	27	8	216
$y_{pibserv,t}$	R\$29.100,0	R\$51.800,0	R\$1.388,0	R\$305.000,0	27	8	216
$y_{pib,t}$	R\$51.700,0	R\$91.400,0	R\$1.899,0	R\$524.000,0	27	8	216

Fonte: PNAD's 2002 – 2009 e www.ipeadata.gov.br.

6. Especificações e Estimativas dos Modelos Econométricos Dinâmicos

As especificações dos modelos econométricos dinâmicos a serem apresentados nas tabelas a seguir foram decorrentes dos testes propostos por Breusch e Pagan (1980), Baltagi e Li (1991) e Baltagi e Li (1995) chamados de testes dos componentes dos erros. Também foram considerados os testes de heterocedasticidade proposto por Greene (2000) e o especificação baseado em Hausman (1978). A escolha das variáveis endógenas e exógenas foram consideradas com base nos testes de Wooldridge (2002), bem como os de autoregressividades de primeira e segunda ordem (AR(1) e AR(2)) e da qualidades dos instrumentos sugeridos por Sargan (1988).

Além dos testes acima foi empregado a técnica de estimativas dinâmicas das equações (2) e (3), denominada de GMM-SYS, desenvolvidos por Hsiao (1982), Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995), Blundell e Bond (1997) e Windmeijer (2005). Esta técnica permite estimar o conjunto de equações formada pelo nível e em diferenças de forma simultânea, assim os parâmetros obtidos não sofrem de viés devido a variáveis omitidas; além do que, as variáveis em níveis são instrumentos da equação em diferença e as variáveis em diferença são instrumentos das variáveis em níveis. Mais especificamente foram estimados os seguintes conjuntos para cada equação de demanda por capital humano qualificado e menos qualificado de cada setor:

$$H_{qit} = H_{qit-1}\alpha + x_{qit}\beta + \eta_q + u_{qt} \quad (4)$$

$$H_{qit} - H_{qit-1} = (H_{qit-1} - H_{qit-2})\alpha + (x_{qit} - x_{qit-1})\beta + (u_{qt} - u_{qt-1}) \quad (5)$$

$$E[H_{qt-s}(u_{qt} - u_{qt-1})] = 0 \text{ para } s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (6)$$

$$E[x_{qt-s}(u_{qt} - u_{qt-1})] = 0 \text{ para } s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (7)$$

$$E[(H_{qt-s} - H_{qt-s-1})(\eta_q + u_{qt})] = 0 \text{ para } s = 1 \quad (8)$$

$$E[(x_{qt-s} - x_{qt-s-1})(\eta_q + u_{qt})] = 0 \text{ para } s = 1 \quad (9)$$

O conjunto de equações (4) - (9) será estimado pelo Método de Momentos Generalizados (GMM-SYS). As estimativas serão realizadas considerando diferentes especificações visando estabelecer exogeneidade das variáveis.

Nas tabelas da seção a seguir, as estimativas dinâmicas dos setores tradicionais e de alta tecnologia apresentam nas colunas ímpares estimativas que consideram a correção para pequenas amostras conforme sugerido por Windmeijer (2005). Assim, os desvios padrões calculados são robustos. Este método, no entanto, não permite que se calcule o teste de qualidade dos instrumentos proposto por Sargan (1988). Assim, optamos por apresentar nas colunas pares estimativas utilizando a técnica twostep que permite calcular o teste de Sargan (1988), neste caso os erros não são robustos para pequenas amostras, mas os testes de AR(1), AR(2) e Sargan são válidos. Na análise dos

coeficientes somente serão considerados quando a variável apresenta significância em ambos os métodos, robusto e twostep. Devido a proximidade dos resultados dos coeficientes será analisado somente os coeficientes das estimativas em que se usou o método robusto.

6.1 Demanda dos Setores Tradicionais

6.1.1 Capital Humano Qualificado

Os setores do comércio, indústria e serviços, aqui denominados de tradicionais, demonstraram estarem muito mais associados com fatores que determinam o nível ótimo de longo prazo ($IH_{1qit} = f(IH_{1qi}^*)$) do que com o ajuste dinâmico no tempo associado com os custos de ajustamentos do emprego no tempo ($IH_{1qit} = \lambda IH_{1t-1}$).

De acordo com a Tabela 2, abaixo, o setor de comércio foi o único setor que apresentou o parâmetro que representa o custo de ajustamento ($\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$) sendo o $\lambda_2 = 0,265$. Este setor possui elasticidade salarial não significante, bem como seus salários não influenciam os demais setores em suas contratações de capital humano qualificado, pois $lw_{1qcom,t}$ não demonstrou ser significante em nenhum conjunto de regressões. A elasticidade de demanda do produto demonstrou ser significante para o PIB do comércio apesar de que inelástica, $ly_{pibcom,t} = 0,58$. A elasticidade cruzada de demanda por capital humano menos qualificado ($IH_{2mqcom,t}$) demonstrou não exercer influência na contratação de capital humano qualificado no comércio.

O setor industrial não apresenta significância nos parâmetros que compõem o custo de ajustamento ($\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$). A elasticidade salarial ($lw_{1qind,t} = 0,248$), significante a 10%, demonstrou ser positiva, ou seja, maiores salários levam a maiores contratações neste setor; este resultado indica que setor contrata mesmo sob aumentos salariais do capital humano qualificado.

A elasticidade de demanda do produto (PIB do setor) confirma a sua importância como elemento determinante no aumento da demanda por capital humano qualificado na indústria, $ly_{pibind,t} = 0,77 e 1,24$. Estes resultados de elasticidade obtidos pelas duas técnicas já descritas, indicam que a elasticidade pode ser igual ou maior do que um neste setor. No entanto, independente de serem ou não elásticas, os resultados confirmam a preponderância do crescimento do produto no crescimento do emprego por capital humano no setor industrial.

TABELA 2 – COMÉRCIO, INDÚSTRIA E SERVIÇOS – CAPITAL HUMANO QUALIFICADO

	Comércio		Indústria		Serviços	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$IH_{1qcom,t}$	$IH_{1qcom,t}$	$IH_{1qind,t}$	$IH_{1qind,t}$	$IH_{1qserv,t}$	$IH_{1qserv,t}$
$L.IH_{1qi,t}$	0.0101 [0.13]	0.00397 [0.07]	0.0533 [0.22]	0.0859 [1.13]	-0.183 [-1.30]	-0.0787 [-0.84]
$L2.IH_{1qi,t}$	0.265*** [3.10]	0.281*** [5.97]	-0.162 [-1.61]	-0.153*** [-2.61]	-0.160 [-1.58]	-0.0953 [-1.25]
$L3.IH_{1qi,t}$	0.0445 [0.50]	0.0461 [1.08]				
$lw_{1qcom,t}$	0.0131 [0.10]	-0.0861 [-0.59]	-0.0227 [-0.12]	-0.0727 [-1.63]	-0.137 [-1.04]	-0.108** [-2.20]
$lw_{1qind,t}$	-0.0817 [-0.80]	-0.0412 [-1.19]	0.248* [1.73]	0.163* [1.71]	0.0465 [0.42]	0.0894** [2.15]
$lw_{1qserv,t}$	0.0835 [1.25]	0.0803** [2.34]	-0.0603 [-0.63]	-0.0837** [-1.99]	-0.428*** [-2.60]	-0.531*** [-4.28]
$ly_{pibcom,t}$	0.580*** [2.81]	0.629*** [4.50]				
$ly_{pibind,t}$			0.775*** [2.96]	1.247*** [3.93]		
$ly_{pibserv,t}$					1.303*** [3.14]	1.376*** [2.81]
$IH_{2mqcom,t}$	0.125 [0.47]	0.0699 [0.47]				
$IH_{2mqind,t}$			0.553** [1.97]	0.0627 [0.24]		
$IH_{2mqserv,t}$					0.277 [0.78]	0.0400 [0.12]
Constante	-3.149* [0.47]	-2.918*** [0.47]	-9.066*** [0.47]	-9.534*** [0.47]	-8.889*** [0.47]	-8.616** [0.47]
Dummies ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	216	216	216	216	216	216
AR(1)	0,026	0,033	0,008	0,143	0,006	0,042
AR(2)	0,461	0,451	0,703	0,945	0,412	0,731
Sargan teste	-	0,997	-	0,999	-	0,999

Estatística de t entre parênteses.

Valores da significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

O setor de serviços não apresenta significância no parâmetro que representa o custo de ajustamento, ($\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$). As elasticidades que lograram ser significante foram a dos salários reais ($lw_{lqserv,t} = -0,428$) e do produto ($ly_{pibserv,t} = 1,303$). A elasticidade do produto demonstrou ser elástica e robusta para as especificações testadas. O valor acima de 1,3 indica a mesma como uma fonte importante de crescimento da demanda no setor de serviços. É importante frisar que aumentos salariais em termos reais levam a redução na demanda por capital humano qualificado neste setor.

A demanda por capital humano qualificado nos setores tradicionais está amplamente associada ao crescimento do produto do seu setor. Testes considerando a influência do PIB de outros setores não demonstraram ser significantes ou não passaram nos testes de autoregressividade e/ou de qualidade dos instrumentos, portanto deixamos de apresentar os mesmos. Estes setores parecem não sofrer com os custos de ajustamento, ou seja, de políticas que possam influenciar os custos de contratações do capital humano qualificado. A quantidade de demanda atual está associada a fatores que determinam o emprego ótimo de longo prazo, em especial o produto dos respectivos setores. Outro fator interessante é que a elasticidade cruzada dos salários entre os setores demonstraram não ser significantes, ou seja, o salário real de outros setores não é um fator que influencia as contratações de capital humano qualificado.

6.1.2 Capital Humano Menos Qualificado

A demanda por capital humano menos qualificado no setor comercial está associado somente a quantidade empregada no período anterior. O custo de ajustamento $\mu = \mu_1 + \mu_3 = 0,76$ neste setor é elevado e indica que políticas econômicas que afetam os custos dos capitais humanos menos qualificado afetam as contratações neste setor. As elasticidades do produto e dos salários não são significantes, bem com a elasticidade cruzada do capital humano qualificado.

A demanda por capital humano menos qualificado na indústria também possui custo de ajustamento elevado. Neste setor o parâmetro possui quatro defasagens, mas somente três significante, indicando uma alta persistência no tempo: $\mu = \mu_1 + \mu_3 + \mu_4 = 0,66$.

A elasticidade cruzada do capital humano qualificado é significativa a 10%, $lH_{2qind,t} = -0,09$ e $0,014$. O sinal negativo indica que ocorre um efeito substituição, por exemplo um aumento na demanda por capital humano qualificado de 10% leva a uma redução na demanda por capital humano menos qualificado entre 0,9% e 1,4%. O interessante é que esta substituição não está associado a salários do capital humano qualificado, uma vez que o coeficiente $lw_{2qind,t}$ não é significativo.

TABELA 3 – SETORES TRADICIONAIS – CAPITAL HUMANO MENOS QUALIFICADO

	Comércio		Indústria		Serviços	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$lH_{1mqcom,t}$	$lH_{1mqcom,t}$	$lH_{1mqind,t}$	$lH_{1mqind,t}$	$lH_{1mqserv,t}$	$lH_{1mqserv,t}$
$L.IH_{1mqi,t}$	0.433*** [3.17]	0.467*** [4.23]	0.552*** [4.49]	0.677*** [7.56]	0.519*** [6.41]	0.564*** [23.22]
$L2.IH_{1mqi,t}$	0.0183 [0.15]	0.0459 [0.63]	0.234 [1.34]	0.279** [2.10]	0.387*** [3.96]	0.354*** [14.63]
$L3.IH_{1mqi,t}$	0.332*** [4.16]	0.323*** [3.18]	0.306** [2.36]	0.289** [2.45]		
$L4.IH_{1mqi,t}$			-0.196* [-1.67]	-0.216*** [-3.12]		
$lW_{1qcom,t}$	-0.101 [-0.66]	-0.0441 [-0.41]				
$lW_{1mqind,t}$			-0.0421 [-0.25]	0.210 [1.11]		
$lW_{1mqserv,t}$					-0.00109 [-0.02]	-0.0124 [-0.60]
$ly_{pibcom,t}$	0.189 [1.41]	0.130 [1.29]	0.150 [0.91]	0.0281 [0.27]		
$ly_{pibind,t}$	-0.0156 [-0.25]	-0.0871 [-1.29]	0.0768 [0.96]	0.0772 [1.36]		
$ly_{pibserv,t}$	-0.0240 [-0.29]	0.0247 [0.21]	-0.0674 [-0.54]	-0.0131 [-0.09]		
$lW_{2qcom,t}$	0.0245 [0.75]	0.0116 [0.65]				
$lH_{2qcom,t}$	0.0433 [0.89]	0.0756** [2.11]				
$lW_{2qind,t}$			-0.0255 [-0.58]	-0.0230 [-0.71]		
$lH_{2qind,t}$			-0.0940* [-1.84]	-0.141*** [-3.70]		
$lW_{2qserv,t}$					-0.1240 [-0.60]	-0.0010 [-0.02]
$lH_{2qserv,t}$					0.0690 [1.51]	0.0648*** [5.56]

t statistics in brackets

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

TABELA 3 – SETORES TRADICIONAIS – CAPITAL HUMANO MENOS QUALIFICADO. (CONTINUAÇÃO)

	Comércio		Indústria		Serviços	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$IH_{1mqcom,t}$	$IH_{1mqcom,t}$	$IH_{1mqind,t}$	$IH_{1mqind,t}$	$IH_{1mqserv,t}$	$IH_{1mqserv,t}$
Constante	0.550 [0.75]	0.467 [0.63]	0.351 [0.44]	-1.441 [-0.94]	0.505 [1.16]	0.477*** [3.17]
Observações	216	216	216	216	216	216
AR(1)	0,003	0,000	0,001	0,007	0,000	0,005
AR(2)	0,969	0,736	0,868	0,891	0,317	0,429
Sargan teste	-	0,954	-	0,987	-	0,943

t statistics in brackets

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

No setor de serviços, a demanda por capital humano menos qualificado depende quase que exclusivamente da quantidade empregada no período anterior ($IH_{1qit} = 0,90IH_{it-1}$). Este setor possui o coeficiente de ajustamento intertemporal mais elevado dos setores analisados, sendo o seu valor de $\mu = \mu_1 + \mu_2 = 0,90$. Como este coeficiente representa o custo de ajustamento no tempo, o setor de serviços é o que mais recebe impacto de políticas que afetam os custos de contratações de capital humano menos qualificado.

Em suma, nos setores tradicionais o custo de ajustamento é mais elevado para o capital humano menos qualificado, especialmente no setor de serviços. Estes resultados indicam a necessidade de se aumentar a oferta de pessoas com qualificação em nível de segundo grau para estes setores. Considerando que este parâmetro mede também os custos associados a legislação trabalhista em comparação com a produtividade deste tipo de capital humano, se faz necessário rever esta política urgente para este tipo de capital.

6.2 Setores de Alta Tecnologia

6.2.1 Capital Humano Qualificado

A indústria de alta tecnologia possui comportamento diferente dos setores tradicionais. O seu custo de ajustamento em torno de $\lambda = \lambda_2 = 0,20$ é bastante baixo, sendo que as elasticidades cruzadas de salários e do produto não são significantes. Diferentemente dos demais setores, a elasticidade cruzada do capital humano menos qualificado é significativa, $IH_{2mqiat,t} = 0,424$ e $0,437$. Este resultado indica que o capital humano menos qualificado é complementar ao capital humano qualificado e depende deste último sua demanda, mais

do que isso, este setor parece usar uma proporção fixa entre estes capitais humanos. Por exemplo, um aumento de 10% na contratação de capital humano menos qualificado leva a um aumento na demanda de capital humano qualificado entre 4,2% e 4,3%.

Tabela 4 – Indústria e Serviço de Alta Tecnologia – Capital Humano Qualificado

	Indústria de Alta Tecnologia (IAT)		Serviço de Alta Tecnologia (SAT)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$lH_{1qiat,t}$	$lH_{1qiat,t}$	$lH_{1qsat,t}$	$lH_{1qsat,t}$
$L.lH_{1qi,t}$	0.0547 [0.48]	0.106** [2.12]	0.280** [2.01]	0.315*** [4.15]
$L2.lH_{1qi,t}$	0.205* [1.86]	0.154** [2.56]	0.222** [2.00]	0.206*** [3.40]
$L3.lH_{1qi,t}$	0.0241 [0.34]	-0.0132 [-0.21]	0.301*** [3.19]	0.320** [2.33]
$lw_{1qiat,t}$	0.213 [1.04]	0.220 [1.10]	-0.0102 [-0.36]	-0.00579 [-0.38]
$ly_{qpi,t}$	0.549 [1.64]	0.556 [1.51]	0.151 [1.51]	0.128* [1.81]
$lw_{1qsat,t}$	-0.102 [-0.32]	-0.0670 [-0.19]	-0.122 [-0.96]	-0.0940 [-1.10]
$lw_{2mqiat,t}$	0.186 [1.01]	0.0282 [0.12]	-0.0102 [-0.36]	-0.00579 [-0.38]
$lw_{2mqsat,t}$			0.0208 [0.50]	0.0212 [1.56]
$lH_{2mqiat,t}$	0.424** [2.45]	0.437*** [5.44]		
$lH_{2mqsat,t}$			-0.0160 [-0.12]	-0.0311 [-0.76]
Constante	-9.703** [-2.16]	-8.966 [-1.38]	0.827 [0.82]	0.718 [1.36]
Dummies anos	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	216	216	216	216
AR(1)	0.014	0.029	0.021	0.087
AR(2)	0.536	0.603	0.428	0.761
Sargan teste	-	0.999	-	0.991

Estadística t entre parenteses

Valores das significâncias: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

O setor de serviços de alta tecnologia também possui comportamento diferente dos demais. Neste setor o fator preponderante é a variável custo de ajustamento, $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 = 0,80$, que é bastante elevado. Neste setor a dependência é quase que exclusivamente da quantidade empregada no período anterior, ou seja, $IH_{i,qt} = 0,80IH_{i,t-1}$, uma vez que as elasticidades do produto e dos salários e as cruzadas não lograram ser significantes. O crescimento do emprego de pessoas menos qualificadas neste setor não converge para um nível ótimo de emprego no longo prazo. A percepção é de que o mesmo sofre de algum tipo de restrição ou associada a custos ou a falta de oferta. Fizemos dois testes adicionais: 1) primeiro foi a inclusão do PIB dos demais setores, que não resultou em significância; 2) segundo foi considerado os salários dos demais setores da economia, que também não resultou em significância.

Considerando os resultados das regressões dos dois testes, em especial o fato de que os salários não lograram serem significantes, estes eliminam o problema de oferta que requer melhores salários para ser contratado neste setor. Sendo que o coeficiente do custo de ajustamento está associado a custo de contratações e demissões, conforme o modelo, a conclusão é que este setor sofre com políticas econômicas que afetam os custos de demissões e contratações de capital humano qualificado. Este é um resultado esperado, segundo Hamermesh e Pfann (1996), pois os custos de capital humano qualificado podem chegar ao equivalente a um ano de salários.

6.2.2 Capital Humano Menos Qualificado

De acordo com as estimativas da coluna (1) e (2) da Tabela 5 a seguir, a indústria de alta tecnologia possui também um alto custo de ajustamento $\mu = \mu_1 + \mu_2 = 0,69$. Apesar deste efeito negativo, este setor sofre o impacto positivo da contratação de capital humano qualificado. A elasticidade cruzada de demanda por capital humano qualificado $IH_{2,qtat,t} = 0,292$ é positiva e indica que aumentos na demanda por capital humano qualificado em 10% leva a um aumento na demanda por capital humano menos qualificado de 2,92%. Este resultado confirma o anterior de que os capitais humanos qualificado e menos qualificado são complementares na indústria de alta tecnologia. Contratação de um tipo de capital humano leva a contratação do outro. As demais elasticidades não foram significantes.

O setor de serviços de alta tecnologia possui um comportamento bastante diferente dos demais com relação a contratação de capital humano menos qualificado. Primeiro, como esperado este setor possui um alto custo de ajustamento com os coeficientes dos períodos significantes equivalente a $\mu = \mu_1 + \mu_2 = 0,71$, portanto próximo do obtido na indústria de alta tecnologia. Segundo, os salários da indústria de alta tecnologia são importantes na determinação da demanda por capital humano menos qualificado

por este setor, pois $lw_{1mqiat,t} = -0,146 e - 0,209$. Terceiro, os salários do capital humano qualificado empregado no setor de serviços de alta tecnologia $lw_{2qsat,t} = -0,187 e - 0,162$ também exercem impacto negativo. Aumentos de salários reais no setor de alta tecnologia para pessoas menos qualificadas e qualificadas leva a uma redução no emprego de capital humano menos qualificado no setor de serviços de alta tecnologia.

TABELA 5 - ALTA TECNOLOGIA – CAPITAL HUMANO MENOS QUALIFICADO

	Indústria de Alta Tecnologia		Serviços de Alta Tecnologia	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$lH_{1mqiat,t}$	$lH_{1mqiat,t}$	$lH_{1mqsat,t}$	$lH_{1mqsat,t}$
$L.lH_{1mqi,t}$	0.463*** [6.66]	0.378*** [6.67]	0.368*** [4.11]	0.325*** [4.16]
$L2.lH_{1mqi,t}$	0.230*** [2.97]	0.298*** [6.67]	0.325*** [2.81]	0.377*** [3.76]
$L3.lH_{1mqi,t}$			0.0107 [0.10]	-0.0459 [-0.43]
$lw_{1mqiat,t}$	-0.0340 [-0.15]	-0.276* [-1.91]	-0.146*** [-3.89]	-0.209*** [-5.98]
$ly_{mqpib,t}$	0.0174 [0.09]	0.0946 [1.30]	0.143 [1.14]	0.233** [2.05]
$lw_{2qiat,t}$	0.0525 [0.56]	0.120*** [2.63]		
$lH_{2qiat,t}$	0.292*** [3.41]	0.235*** [4.51]		
$lw_{2qsat,t}$			-0.187* [-1.69]	-0.162*** [-2.92]
$lH_{2qsat,t}$			0.101 [0.79]	0.0854 [1.03]
Constante	0.125 [0.05]	0.452 [0.45]	2.065* [1.91]	1.501* [1.89]
Observações	216	216	216	216
AR(1)	0,001	0,013	0,001	0,004
AR(2)	0,323	0,807	0,953	0,620
Sargan teste	-	0,998	-	0,999

Estadística t entre parenteses

Valores da significância: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Os resultados acima indicam que a contratação de capital humano menos qualificado está vinculado aos salários prevalentes na indústria de alta tecnologia, portanto, existe uma associação no processo de contratação entre estes setores. Outro aspecto interessante é que aumentos salariais reais neste setor do capital humano qualificado leva a uma redução de demanda. A explicação é que estes capitais são complementares neste setor e aumentos de salários levam a uma redução de capital humano qualificado e menos qualificado também.

No setor de alta tecnologia as elasticidades de demanda de longo prazo podem ser calculadas devido a significância do custo de ajustamento. Por exemplo, a elasticidade cruzada da demanda por capital humano qualificado é a seguinte na indústria de alta tecnologia $\delta = \frac{HH_{2qwt,t}}{1-\lambda} = \frac{0,292}{1-0,69} = 0,94$. Empregando a mesma fórmula para o setor de serviços de alta tecnologia podemos obter duas elasticidades de longo prazo, as elasticidades cruzada dos salários da indústria que equivale $\omega = -0,50$ e a do capital humano qualificado $\kappa = -0,64$. Ambas indicam uma maior interdependência no longo prazo entre os salários dos setores de alta tecnologia e a contratação de capitais humanos menos qualificados nesse setor.

Em suma, no setor de alta tecnologia a indústria possui um custo de ajustamento superior para o capital humano menos qualificado. Enquanto que no setor de serviços de alta tecnologia temos que o custo de ajustamento é maior para o capital humano qualificado. Estes resultados sinalizam a necessidade de aumentar os cursos de qualificação em nível de segundo grau voltados para a indústria tecnológica e em nível superior para o setor de serviços de alta tecnologia.

Considerações finais

O modelo de Sargent (1978) permitiu estimarmos as demandas de curto e longo prazo dos capitais humanos qualificados e menos qualificados. O principal resultado é de que os custos de ajustamento do capital humano menos qualificado é bastante elevado e superior ao do capital humano qualificado nos setores tradicionais (comércio, indústria e serviços). Este resultado indica que a preferência destes setores é por capital humano menos qualificado. E, portanto, estariam encontrando mais restrição na contratação dos mesmos do que de capital humano qualificado.

A demanda por capital humano menos qualificado, no entanto, está associado quase que exclusivamente a custos de contratação, custos estes superiores aos do capital humano qualificado. A percepção é de que a necessidade de investimento em treinamento e os custos associados a demissões e contratações desse tipo de capital humano levam as empresas dos estados a manterem os contratados e evitarem novas contratações.

Outro aspecto que faz com que o custo de contratação do capital humano qualificado seja inferior nestes setores está associado ao seu maior crescimento. Provavelmente este crescimento tenha influenciado os níveis salariais de tal maneira a serem mais atrativos e, portanto, a sua contratação passou a depender mais do crescimento do produto do que de salários e ou de outros custos associados, como investimento em treinamento, políticas salariais diferenciadas, etc. No caso do setor de serviços esta elasticidade do produto é superior a um, portanto elástica.

Nos setores de alta tecnologia temos que para a indústria de alta tecnologia a contratação de capital humano menos qualificado também possui um custo maior que o capital humano qualificado. O interessante é que a contratação de capital humano qualificado também depende da contratação de pessoas menos qualificado, uma vez que a elasticidade cruzada entre ambos é positiva. O mesmo ocorre na demanda por capital humano menos qualificado onde a elasticidade do capital humano qualificado também é positiva. Este resultado confirma a complementariedade entre estes capitais na indústria de alta tecnologia, assim nesse setor sempre há a necessidade de contratação proporcional entre os mesmos.

O setor de serviços de alta tecnologia é o único onde o custo de contratação de capital humano qualificado é superior ao menos qualificado. Neste setor a contratação de pessoas qualificadas não depende de salários prevalentes no setor ou nos demais setores da economia. Os testes adicionais indicaram que o ajustamento lento no tempo parece estar associado exclusivamente a outros custos que não sejam salariais. Já o capital humano menos qualificado é altamente dependente do salário real do mesmo capital humano na indústria de alta tecnologia e do salário real do capital humano qualificado empregado nesse mesmo setor. Aumento desses salários reais reduzem a demanda por capital humano menos qualificado.

Em suma, os resultados indicam que é mais dispendioso para os setores em geral a contratação de pessoas com até 11 anos de escolaridade, exceto para o setor de serviços de alta tecnologia cujo maior custo é o de contratação de pessoas com acima de 11 anos de educação. Assim, a necessidade de qualificação de pessoas com 11 anos ou menos de escolaridade para estes setores e pessoas com educação em nível superior para o setor de serviços de alta tecnologia é a política mais adequada a ser seguida. Este resultado geral indica que o Brasil difere dos países mais avançados onde o custo de contratação de pessoas qualificadas é maior em função da grande oferta de pessoas com escolaridade de segundo grau.

Referências Bibliográficas

- ARBACHE, J. S.; CORSEUIL, C. H. (2004). “Liberalização Comercial e Estruturas de Emprego e Salário.” *Revista Brasileira de Economia*, v.58(4), pp. 485-505.
- ARELLANO, M.; BOND, S. R. (1991). “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations.” *Review of Economic Studies*, n. 58, pp. 277-297.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. (1995). “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models.” *Journal of Econometrics*, n. 68, pp. 29-51.
- BALTAGI, B. H.; LI, Q. (1991). “A transformation that will circumvent the problem of autocorrelation in an error-component model.” *Journal of Econometrics*, v. 48 (3), pp. 385-393.
- BALTAGI, B. H.; LI, Q. (1995). “Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model.” *Journal of Econometrics*, v. 68 (1), pp. 133-151.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. H. (2004). “The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance.” In: *Law and Employment: Lessons From Latin America and the Caribbean*. Eds. James J. Heckman e Carmen Pagés. Chicago: University of Chicago Press.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. (1997). “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.” *University College London Discussion Paper*, pp. 97-07.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models.” *Journal of Econometrics*, v. 87 (1), pp. 115-143.
- BREUSH, T. S.; PAGAN, A. R. (1980). “The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics.” *Review of Economic Studies*, v.47, pp. 239-253.
- CHAHAD, J. P.; LUQUE, R. (1989). “Elasticidade emprego-produto no ciclo industrial brasileiro.” In: SEDLACECK, G.; BARROS, R. P. (Org.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. IPEA, Série Monográfica 35.
- DIAS, J. (2012). “Restrição de Oferta e Demanda por Capital Humano Qualificado e o Crescimento Econômico e das Exportações dos Estados Brasileiros.” *Working Paper n. 30*, BNDES/ANPEC.
- DIAS, J. (2014). “Restrição de Oferta e Demanda por Capital Humano Qualificado e o Crescimento Econômico e das Exportações dos Estados Brasileiros.” Prelo: *Revista Economia*, ANPEC, RJ.
- DIAS, J; DIAS, M. H. A. A (2011). “Demanda por Capital Humano Qualificado no Brasil: O Efeito da Estrutura Econômica e Social.” *Texto para Discussão PCE*.
- FERNANDES, R.; MENEZES FILHO, N. A . (2002). “Escolaridade e demanda relativa por trabalho: uma avaliação para o Brasil nas décadas de 80 e 90.” In: CHAHAD, Z. P. D.; MENEZES-FILHO, A. N. (Org.). *Mercado de Trabalho no Brasil: salário, emprego e desemprego numa era de grandes mudanças*. São Paulo: LTR, v. 1, pp. 199-221.
- GIOVANETTI, B.; MENEZES-FILHO, N. (2006). “Trade liberalization and the demand for skilled labour in Brazil.” *Economia (Journal of LACEA)*, v.7 (1).

- GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. (2001). “Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazos.” *Revista Brasileira de Economia*, v. 55 (4), pp. 467-491.
- GREENE, W.H. (2000). “Models with discrete dependent variables”. In: GREENE, W. H. (Ed.). *Econometric Analysis*, 3ed. Prentice-Hall International, England Cliff, NJ.
- HAMERMESH, D. S. (1989). “Labor Demand and Structure of Adjustment Costs.” *The American Economic Review*, v.79 (4).
- HAMERMESH, D. S. (2004). “Labor Demand in Latin America and the Caribbean: what does it tell us?” In: HECKMAN, J. J.; PAGÉS, C. (Eds.). *Law and Employment: Lessons From Latin America and the Caribbean*. Chicago: University of Chicago Press.
- HAMERMESH, D. S.; PFANN, G. A. (1996). “Adjustment Costs in Factor Demand.” *Journal of Economic Literature*, v. 34 (3), pp. 1264-1292.
- HAUSMAN, J. A. (1978). “Specification tests in econometrics.” *Econometrica*, v. 46 (6), pp. 1251-1271.
- HSIAO, C. (1982). “Autoregressive Modeling and Casual Ordering of Econometric Variables.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 4, pp. 243-259.
- IBGE. (2009). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2009*. PNAD, v. 30, Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- IPEADATA. URL [on-line]: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.
- MEYER, J. (1998). *Custo de ajustamento e a demanda por trabalho no Brasil: uma estimativa setorial*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia (Dissertação de Mestrado).
- MENEZES-FILHO, N. A.; RODRIGUES JR., M. (2003). “Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira.” *Revista Brasileira de Economia*, v. 57 (3), pp. 569-603.
- PEREIRA, P. V.; CICHELLI, R.; BARROS, R. P. (1989). “Absorção de mão-de-obra na indústria de transformação.” In: SEDLACECK, G.; BARROS, R. P. (Org.). *Mercado de trabalho e distribuição de renda: uma coletânea*. IPEA, Série Monográfica 35.
- PEREIRA, P. V; GONZAGA, G. (1998). “A divisão do Trabalho e a Demanda Dinâmica por Emprego e Horas.” *Texto para Discussão*, n. 615, IPEA.
- RIBEIRO, E. P; JACINTO, P. A. (2008). *Estimando a Demanda por Trabalhadores Qualificados no Brasil 1997-2003*. URL [on-line]: bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE08/paper/download/440/72.
- SARGAN, J. D. (1988). “Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables.” In: MAASOUMI, E. (Ed.). *Contributions to Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- SARGENT, T. J. (1978). “Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules Under Rational Expectations.” *Journal of Political Economy*, v. 86(6).
- WINDMEIJER, F. (2005). “A finite sample correction for the variance of linear e efficient two-step GMM estimators.” *Journal of Econometrics*, v. 126, pp. 25-51.
- WOOLDRIDGE, J. (2002). *Econometric analysis of cross-section and panel data*.

Cambridge: MIT Press.

Recebido em: 15/03/2014

Aceito em: 16/06/2014

Distribuição Espacial da Pobreza no Paraná

Leandro Nunes Soares da Silva¹

Murilo José Borges²

José Luiz Parré³

Resumo: Embora haja crescente importância do estudo dos temas relacionados à pobreza, tanto no meio acadêmico, como na política com as promessas incisivas de erradicação da pobreza e o lançamento de programas de transferência de renda, os estudos de pobreza utilizando-se da técnica de análise espacial ainda estão incipientes. Dessa forma, esse artigo tem por objetivo analisar a distribuição espacial da pobreza paranaense em nível municipal, juntamente com os seus possíveis determinantes. Para tanto, utilizou-se o instrumental da Econometria Espacial. A Análise Exploratória de Dados Espaciais revelou a presença de autocorrelação espacial da pobreza entre os municípios estudados, de modo que a pobreza em um município é explicada, em parte, pela pobreza nos municípios vizinhos, além de evidenciar que o Estado paranaense apresenta uma região significativa (Centro-Sul) em que predomina a alta incidência de família pobres e duas regiões menores que apresentam pequena proporção de pobres. Além disso, os resultados econométricos demonstraram a necessidade de incorporar os efeitos da defasagem espacial para um melhor ajuste do modelo a ser estimado. Os resultados, como se esperava, indicaram que quanto maior a renda média e a urbanização, menores são a incidência de pobreza, ao contrário do que ocorre com o Índice de Gini. Por fim, a variável de defasagem espacial da pobreza apresentou sinal positivo, indicando que a pobreza em um determinado município é explicada positivamente pela incidência de pobreza nos municípios vizinhos, ou seja, quanto maior a taxa de pobreza na vizinhança, *ceteris paribus*, maior a taxa de pobreza no referido município.

Palavras-chave: Pobreza; Análise Espacial; Economia Paranaense.

JEL: Co1, C49, I32, I39 e Z13

1. Graduado em Ciências Econômicas na Universidade Estadual de São Paulo - Unesp Araraquara (2012) e mestrando em Ciências Econômicas na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: ssnleandro@yahoo.com.br

2. Professor na Faculdade Cidade Verde (FCV) – Maringá. Graduado em Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM) e mestrado em Ciências Econômicas na UEM. E-mail: murilo_borges@hotmail.com

3. Doutor em Economia Aplicada (ESALQ /USP) - Professor Titular do Departamento de Economia na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: jlparre@uem.br

Spatial Distribution of Poverty in Paraná

Abstract: *Although there is a growing importance of the study of issues related to poverty, both in academia as in politics, with policy promises incisively aiming the poverty eradication, with social programs and the beginning of income transfers, poverty studies using the technique of spatial analysis still are incipient. Thus, this article aims to analyze the spatial distribution of poverty in Paraná municipal level, along with their possible determinants. For this purpose, we used the instrumental of Spatial Econometrics. The Exploratory Spatial Data Analysis revealed the presence of spatial poverty among the cities studied, so that poverty in a municipality is explained partly by poverty in neighboring municipalities, in addition to showing that the state of Paraná center-south region presents a high incidence significant of poor families, as other two smaller regions that present a proportion of poverty in a smaller degree. Moreover, the econometric results show the need to incorporate the effects of spatial lag for a better fit of the model to be estimated. The results indicated that as expected the higher average incomes and urbanization, the lower the incidence of poverty, unlike what happens with the Gini Index. Finally, the variable spatial lag of poverty presented positive sign, indicating that poverty in a given municipality is positively explained by the incidence of poverty in neighboring municipalities, ie the higher the poverty rate in the neighborhood, ceteris paribus, the higher the poverty rate in that municipality.*

Keywords: *Poverty; Spatial Analysis; Paranaense Economy.*

JEL: C01, C49, I32, I39 e Z13

1. Introdução

Os temas relacionados à pobreza estão na pauta do dia dos governantes brasileiros, tanto é que foram um dos principais temas nas últimas campanhas presidenciais. Fora isso, as políticas públicas de distribuição de renda e erradicação da pobreza, como o Programa Bolsa Família estão entre as políticas públicas mais conhecidas pela população brasileira. Não obstante, esse programa tem sido copiado por outros países e é considerado um exemplo de combate à pobreza.

Ademais, os dados oficiais apontam queda nos índices de pobreza no Brasil partir 2003 em diante. Tal fato é acompanhado, nesse último período por queda na desigualdade de renda e por aumentos reais na renda média da população, sobretudo nos estratos da população mais pobres (IPEA, 2010). Antes disso, em 2000, o Brasil assinou a Declaração do Milênio junto à Organização das Nações Unidas (ONU) no qual se comprometeu a reduzir pela metade a extrema pobreza até 2015. Embora cumprido a meta da referida Declaração em menos de 10 anos, há ainda um árduo caminho para o Brasil erradicar a pobreza que possui uma intensidade maior na área rural e no norte do país.

O presente artigo tem por objetivo analisar a incidência da pobreza nos 399 municípios de um estado considerado rico e com a sexta maior população do Brasil: o Paraná. Pelo fato de ser um estado com alta renda per capita e baixos índices de pobreza, quando comparados com o restante do país, há poucos estudos de pobreza para o Paraná. Para tanto, será calculado o índice I de Moran para verificar se há dependência espacial entre os municípios e, caso positivo, será estimada a pobreza com a metodologia da econometria espacial e utilizando-se como variáveis explicativas o índice de Gini, a Renda Média, Grau de Urbanização, além das variáveis defasadas espacialmente de cada uma das variáveis explicativas e da variável dependente.

O artigo é composto por cinco partes, começando por essa introdução. Na segunda parte do artigo serão descritos os conceitos de pobreza e suas diferentes dimensões, são elas a unidimensional, em que a pobreza está relacionada às variáveis econômicas como a renda, sendo esta dimensão escolhida por este trabalho, e a multidimensional em que além das variáveis econômicas consideram-se também variáveis culturais e políticas. A terceira parte discutirá a metodologia do trabalho empregado que se refere à análise dos dados espaciais e aos modelos econométricos espaciais, além da descrição dos dados utilizados. Na quarta parte deste artigo estão os resultados da análise espacial da pobreza e os modelos econométricos que procuram explicar seus determinantes. Por fim, na quinta parte são apresentadas as considerações finais, enfatizando seu objetivo primeiro: analisar a distribuição espacial da pobreza entre os municípios paranaenses, juntamente com os possíveis determinantes da mesma.

2. Referencial teórico

A identificação dos pobres e sua quantificação constituem um campo de pesquisa antigo. Em 1901, Joseph Rowntree publicou na Inglaterra um estudo “Poverty, a study of town life” em que utilizou informações como salários, necessidades nutricionais e habitação de modo a distinguir as famílias em situação de pobreza, ou seja, com renda insuficiente para satisfazer suas necessidades básicas (Kageyama, Hoffmann, 2006). No Brasil, os estudos são mais recentes e ganharam relevância, tanto na academia quanto entre os formuladores de políticas públicas, após a estabilização da moeda brasileira em 1994, quando a inflação deixa de ser o principal foco das atenções (Rocha, 2006).

A noção de pobreza refere-se a algum tipo de privação, que pode ser somente material ou incluir elementos de ordem cultural e social, em face dos recursos disponíveis de uma pessoa ou família. De acordo com Hagenaars e De Vos (1988), todas as definições de pobreza podem ser enquadradas numa das três categorias seguintes: a) pobreza é ter menos do que um mínimo objetivamente definido (pobreza absoluta); b) pobreza é ter menos do que outros na

sociedade (pobreza relativa); c) pobreza é sentir que não se tem o suficiente para seguir adiante (pobreza subjetiva). Por sua vez, Sônia Rocha (2006) define a pobreza “de forma genérica como a situação na qual as necessidades não são atendidas de forma adequada”. A questão é como especificar essas necessidades de maneira adequada.

Apesar do conceito de pobreza ser universalmente aceito, ele pode variar de acordo com as normas da sociedade e as condições locais específicas. No Brasil as percepções de pobreza e as características que qualificam os pobres são diferentes, pois, entre outros fatores, possui uma ocupação desigual ao longo do território, profundas disparidades regionais, diferentes níveis de desenvolvimento e alta concentração de renda.

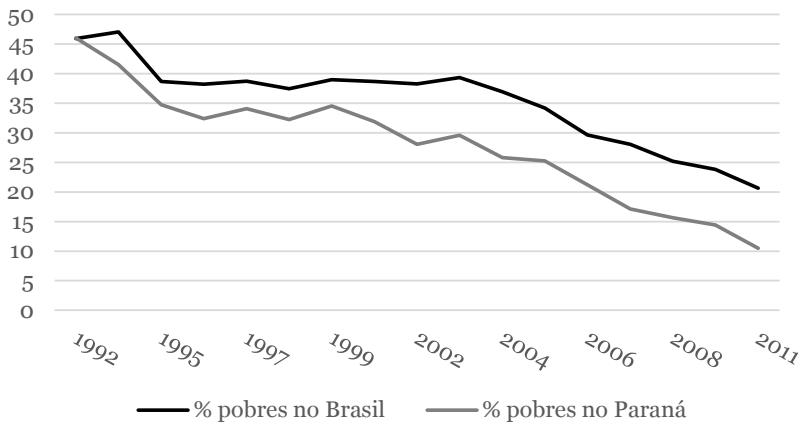
Diante das variações sobre as dimensões da pobreza e o que levar em consideração para defini-la, diferentes autores propõem critérios diferenciados de mensuração. De qualquer modo, as principais linhas de pobreza utilizadas nos estudos brasileiros (valor monetário que delimita o pobre do não pobre) podem ser divididas em duas tipologias: a) linhas de pobreza arbitrárias, como o valor de US\$ 1,00 diário utilizado pelo Banco Mundial, o valor de meio salário mínimo per capita ou um valor fixo, como utilizado pelo Ministério do Desenvolvimento Social; e b) a linha de pobreza a partir do consumo observado em que se levam em conta as especificidades locais em relação ao consumo de uma cesta alimentar adequado e um conjunto de necessidades básicas, como a calculada pelo IETS.

Sobre a incidência da pobreza no Brasil e com a linha de pobreza adotada pelo IETS, verificou-se que no período compreendido pelos Censos Demográficos de 1970 e 1980, houve uma forte queda na pobreza (passando de 68% da população para 35%) em decorrência do aumento da renda. Já no decorrer da década de 1980 houve oscilações e entre o final dos anos 80 e 1994 a proporção de pobres se situou em torno de 30%. No entanto, com a implementação do Plano Real, houve uma nova queda na pobreza que passou para 20%, proporção essa que se manteve até o início dos anos 2000 (Rocha, 2006). Esses resultados vão de encontro ao verificado por Ramos (2004), que mesmo utilizando outra metodologia afirma o declínio da pobreza entre 1980 e 2000 em sete pontos percentuais, passando de 40% para 33%, principalmente após o plano de estabilização monetária.

Por sua vez, em meados dos anos 2000 há certo consenso na literatura econômica, independentemente da linha de pobreza utilizada, que houve fortes sinais de queda na pobreza, decorrentes tanto do aumento da renda, como pela diminuição da desigualdade social, fato até então inédito no Brasil (Neri, 2006, Hoffmann, 2006, IPEA 2012, Rocha, 2013). Essa queda na pobreza mais recente é vista no Gráfico 1 que utiliza como linha de pobreza a partir do consumo observado (calculada pelo IETS) para evidenciar a evolução da pobreza tanto no Brasil como no Paraná. Nota-se, que tanto o estado analisado quanto o país apresentam, de maneira geral, a mesma tendência. A despeito

disso, se em 1992 a porcentagem de pobres no Brasil e no Paraná próxima a 46%, em 2011 este último apresentava cerca de 10% de sua população na pobreza, enquanto que no Brasil a incidência de pobres representa o dobro desse valor, ou seja, a queda da pobreza no estado foi mais intensa que o verificado no em todo o país.

GRAFICO 1: PORCENTAGEM DE POBRES NO BRASIL E NO PARANÁ



Fonte: Elaboração própria com dados do IETS (2012)

IPEA (2012) sintetiza a queda na pobreza do Brasil e afirma que o país, em um período menor que o previsto cumpriu as metas do milênio firmadas junto à ONU concernentes à redução da pobreza:

Como consequência da manutenção do crescimento com redução da desigualdade, a pobreza mantém uma contínua trajetória decrescente, que vem desde o fim da recessão de 2003 independentemente da linha de pobreza e da medida usada. Olhando para a década como um todo, se usarmos a medida utilizada no programa Bolsa Família mantida em termos reais ou as linhas internacionais de pobreza e de extrema pobreza das metas do milênio da ONU, todas caíram mais de 55% entre 2001 e 2011. Desta forma, o Brasil cumpriu o compromisso de um quarto de século em um decênio. Ou seja, se fez mais que o previsto para 25 anos em menos de 10 anos. (IPEA, 2012, p.8)

Especificamente para este estudo e considerando a indisponibilidade de se obter linhas de pobreza a partir do consumo para cada município paranaense, utilizou-se o critério utilizado pelo MDS e, por extensão, pelo Programa Bolsa Família (PBF), em que o domicílio é considerado pobre caso o rendimento mensal per capita seja igual ou inferior a R\$140,00.

3. Metodologia

A metodologia está dividida em dois blocos: no primeiro será exposta a explicação das variáveis utilizadas, enquanto no segundo estarão evidenciados o instrumental de análises de dados espaciais e os modelos econométricos espaciais.

3.1 Descrição dos Dados

Usaram-se dois tipos de dados nesse trabalho. O primeiro refere-se à malha de municípios georreferenciada do Paraná (arquivo shapefile), disponível no site do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social - IPARDES. A segunda consiste na base das informações estatísticas extraídas do Censo Demográfico do ano de 2010 para os municípios paranaenses (no caso da Pobreza) e no site do IPARDES (para os demais indicadores). Para a manipulação dos dados juntamente com o mapa foi utilizado o software Geoda 1.2.0.

Foram utilizados os seguintes indicadores:

Pobreza: razão entre o número de moradores em domicílios particulares com rendimento mensal per capita de até R\$ 140,00 e o total de moradores em domicílios particulares. Esse valor da linha de pobreza foi estipulado pelo MDS, sendo utilizado como parâmetro para a concessão dos benefícios do Programa da Bolsa Família;

Renda Média Domiciliar per Capita: Média das rendas domiciliares per capita das pessoas residentes no município, sendo a renda domiciliar per capita a soma dos rendimentos mensais dos moradores do domicílio, em reais, dividida pelo número de seus moradores;

Grau de Urbanização: Percentagem da população da área urbana em relação à população total;

Índice de Gini da Renda Domiciliar per Capita: Mede o grau de concentração da distribuição de renda domiciliar per capita de uma determinada população e em um determinado espaço geográfico. Interpretação: Quando o índice tem valor igual a um (1), existe perfeita desigualdade, isto é, a renda domiciliar per capita é totalmente apropriada por um único indivíduo. Quando ele tem valor igual à zero (0), tem-se perfeita igualdade, isto é, a renda é distribuída na mesma proporção para todos os domicílios. Quanto mais próximo da unidade, maior a desigualdade na distribuição de renda.

A Tabela 1 mostra a descrição das variáveis quanto aos seus valores médios e extremos. Chama à atenção a alta amplitude em todas as variáveis e o fato de todas as variáveis apresentarem valores máximos bem acima da média.

TABELA 1: DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variáveis	Média	Máximo	Mínimo
Pobreza (%)	9,4	25,3	1,3
Renda média (R\$)	600	1.536	274
Urbanização (%)	68	100	9
Índice de Gini	0,47	0,64	0,33

Fonte: Dados do IPARDES e do IBGE. Elaboração própria.

3.2 Econometria Espacial

Esse artigo utiliza como metodologia o instrumental de econometria espacial, uma vez que os modelos tradicionais de regressão linear não levam em consideração as consequências de autocorrelação e heterogeneidade espaciais. Desse modo, a econometria espacial é utilizada quando uma variável de uma determinada localidade influencia a mesma (ou outra) característica em uma localidade geograficamente próxima. Para tanto, essa seção será dividida em 3 partes: a) Matriz de Dados Espaciais; b) Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE); c) Modelos Econométricos Espaciais (MEE).

3.2.1 Matriz de Dados Espaciais

O estudo de econometria espacial começa com a representação dos dados espaciais na forma matricial, em que os vizinhos de cada localidade são especificados por meio da matriz de pesos espaciais “ W ”. Dessa forma, para cada ponto do espaço, é definido um conjunto de vizinhança que interage com ele.

Um dos principais métodos de ordenar as informações ao longo do espaço é a utilização do critério de contiguidade (vizinhança), que reflete a posição de uma unidade em relação às demais unidades no espaço. Quanto à dependência espacial, pressupõe-se que regiões vizinhas apresentam um grau maior de dependência do que as demais. Os dois critérios de contiguidade mais utilizados são a “Rainha” e a “Torre” em alusão aos movimentos do jogo de xadrez. Por exemplo, com o critério Rainha na Figura 1, a região 5 tem como vizinhos todas as demais regiões que estão representadas, enquanto que o critério Torre considera como vizinhos de 5 as regiões 2, 4 e 6. Desse modo, o critério Rainha considera uma região vizinha se essa possui fronteiras ou vértices comuns, enquanto que o critério Torre considera como vizinho, somente os locais com fronteira em comum.

FIGURA 1: MAPA ESTILIZADO DE VIZINHANÇA

1	2	3
4	5	6

Fonte: Elaboração própria.

Os dados de vizinhança são representados na forma de uma matriz simétrica, em que a_{ij} (elemento que representa a relação de vizinhança entre o espaço i e o espaço j assume o valor de 1 ($W_{ij} = 1$) se os locais são vizinhos e valor 0 ($W_{ij} = 0$), caso não sejam. Por exemplo, o elemento a_{11} relata a informação de vizinhança da região 1 com ela mesma e, como uma região não é vizinha de si mesma, recebe o valor 0.

Existem outras maneiras de criar uma matriz W , sendo uma delas a matriz de k vizinhos mais próximos, em que a distância entre os locais é mais importante que a existência da fronteira geográfica em si.

Logo, a tarefa é encontrar a matriz de pesos espaciais que melhor representa a verdadeira correlação espacial dos dados estudados. Uma forma bastante utilizada de escolhê-la é utilizar a matriz que apresenta o maior valor de autocorrelação entre os dados, assunto que será abordado na próxima seção.

3.2.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Criada a matriz de pesos espaciais, como verificar se os dados apresentam dependência espacial, como também heterogeneidade espacial. Para responder a essa pergunta se utiliza a AEDE, cuja importância está na descrição da distribuição espacial, dos padrões de associação espacial (clusters) e identificação dos outliers. Com esse método, consegue-se extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, além de investigar a influência dos efeitos espaciais.

O primeiro passo no estudo da AEDE é verificar a presença de aleatoriedade dos dados espaciais. Se os dados são aleatórios, o valor de uma variável em um local não depende dos valores dessa variável nos locais vizinhos. Nesse caso, não faz sentido a utilização da econometria espacial. Desse modo, a AEDE deve preceder a modelagem econométrica e indicará se é necessário utilizar a econometria espacial.

Para verificar se dos dados espaciais são aleatórios, faz-se duas análises: a) autocorrelação espacial global e b) autocorrelação espacial local.

Para calcular a autocorrelação espacial global, faz-se a estatística do Índice de Moran (I), sendo que a hipótese nula se refere à aleatoriedade espacial. (Almeida, 2004).

$$I = \left(\frac{n}{s_0} \right) \left(\frac{z'Wz}{z'z} \right) \quad (1)$$

O Sendo n o número de unidades espaciais, z o vetor de n observações e W a matriz de pesos espaciais utilizada. S_0 representa o somatório dos elementos da matriz de pesos espaciais W .

O I de Moran varia entre -1 e 1 e fornece uma medida de associação linear entre os vetores Z_i e a média ponderada dos valores da vizinhança (WZ_i). Como o I de Moran tem um valor esperado de $-\left[\frac{1}{(n-1)}\right]$, valores próximos de zero indicam a ausência de um padrão espacial dos dados, ou seja, a inexistência de autocorrelação espacial. Uma vez que o valor calculado seja superior ao valor esperado, há uma indicação de autocorrelação espacial positiva, ou seja, se uma variável estudada apresentar valor alto (baixo) em um local apresentará valor alto (baixo) da mesma variável nas localizações vizinhas. Por sua vez, se o I de Moran calculado for inferior ao valor esperado, há a indicação de autocorrelação negativa. De acordo com Almeida (2004), autocorrelação espacial positiva indica que a característica estudada apresenta similaridade entre seus valores, enquanto que a autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre os valores.

No entanto, a autocorrelação global pode omitir padrões do comportamento da variável nos níveis locais estatisticamente significantes, de modo que foram criados os índices de autocorrelação espacial local. Esses indicadores tem a capacidade de detectar regimes de associação espacial diferenciado porque produzem um valor específico para cada área. O mais conhecido deles é o Índice de Moran Local:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i \frac{(y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (2)$$

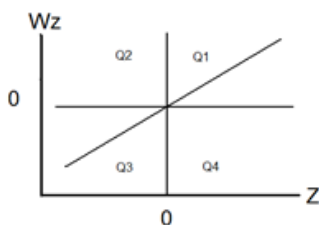
Se I de Moran Local maior que o, há indicação de clusters com valores similares ao redor de i ; I de Moran menor que o, clusters de valores diferentes ao redor de i ; enquanto que I de Moran Local igual a o, indica ausência de clusters.

O diagrama de dispersão de Moran é uma forma adicional de verificar a dependência espacial. Através da representação do coeficiente da regressão, com valores normalizados sobre a média dos vizinhos, é possível visualizar a correlação linear entre z (variável normalizada) e Wz (média dos vizinhos).

O diagrama de dispersão de Moran é dividido em quatro quadrantes. O primeiro quadrante (Q1) mostra os locais com altos valores para a variável analisada, cercadas por locais com valores acima da média para essa variável.

Esse quadrante é comumente chamado de Alto-alto (AA). O Q2 representa os locais com baixo valor para determinada variável, cercados por locais com altos valores – Baixo-alto (BA); o Q3 representa os locais com baixos valores cercados por locais com baixos valores também – Baixo-baixo (BB); enquanto que o Q4 representa os locais com valores altos e cercados por locais com valores baixo – Alto-baixo (AB).

FIGURA 2: GRÁFICO DE DISPERSÃO



Desse modo, os locais que estão nos quadrantes 1 e 3 denotam pontos com associação espacial positiva, ou seja, o local e a média da vizinhança apresenta valores semelhantes. As regiões com essas características formam clusters com valores similares. Por sua vez, os quadrante 2 e 4, apresentam autocorrelação espacial negativa. Em oposição aos clusters tem-se a ocorrência dos Outliers, caracterizado pelas observações que não seguem o processo de dependência espacial predominante da dependência espacial dos demais dados.

3.2.3 Modelos econométricos espaciais

Após a Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), caso se confirme a presença de dependência espacial, é necessária, então, a estimação dos modelos econométricos espaciais. Esses diferem dos modelos “tradicionais”, uma vez que incorporam o componente espacial. Esses componentes se referem a defasagens na variável dependente, defasagens na variável independente e/ou defasagens no termo de erro.

A autocorrelação espacial, assim como ocorre no caso da autocorrelação temporal, implica em prejuízos na estimação do modelo pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Se a autocorrelação ocorre na variável dependente, as estimativas de MQO são viesadas e inconsistentes. Por sua vez, quando a correlação está presente no termo do erro, não há viés, sem inconsistência, mas o estimador de MQO deixa de ser o mais eficiente. Apesar dessas deficiências, é preciso primeiramente estimar o modelo MQO, através do qual serão feitos testes que indicarão o modelo econométrico espacial mais apropriado.

Os testes feitos no modelo estimado por MQO para detectar a autocorrelação espacial são divididos em duas categorias: os testes gerais e os testes

específicos. Os primeiros indicam a presença de autocorrelação, contudo não detectam qual é o tipo de autocorrelação espacial predominante. Ao passo que os testes específicos indicam o tipo predominante de autocorrelação presente na regressão.

O primeiro teste geral para identificação de autocorrelação é a Estatística I de Moran, uma adaptação do teste I de Moran para o contexto da análise de regressão linear. A hipótese nula do teste assume que os resíduos da regressão estimada por MQO são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço. A rejeição da hipótese nula sugere que os resíduos são autocorrelacionados espacialmente.

No que diz respeito aos testes específicos, a maior parte deles é do tipo Multiplicador de Lagrange (ML). O Teste $ML\rho$ analisa a defasagem espacial, com a hipótese nula de $H_0: \rho = 0$. Enquanto que o Teste $ML\lambda$ investiga a autocorrelação espacial no erro e tem como hipótese nula $H_0: \lambda = 0$.

O procedimento para indicar o modelo econométrico mais apropriado é: a) estimar o modelo pelo método de MQO; b) testar a presença de autocorrelação através das estatísticas $ML\rho$ e $ML\lambda$; c) caso os dois testes não sejam significantes, o modelo não apresenta autocorrelação espacial e, dessa forma, o modelo “tradicional” é o mais apropriado; d) caso os dois testes sejam significantes, calcula-se as versões robustas desses testes, $ML^*\rho$ e $ML^*\lambda$ e estima-se o modelo mais significativo; e) caso apenas um dos testes seja significativo, o modelo mais adequado é que foi significativo.

A seguir serão expostos os principais modelos econométricos espaciais: a) defasagem espacial, b) o modelo de erro espacial e c) cruzado espacial.

a) Modelo por Defasagem Espacial (MDE)

Esse modelo é representado por:

$$Y = \rho W_1 Y + \beta_1 + \beta_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

Em que $W_1 Y$ é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial, que mede a influência média dos vizinhos sobre a observação no vetor y , indicando a proporção da variação total em y explicada pela dependência espacial. Esse modelo não pode ser estimado por MQO devido à endogeneidade do regressor $W_1 y$. Por isso, é estimado via máxima verossimilhança.

Em relação ao MQO, esse modelo possui um termo a mais para capturar o efeito da vizinhança.

b) Modelo por Erro Espacial (MEE)

Esse modelo é apropriado quando as variáveis não incluídas no modelo e presentes no componente do erro são autocorrelacionados espacialmente. É representado por:

$$Y = \beta_1 + \beta_2 X + \mu \quad (4)$$

em que $\mu = \lambda W\mu + \varepsilon$

Sendo o coeficiente λ o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\mu$. Assim como o modelo anterior, o MEE é estimado via máxima verossimilhança.

c) Modelo Regressivo Cruzado Espacial

Esse modelo considera que pelo uma das variáveis explicativas tenham seus efeitos espraiados nas regiões vizinhas, além e apresentar defasagem espacial para a variável dependente. A representação formal do modelo é dada por:

$$Y = \beta X + WX\tau + \varepsilon \quad (5)$$

Sendo que o τ representa o efeito transbordamento.

Esse modelo pode ser estimado por MQO sem incorrer em problemas.

3.2.4. Modelo proposto

O modelo a ser estimado pode ser formalmente, representado por:

$$\text{Pobreza} = \beta_1 + \beta_2 \text{Gini} + \beta_3 \text{Urbanização} + \beta_4 \text{Renda Média} + \varepsilon \quad (6)$$

As variáveis do modelo já foram apresentadas anteriormente. É importante destacar que se espera que a pobreza sofra um efeito positivo do Gini e um efeito negativo da urbanização e da renda. A equação (1) será estimada tanto por MQO quanto pelas técnicas de econometria espacial de modo a verificar se os efeitos espaciais são significativos para estudos sobre a pobreza.

4. Resultados e discussões

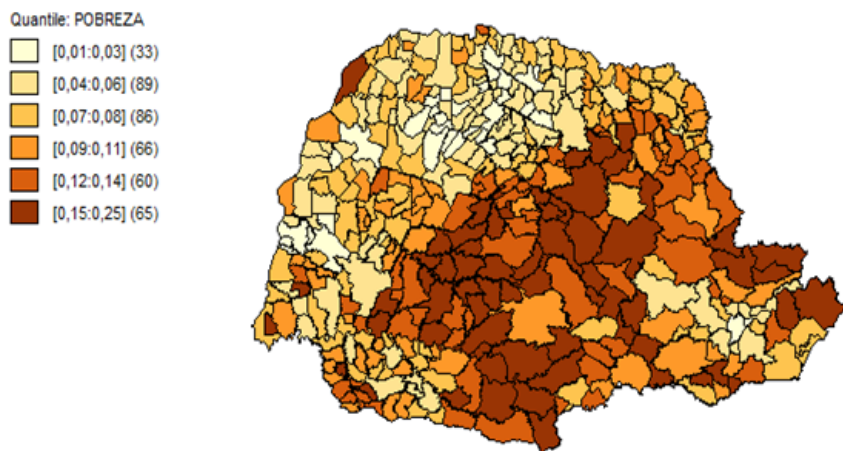
Uma vez visto, no capítulo anterior, a metodologia utilizada na econometria espacial, esse capítulo utilizará esse instrumental para estudar a pobreza nos municípios paranaenses. Será analisada a distribuição espacial da pobreza entre os municípios, além de verificar se a utilização da econometria espacial é conveniente ou não para o estudo proposto e, caso sim, qual o modelo econométrico espacial é o mais apropriado. Por fim, será estimado o modelo.

4.1 Resultados da Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)

A distribuição geográfica da pobreza no estado do Paraná é ilustrada na Figura 3. A figura mostra claramente que as cidades com a maior porcentagem do número de moradores em domicílios com rendimento mensal per capita abaixo da linha da pobreza, que chamaremos de “Pobreza” se encontram na região centro-sul e no litoral sul do estado, enquanto que as menores taxas estão em algumas cidades da região metropolitana de Curitiba e no noroeste do Estado. Dos 399 municípios, 12 apresentam taxas de pobreza acima de 20%, enquanto que 87 apresentam taxas abaixo de 5%.

De acordo com a Figura 3 nota-se que a região centro-sul do estado, área mais escura do mapa, concentra a maior parte dos municípios mais pobres do estado. De acordo com os dados do IPARDES (2010), entre os dez municípios paranaenses com os maiores percentuais de domicílios pobres, sete estão localizados na região centro-sul do estado. Por outro lado as regiões norte central e oeste, regiões mais claras do mapa, encontram-se os municípios de menor pobreza. Outra região que merece destaque é a região Metropolitana de Curitiba, onde se encontram os municípios de maior e menor rendimento domiciliar mensal per capita do estado, respectivamente, Curitiba com R\$1.536 e Doutor Ulysses com R\$274.

FIGURA 3: POBREZA POR MUNICÍPIO PARANAENSE, PROPORÇÃO DE POBRES.



Fonte: Elaboração própria com o uso do Geoda.

De acordo com a literatura regional, vários são os motivos que explicam o alto índice de pobreza da região centro-sul do estado. O primeiro motivo tem motivações políticas, tendo em vista a emancipação precoce sem a devida infraestrutura e fontes de receita para ampliar e melhorar as condições de

vida de seus habitantes. Segundo, talvez o mais difundido na literatura para explicar o alto índice de pobreza na região, é o baixo índice de urbanização, ou seja, grande parte dos habitantes vive na zona rural, porém a estrutura agrícola desta região baseada em latifúndios, extrativismo e subsistência intensifica os problemas relacionados com a pobreza.

Analisando os dados do IPARDES (2010), destaca-se negativamente o município de Laranjal situado no centro-sul do estado, com 6.360 habitantes, possui o maior percentual de pobreza do estado, 25,3%, e o terceiro menor rendimento domiciliar mensal per capita do estado, além de mais de 68% de sua população residindo no campo. Nesta região com altas taxas de pobreza evidencia-se também os municípios de Inácio Martins, Nova Laranjeiras, Goioxim, Coronel Domingos Soares, Mato Rico e Rio Bonito do Iguaçu. A taxa média de pobreza nesses municípios é de 22,0%, correspondendo a 134,8% superior a taxa média de pobreza do estado do Paraná que é de 9,4%.

A região norte central é caracterizada pela maior quantidade de municípios com menor taxa de pobreza. Desde a cultura do café, meados da década de 70, até o segundo maior parque industrial do estado e uma forte presença do setor de serviços, a região norte central sempre apresentou dados econômicos de destaque no estado. Entre os dez municípios paranaenses com os menores percentuais de taxa de pobreza, três estão localizados nesta região. Destacam-se os municípios de Maringá, Floraí e Miraselva. A taxa média de pobreza destes municípios é 1,9% bem abaixo da média estadual. Nesta região encontram-se também o segundo e o quarto melhor rendimento domiciliar mensal per capita do estado, respectivamente, Maringá com R\$1.187,53 e Londrina com R\$1.062,64.

Outra região que merece destaque é a região oeste, uma vez que seis dos dez municípios com melhor rendimento domiciliar mensal per capita do estado estão localizados nesta região: Quatro Pontes, Marechal Cândido Rondon, Itaipulândia, Entre Rios do Oeste, Serranópolis do Iguaçu e Cascavel. O rendimento domiciliar mensal per capita médio dos municípios citados é de R\$1.020,62 correspondendo a 41,20% superior ao rendimento domiciliar mensal per capita médio do estado que é de R\$600,04. Nesta região encontra-se também o município com menor taxa de pobreza do estado, o município de Quatro Pontes com 1,3%.

Logo, a Figura 3, parece indicar uma semelhança na taxa de pobreza entre os municípios vizinhos. Contudo, é necessário fazer os cálculos de dependência espacial para comprovar essa afirmação.

4.2 Índice de Moran Global

Como foi visto na metodologia, antes de calcular o índice de Moran Global propriamente dito, é preciso verificar qual a matriz de pesos espaciais melhor

se adapta aos dados de pobreza disponíveis. Desse modo, foram calculadas diferentes matrizes, conforme evidenciado na Tabela 2. Em todas as matrizes de pesos, foram encontrados valores positivos e estatisticamente significantes, indicando a existência de autocorrelação espacial positiva para todas as matrizes utilizadas, ou seja, nota-se uma similaridade localizacional nos valores da variável.

Como a matriz de ordem espacial “Rainha” foi a que apresentou maior valor de I de Moran Global, é essa matriz que será utilizada nos demais testes, como também as estimações dos modelos econométricos utilizando essa matriz de pesos.

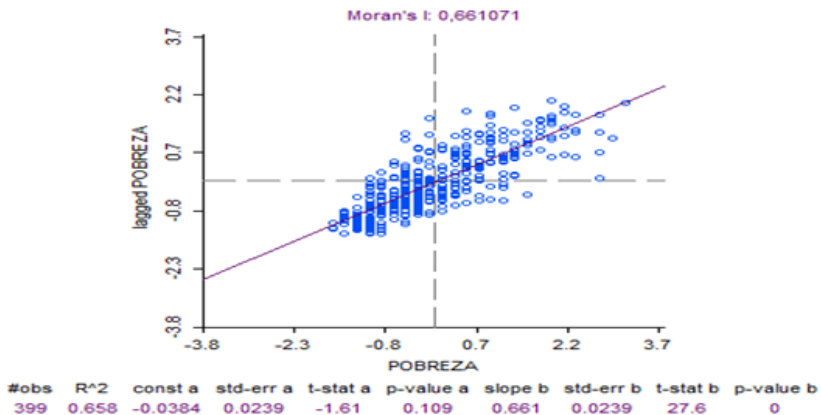
TABELA 2: COEFICIENTE DO I DE MORAN GLOBAL PARA A POBREZA NO PARANÁ

	Valor	P-valor
Rainha de ordem 1	0,66107	0,001
Torre de ordem 1	0,66102	0,001
4 vizinhos mais próximos	0,6459	0,001
5 vizinhos mais próximos	0,63376	0,001
10 vizinhos mais próximos	0,59814	0,001

Fonte: Elaboração própria

O primeiro dos testes é o diagrama de dispersão do I de Moran Global, na Figura 4, onde se verifica que o I de Moran Global de 0,66107 excede o seu valor esperado e, desse modo, rejeita-se a hipótese nula de que a distribuição da pobreza nos municípios paranaenses segue uma distribuição aleatória. Consequentemente, o estudo da influência espacial da pobreza é pertinente.

FIGURA 4: I DE MORAN GLOBAL



Fonte: elaboração própria utilizando o Geoda.

Ao verificar a dispersão das variáveis entre os quadrantes, nota-se que os municípios estão, predominantemente, nos quadrantes I e III, ou seja, nos quadrantes em que um município com alto índice de pobreza está cercado por municípios com altas taxas de pobreza, o mesmo ocorrendo com municípios com baixa pobreza, cercado por municípios com o mesmo atributo.

Da mesma forma, o I de Moran Global univariado das variáveis explicativas, conforme a Tabela 3 mostra que a distribuição mostra que a distribuição das variáveis explicativas Urbanização, Renda Média e Índice de Gini apresentam influência espacial estatisticamente significativas.

Por sua vez, o I de Moran bivariado faz a comparação de duas variáveis do modelo e seus resultados são apresentados na Tabela 3. Para tanto, a pobreza (variável endógena) é comparada com cada uma das variáveis exógenas.

Em relação às variáveis Urbanização e Renda Média, os I s de Moran bivariados indicam que essas variáveis estão, predominantemente, nos quadrantes II e IV, de modo que os municípios mais pobres estão cercados por municípios com baixos valores de Urbanização e Renda Média (Q4), enquanto que os municípios menos pobres estão rodeados por municípios com maior renda média e mais urbanizados. No que diz respeito ao Índice de Gini, o resultado difere das variáveis anteriores, uma vez que há predominância de municípios pobres com altos níveis de concentração de renda (Q1) e municípios menos pobres, com Índices de Gini menores.

TABELA 3: ESTATÍSTICA I DE MORAN GLOBAL DAS VARIÁVEIS ESTUDADAS

Variável	I de Moran univariado	p-valor	I de Moran bivariado*	p-valor
Pobreza	0,661	0,001		
Grau de Urbanização	0,4111	0,001	-0,4308	0,001
Renda Média	0,2946	0,001	-0,3955	0,001
Índice de Gini	0,3715	0,001	0,4376	0,001

*entre a variável dependente Pobreza e a variável explicativa.

p-valor baseado em 999 permutações aleatórias. Fonte: elaboração própria.

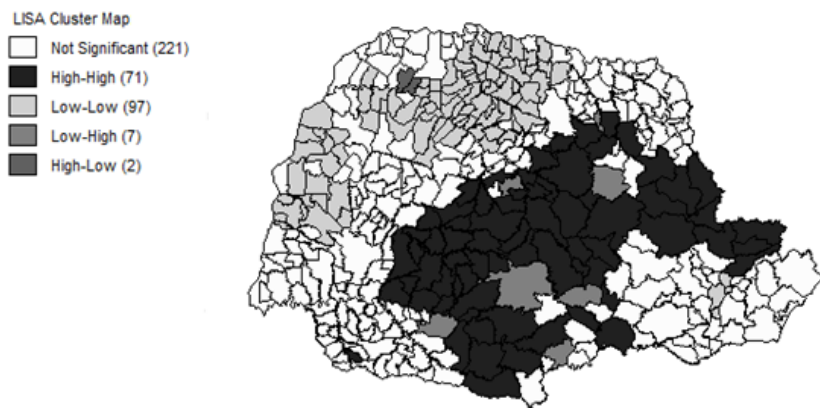
Por fim, conclui-se que as variáveis explicativas apresentam impacto espacial na taxa de pobreza municipal, já que todos os I s de Moran bivariados foram estatisticamente significantes.

4.3 Índice de Moran Local

A Figura 5 com o Índice de Moran Local auxilia na localização dos clusters. É possível verificar três regiões com dependência espacial estatisticamente

significante. Duas regiões apresentam o comportamento do tipo baixo-baixo (Q3), situam-se, basicamente nas regiões norte-central e oeste do Paraná. Por sua vez, a terceira região de concentração de clusters que compreende 70 municípios em uma área geográfica extensa, está localizada na região centro-sul a se estende para uma parte do litoral, apresenta o padrão do tipo alto-alto (Q1).

FIGURA 5: MAPA DE CLUSTERS DA POBREZA NO PARANÁ EM 2010



Fonte: Elaboração própria.

Para uma melhor verificação do impacto das variáveis explicativas regiões vizinhas na pobreza dos municípios, a Figura 6, mostra o resultado do I de Moran Local bivariado, estando a pobreza no eixo X e cada uma das variáveis no eixo Y.

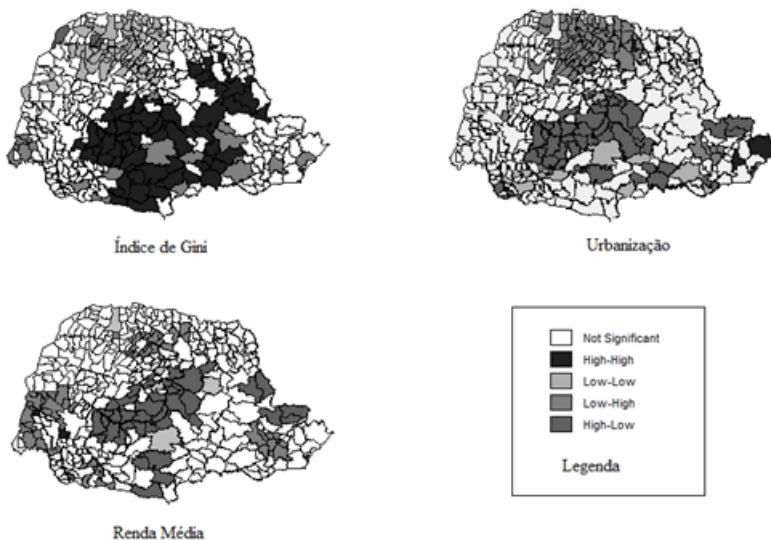
O mapa que mais chama a atenção é o que confronta a pobreza com o Índice de Gini, no qual nota-se duas grandes regiões, uma com municípios com alta pobreza e cercados por vizinhos com alto índice de Gini representado em cor mais escura (região centro-sul) e outra em que municípios com baixa pobreza são cercados por municípios com baixo índice de Gini, região de cinza claro.

Em relação à urbanização, também há duas regiões de clusters bem nítidas no mapa: uma região do norte central (onde está Maringá e Londrina) que apresentam baixos índices de pobreza com elevado grau de urbanização na vizinhança (low-high) e uma região central no qual há alta pobreza e baixa urbanização dos vizinhos. Por sua vez, a região central também apresenta uma concentração de municípios com alta pobreza e baixa renda média na vizinhança, ainda que a área do cluster desse mapa seja menor que a dos mapas anteriores.

Por fim, os três mapas da Figura 6, assim como os demais mapas anteriores, apresenta uma cidade que “destoa” de sua vizinhança, é a cidade de Guarapu-

ava, na região centro sul. Essa cidade, a mais populosa da região centro-sul, apesar de estar numa região de pobreza, apresenta a proporção de pobres por volta de 10%. Além disso, Guarapuava apresenta um baixo índice de Gini e é cercada por vizinhos pobres.

FIGURA 6: CLUSTERS BIVARIADOS ENTRE A POBREZA E AS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS



Fonte: Elaboração própria.

Dada a concentração geográfica verificada para a pobreza nos municípios paranaenses obtidos através de vários testes, a seguir estimar-se-á as equações de pobreza com os métodos econométricos espaciais.

4.4 Resultados do Modelo econométrico

Os modelos a seguir foram estimados com as variáveis explicativas anteriormente anunciadas. Os valores de Pobreza, Gini e Urbanização foram transformados em valores de 0 a 100, para facilitar a análise.

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo estimado por MQO. Os resultados confirmam os sinais esperados. Como todos os coeficientes foram estatisticamente significantes a 1%, pode-se dizer que um aumento na variável Índice de Gini causa um aumento na taxa de pobreza. Enquanto isso, um aumento na taxa de urbanização e na renda média contribuem para diminuir a pobreza.

TABELA 4: RESULTADO DA REGRESSÃO POR MQO

Variável	Coef.	desvio-padrão	t	p-valor
Constante	5,9118	1,0153	5,82	0,001
Gini	0,4291	0,0192	22,34	0,001
Urbanização	-0,0476	0,0064	-7,38	0,001
Renda Média	-0,0226	0,0008	-26,36	0,001
R2	0,83			
Teste F	686,47			
Prob (F)	0,001			
Log-likelihood	-842,18			
Condition Number	26,68			
Critério Akaike	1692,37			
Critério Schawarz	1708,32			
Jarque-Bera	0,001			
Breush-Pagan	0,001			
White	0,001			

Fonte: Elaboração própria

O teste R2 indica que as variáveis explicativas explicam 83% da pobreza no Estado. Contudo, o teste Jarque-Bera que analisa a normalidade dos erros indica que nesse caso, os erros não seguem uma distribuição normal, fato que pode causar problemas na estimação, apesar do teste “Condition Number” com valores inferiores a 30 indicarem a não existência de multicolinearidade. Por fim, ao analisar o teste Breush-Pagan que tem como hipótese nula a homocedasticidade, nota-se que é possível rejeitar com 1% de significância a hipótese nula, ou seja, o modelo apresenta o problema da heterocedasticidade, fato bastante corriqueiro nos estudos de econometria espacial.

4.4.2 Modelos econométricos espaciais

Estimado o modelo por MQO na seção anterior, estimar-se-á agora por métodos espaciais. Como visto na metodologia, antes é necessário detectar a ocorrência de auto-correlação espacial e verificar qual é o modelo espacial mais adequado, com a utilização de testes gerais e específicos a partir do resultado estimado por MQO, conforme se verifica na Tabela 5.

Como os testes dos Multiplicadores de Lagrange, tanto o de defasagem como o de erro ($ML\rho$ e $ML\lambda$) mostraram-se estatisticamente significantes a 1%, é possível afirmar que o método de Mínimos Quadrados Ordinários não é o mais apropriado. Desse modo, é preciso verificar as versões robustas dos dois testes ($ML^*\rho$ e $ML^*\lambda$) e escolher como modelo apropriado o que for mais

significante. Uma vez que $ML\rho$ é significativa a 1%, enquanto que o teste $ML\lambda$ não é significativo nem a 10%. Assim, o modelo de defasagem espacial é o mais apropriado. Sendo esse representado por:

$$\text{Pobreza} = \rho W_1 \text{Pobreza} + \beta_1 + \beta_2 \text{Gini} + \beta_3 \text{Urbanização} + \beta_4 \text{Renda Média} + \varepsilon \quad (5)$$

Em que $W_1 \text{Pobreza}$ a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais.

TABELA 5: DIAGNÓSTICO DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Teste	Valor	Prob.
$ML\lambda$ (erro)	19,54	0,001
$ML^* \lambda$ (erro robusto)	0,00031	0,98
$ML\rho$ (defasagem)	91,58	0,001
$ML^* \rho$ (defasagem robusta)	72,03	0,001

Fonte: Elaboração própria.

Como se verifica na Tabela 6, assim como na estimação por MQO, os valores dos coeficientes estimados pelo método da defasagem espacial apresentaram o sinal esperado, ou seja, variações positivas na renda média e na urbanização tendem a resultar em variações negativas (diminuição) na taxa de pobreza, enquanto que variações positivas do Índice de Gini tendem a causar variações positivas na taxa da pobreza. Além disso, o R2 do modelo foi levemente superior com a inclusão da defasagem espacial, enquanto que persiste o problema da heterocedasticidade.

TABELA 6: RESULTADO DO MODELO DO MODELO DE DEFASAGEM ESPACIAL

	Coefficiente
Constante	6,02
Gini	0,293
Urbanização	-0,039
Renda Média	-0,018
Wpobreza	0,337
R2	0,87
Log Likelihood	-793,21
Critério de Akaike	1596,4
Critério de Schwarz	1616,3
Breush-Pagan	0,001

OBS: Coeficientes significantes a 1%.

Fonte: Elaboração Própria.

O coeficiente “novo” em relação ao modelo “tradicional” – Wpobreza – foi

estatisticamente significativa e apresentou um valor maior ao das demais variáveis, indicando um impacto maior na explicação da pobreza. Desse modo, a pobreza na vizinhança (defasagem espacial) contribui para melhor explicar a pobreza nos municípios paranaenses, ou seja, devido ao seu coeficiente positivo a maior pobreza entre os vizinhos causa uma maior pobreza nos municípios em análise.

TABELA 7: RESULTADOS DO MODELO CRUZADO

Variável	Coef.	desvio-padrão	T	p-valor
Constante	5,8963	1,416	4,16	0,001
Gini	0,2826	0,021	13,04	0,001
Urbanização	-0,0424	0,006	-6,54	0,001
Renda Média	-0,0174	0,0009	-18,7	0,001
Wgini	-0,0368	0,054	-0,67	0,49
Wurbanização	0,012	0,01	1,12	0,26
Wrenda	0,0006	0,002	0,25	0,79
Wpobreza	0,4364	0,092	4,72	0,001
R ²	0,87			
Teste F	400,74			
Prob (F)	0,001			
Log-likelihood	-787,47			
Condition Number	49,91			
Critério Akaike	1590,94			
Critério Schwarz	1622,85			
Jarque-Bera	0,001			
Breush-Pagan	0,001			
White	0,001			

Fonte: Elaboração própria.

Por sua vez, estimando o modelo econométrico espacial, em que é incorporado o efeito transbordamento das variáveis explicativas da vizinhança assim como a defasagem da variável dependente (modelo cruzado) exposto na Tabela 7, nota-se que não houve mudanças nos valores dos coeficientes em relação às duas estimações anteriores. No entanto, os coeficientes das defasagens das variáveis explicativas possuem sinal invertido em relação a variável não defasada, porém como essas variáveis não são estatisticamente significantes a 10%, chega-se a conclusão de que essas variáveis não contribuem para a explicação da pobreza nos municípios. Ademais, assim como no modelo anterior, no entanto com um coeficiente maior, a variável de defasagem espacial

da pobreza ($W_{pobreza}$) é significativa, indicando que a pobreza nas localidades vizinhas impacta positivamente na incidência da pobreza nas cidades paranaenses. Apesar do modelo cruzado apresentar uma falha em relação aos demais modelos, a suspeita de multicolinearidade, (“Condition Number” superior a 30), esse modelo reforça os resultados do modelo de defasagem espacial, tendo em vista que apresentaram valores próximos dos coeficientes estimados, com a manutenção dos sinais, além de confirmar o papel relevante da variável explicativa $W_{pobreza}$.

Considerações Finais

A pobreza é uma situação que pode ser medida por diversas metodologias, desde as mais simples que determinam a linha de pobreza pela renda (unidimensional), até as mais complexas que consideram inúmeros fatores (bidimensionais). Na prática, o governo brasileiro utiliza as medidas unidimensionais como, por exemplo, a linha de pobreza adotada pelo Ministério do Desenvolvimento Social na concessão da Bolsa-Família.

Fora isso, nota-se que o tema da pobreza tem ganhado cada vez maior repercussão desde os anos 1990, com a consolidação e ampliação de programas federais e estaduais que beneficiam a população pobre, resultando não somente por isso em uma queda na porcentagem de famílias pobres no período pós Plano Real e em meados dos anos 2000.

Dessa forma o estudo mais detalhado do tema é relevante para a avaliação dos programas de combate à pobreza e a indicação de possíveis correções para os mesmos em direção a maior eficiência.

Ao estudar a situação da pobreza nos municípios paranaenses, ainda que esse possua com uma incidência de pobreza baixa nos últimos anos em comparação com outros Estados brasileiros, nota-se que há algumas cidades que apresentam proporção de pobres superior a 20%. Ademais, esses municípios de acordo com a intensidade de pobreza encontram-se aglomerados, ou seja, municípios com baixo índice de pobreza estão cercados por municípios com a mesma característica e vice-versa. Pode-se dizer que a pior condição em relação à pobreza está na região centro-sul e a melhor na região norte-central e oeste do Estado. Os resultados indicaram que a influência espacial (da vizinhança) ocorre nos municípios paranaenses e é significativa, constituindo dessa forma um elemento importante no estudo da pobreza.

Com a utilização de três variáveis explicativas – Renda Média, Grau de Urbanização e Índice de Gini, verificou-se que estão espacialmente correlacionadas com a Pobreza, conforme os mapas de Clusters Bivariados, em que municípios com alta proporção de pobreza estão cercados, preponderantemente, por

municípios com alto Índice de Gini e por baixos Graus de urbanização e baixa Renda Média, enquanto os municípios com menor pobreza possuem vizinhos com baixo Índice de Gini, alto grau de Urbanização e alta Renda Média.

Por fim, os modelos econométricos corroboraram com os resultados do I de Moran bivariado, já que em todos os modelos, quanto maior a renda média e a urbanização, menor é a incidência de pobreza, enquanto que a relação com o Índice de Gini é o inverso, quanto maior esse índice de concentração, maior a ocorrência de pobreza. No mais, os modelos econométricos com efeito espacial mostraram-se superiores para explicar a pobreza quando comparados ao modelo estimado por MQO, incorrendo que a defasagem espacial da pobreza ($W_{pobreza}$) é uma variável explicativa importante na explicação da pobreza. Além disso, os dois modelos espaciais estimados – modelo de defasagem espacial e o modelo cruzado - apresentaram resultados semelhantes resultando nos sinais esperados dos coeficientes e indicando a significância da defasagem espacial da pobreza como a variável explicativa com maior coeficiente (mais intensa), demonstrando que políticas de combate à pobreza não são eficientes, se tomadas somente ao nível municipal. Dessa forma, essas políticas devem ocorrer no âmbito regional para obterem melhores resultados.

Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, E. (2004). *Curso de econometria espacial aplicada*. Piracicaba: ESALQ (Material Didático).
- HAGENAARS, A. & DE VOS, K. (1998). *The definition and measurement of poverty*. The Journal of Human Resources, v. 23(2), pp. 211-221.
- HOFFMANN, R. (2006). “Queda da desigualdade da distribuição de renda no Brasil de 1995 a 2005, e delimitação dos relativamente ricos em 2005”. In: *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília. IPEA.
- IPARDES. *Base de Dados do Paraná – BDEweb*. URL [on-line]: <<http://www.ipardes.pr.gov.br/imp/index.php>>. Acesso em: 25 mar. 2013.
- IETS- INSTITUTO DE ESTUDOS DO TRABALHO E SOCIEDADE. (2012) *Distribuição de Renda Pnad 1992-2011*. URL [on-line]: <http://www.iets.org.br/article.php3?id_article=1979>. Acesso em: 22 out. 2013.
- KAGEYAMA, A. & HOFFMANN, R. (2006). “Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional.” *Economia e Sociedade*, v. 15(1), pp. 79-112.
- RAMOS, L. & MENDONÇA, R. (2004). “Pobreza e Desigualdade de Renda no Brasil.” In: *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2004)*. Rio de Janeiro. Ed. Campus/Elsevier.
- ROCHA, S. (2006). *Pobreza no Brasil. Afinal, de que se trata?* 3. Ed. Editora FGV. Rio de Janeiro.
- _____. (2013). “A Pobreza no Brasil. A evolução de longo prazo (1970-2011).” *Estudos e Pesquisas n° 492*. Instituto Nacional de Altos Estudos (INAE). Rio

de Janeiro.

Recebido em: 17 de outubro de 2013

Aceito em: 16 de março de 2014

Avaliando o impacto dos rendimentos de aposentadoria no mercado de trabalho brasileiro

Valdecir Teófilo Moreno¹

Paulo Aguiar do Monte²

Resumo: Esse trabalho procura avaliar o impacto dos rendimentos da aposentadoria no mercado de trabalho brasileiro. Para isso, comparou-se o valor da mão de obra, medido em termos salariais, de dois grupos de trabalhadores: grupo 1, formado por trabalhadores que recebem algum rendimento de aposentadoria e que exercem algum tipo de atividade econômica; grupo 2, formado por trabalhadores que exercem algum tipo de atividade econômica, mas que não recebem rendimento de aposentadoria. Com dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílio (PNAD), 2011, e fazendo uso da metodologia Propensity Score Matching (PSM) e da análise do Average Treatment Effect on the Treated (ATT) foi possível inferir que os trabalhadores aposentados que estão ocupados no mercado de trabalho aceitam uma oferta de emprego com salário inferior, comparativamente, ao salário recebido pelo trabalhador não aposentado (cerca de 58% menos). Por fim, a robustez do modelo foi realizada através do teste de Rosenbaum.

Palavras-chave: Idosos; Aposentadoria; Mercado de trabalho.

JEL: J31, J26, J14.

¹ Mestrando em Economia Aplicada na Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
Email: prof.valdecir@gmail.com

² Doutor em Economia. Professor da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).
Email: pauloaguiardomonte@gmail.com

Evaluating the impact of retirement benefits in the Brazilian labor market

Abstract: *This paper evaluates the impact of retirement income in the Brazilian labor market. In order to do this, we compared the wages of two groups of workers: group 1, formed by workers who receive retirement income and who are employed in the labor market; group 2, formed by workers who are employed in the labor market but not receiving retirement income. Based on data from the National Household Sample Survey (PNAD), 2011, and using the Propensity Score Matching (PSM) methodology and the analysis of Average Treatment Effect on the Treated (ATT) it was possible to infer that retired workers who are regularly employed in labor market accept a job offer with lower salary compared to the salary received by the non-retired workers (around 58% less). Finally, in order to confirm the robustness of the model, we performed the test of Rosenbaum.*

Keywords: *Elderly; Retirement; The labour market.*

JEL: *J31, J26, J14.*

1. Introdução

Até a década de 80 o Brasil era considerado um país de muitos jovens, formando uma pirâmide bem definida, com base larga e topo fino. No entanto, conforme os dados recentes do Censo Demográfico de 2010 (IBGE 2012), a pirâmide etária mostrou uma alteração no seu formato (BIRD 2011), engrossando o tronco e afinando a base, resultado do envelhecimento da população¹. Este aumento dos anos de vida pode ser justificado por alguns fatores, dentre os quais, os benefícios proporcionados pelos avanços da medicina, em especial os que resultaram na redução das taxas de mortalidade e de fecundidade, e a maior cobertura dos programas sociais e dos programas previdenciários, o que tem levado a uma reestruturação do mercado de trabalho, dividindo-o em segmentos cada vez mais consolidados. (Wajnman et al. 2004; Liberato 2003; Pérez et al. 2005; Kon 2006).

A mudança demográfica e seus impactos no mercado de trabalho tem sido alvo de pesquisas no Brasil. Todavia, especificamente sobre a população idosa no mercado de trabalho brasileiro ainda são poucos os estudos sobre o tema que, de uma forma geral, têm se concentrado na questão da ampliação da oferta de trabalho, com destaque para os trabalhadores aposentados e seus determinantes salariais.

No referente à ampliação da oferta de mão de obra com a permanência (ou retorno) dos trabalhadores aposentados ao mercado de trabalho, Liberato

¹ Embora este fenômeno seja mundial, nos países desenvolvidos esse processo ocorreu de forma mais lenta ao longo dos anos, enquanto na América Latina têm ocorrido com taxas de crescimento elevadíssimas (Truelsen et al., 2001).

(2003) destaca o aumento de 25% para 33% da taxa de atividade dos homens aposentados, com idade entre 40 e 80 anos, durante as décadas de oitenta e noventa. Queiroz et al. (2012) destacam que a média de atividade no período de 1995 a 2009 foi de 29,4% e 35,1% para aposentados e não aposentados, respectivamente. Já no que respeita o rendimento do trabalhador, Liberato (2003), ao relacionar a força de trabalho pós-aposentadoria aos níveis de escolaridade, idade e valor do benefício recebido, concluiu que os trabalhadores que se mantêm no emprego depois da aposentadoria são mais jovens e com menor valor de benefícios, sugerindo que dentre as razões que o levam a continuar trabalhando mesmo depois de aposentado está a necessidade de complementação de renda sobre o valor da aposentadoria. Carrera-Fernandez e Menezes (2001) reforça que a inserção dos idosos no mercado de trabalho está relacionada à renda do trabalho principal e a outras rendas não vinculadas ao trabalho. Blau (1994) destaca que parte dos trabalhadores aposentados opta por reduzir as horas trabalhadas e permanecer no mercado de trabalho por mais tempo.

Neste contexto, o objetivo do artigo é analisar o impacto dos rendimentos de aposentadoria no salário dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro. Assim, o trabalho se propõe a comparar dois grupos de trabalhadores que contêm características observáveis comuns, sendo, um grupo formado por trabalhadores que recebem algum rendimento de aposentadoria e que exercem algum tipo de atividade econômica (Grupo 1 – Grupo Tratado) e o outro grupo formado por trabalhadores que possuem as mesmas características observáveis e que exercem algum tipo de atividade econômica, mas que não recebem rendimento de aposentadoria (Grupo 2 – Grupo Controle). A amostra será restrita aos indivíduos com idade entre 60 e 80 anos².

A importância deste estudo baseia-se na discussão acerca do salário de reserva dos trabalhadores idosos que possuem um rendimento adicional, no caso, o benefício da aposentadoria. Dado que, segundo a Teoria Neoclássica da oferta de mão de obra, haverá um nível de salário abaixo do qual o trabalhador não participará do mercado de trabalho, seria factível supor que, quanto maior for o montante da renda oriunda do não trabalho (por exemplo, o benefício da aposentadoria) maior seria o seu salário de reserva. Por outro lado, a necessidade de complementação de uma renda mínima necessária a sobrevivência do trabalhador, poderá leva-lo a aceitar ofertas salariais mais baixas³.

Além desta introdução, o trabalho encontra-se dividido em mais quatro seções. A seção 2 reporta-se a análise do perfil da população idosa no Brasil. A seção 3 refere-se ao procedimento metodológico adotado, especificamente, ao uso da metodologia Propensity Score Matching (PSM) e da determinação

2 A escolha baseia-se na atual legislação brasileira que permite ao trabalhador do sexo feminino solicitar sua aposentadoria a partir dos 60 anos. Ademais, buscou-se uma faixa de idade capaz de tornar os grupos populacionais o mais próximo possível.

3 Cabe ressaltar que a discussão sobre as variáveis que interferem no salário de reserva é bastante complexa, ultrapassando os limites das discussões teóricas deste estudo. Para maiores detalhes ver Bojas (2012) e Pencavel (1986).

do Average Treatment Effect on the Treated (ATT), além da base de dados utilizada. A seção 4 é destinada as discussões dos resultados. Por fim, a seção 5 refere-se às considerações finais.

2. O idoso no mercado de trabalho brasileiro e a Previdência Social

A preocupação social com o envelhecimento da população está presente nos vários debates na forma de fóruns e encontros nacionais que começaram a acontecer mais efetivamente a partir a década de 90. Dados da Organização Mundial da Saúde (OMS) revelam que em 2025 o Brasil será o sexto país do mundo, em número de idosos (OPAS 2005). Nos últimos anos vários trabalhos foram realizados, principalmente envolvendo questões relacionadas à Previdência Social⁴.

Em 1991, o Governo Federal instituiu o Plano de Benefícios da Previdência Social, alterando algumas regras da aposentadoria, dentre as quais o valor do benefício e a permissão da aposentadoria do trabalhador sem o desligamento ou afastamento do local do trabalho. Para Furtado (2005) e Gasparini et al. (2007), as ações do governo são responsáveis pela alteração observada na proporção de idosos ativos a partir da década de 90. Mais recentemente, em 2012, o total de pessoas economicamente ativas, com mais de 60 anos, representava cerca de 4,0% da força de trabalho contra 3,45 em 2001.

A inserção do idoso no mercado de trabalho é uma tendência mundial. Segundo Queiroz e Ramalho (2009), os índices de participação são crescentes e apontam para cerca de 1,9 bilhão de idosos no mundo em 2050, podendo chegar a um terço da população nos países mais desenvolvidos. O último Censo Demográfico (IBGE 2012), no referente à expectativa de vida do brasileiro, mantém os índices de envelhecimento em constante crescimento, de modo que, nos últimos noventa anos a expectativa de vida do brasileiro mais do que dobrou, chegando em 2013 a 73,1 anos. Tal evolução repercute diretamente no mercado de trabalho visto que o envelhecer com saúde permite que o trabalhador chegue ao tempo da aposentadoria com disposição para continuar produtivo e ativo no mercado de trabalho. Esta disposição é justificada como um dos motivos que explicariam o retorno do aposentado ao mercado de trabalho e/ou a sua permanência mesmo após a aposentadoria.

O aumento da esperança de vida do brasileiro obrigou o Governo a realizar alterações nos planos de aposentadoria da previdência social a fim de evitar que o sistema entrasse em colapso. A Constituição de 1988 foi responsável

4 Pode-se citar a Universidade de São Paulo-USP, através de da Universidade Aberta à Terceira Idade-UATI, a Universidade de Brasília-UNB, através do Núcleo de Estudos e Pesquisas da Terceira Idade-NEPTI, a Universidade Federal de Sergipe através do Núcleo de Pesquisas e Ações da Terceira Idade-NUPATI; Universidade Federal do Estado de São Paulo-UNIFESP, Universidade Metodista do Estado de São Paulo- UMESP, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo- PUCSP, Universidade Presbiteriana Makenzie, dentre outras.

pela equiparação dos benefícios (rural e urbano) e pelo piso unificado igual a um salário mínimo para todos os benefícios previdenciários e assistenciais. Em seguida, vieram várias reformas da Previdência com o objetivo de suportar as novas demandas financeiras que surgiram com a referida Constituição. Anteriormente, o salário da aposentadoria era composto apenas pela média dos últimos 36 salários de contribuição⁵ ao Instituto Nacional da Seguridade Social - INSS. Após várias reformas nas regras de benefícios da previdência, foi criado o fator previdenciário, baseado na expectativa de vida e na média sobre os valores dos últimos 180 salários de contribuição⁶. Os benefícios previdenciários do Regime Geral da Previdência Social (RGPS) são distribuídos em duas categorias: previdenciários e acidentais. De acordo com o boletim estatístico do Instituto Nacional de Seguridade Social (INSS, 2013), as aposentadorias representam 25,35% dos benefícios previdenciários do RGPS, destes, cerca de 14,18% são destinados para aposentadorias por idade, 6,90% para aposentadorias por tempo de contribuição e 4,27% para aposentadorias por invalidez. O perfil demográfico dos aposentados, segundo o boletim do INSS (2013), é formado em sua maioria por residentes da zona urbana (54%), cujo valor da renda média para os aposentados por idade se situa entre R\$ 928,52, na zona urbana, e R\$ 679,57, na zona rural. Já em relação aos aposentados por tempo de contribuição, o valor da renda média na zona urbana é de R\$ 1.604,84 e de R\$ 801,71 na zona rural⁷.

Estes rendimentos, apesar de bastante díspares conforme a zona de residência (urbana ou rural) são fundamentais para minimizar os efeitos da desigualdade de renda, além de servir de fonte de renda para parcela considerável da população. Estudos sobre o impacto dos rendimentos de aposentadoria no mercado de trabalho têm constatado que as aposentadorias e pensões cumprem um importante papel no rendimento das famílias mais pobres e das áreas rurais, contribuindo principalmente para a redução da pobreza nas regiões mais precárias do país (Maia et al. 2008). Outra questão importante é destacada por Hoffmann (2010) que argumenta que o rendimento de aposentadorias e pensões também contribui para aumentar a escolarização dos indivíduos jovens, postergando sua inserção no mercado de trabalho.

3. Procedimento Metodológico

3.1 Propensity Score Matching

Como procedimento metodológico utilizou-se a técnica de pareamento e probabilidade denominada Propensity Score Matching (PSM). O Propensity

5 O tempo de contribuição era de 30 anos para as mulheres e de 35 para os homens

6 Para maiores informações consulte: Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991 e alterações posteriores; Lei nº 10.666, de 8 de maio de 2003 e alterações posteriores; Decreto nº 3.048, de 6 de maio 1999 e alterações posteriores; Instrução Normativa INSS/PRES nº 45, de 06 de agosto de 2010.

7 Boletim Estatístico do INSS de Março de 2013.

Score Matching é considerado um dos mais eficientes métodos de pareamento utilizado para comparar dois grupos de indivíduos com características observáveis comuns, sendo já bastante difundido na literatura⁸. De uma forma geral, o PSM é utilizado para medir e avaliar o impacto de medidas sociais, experimentos na área de medicina e em testes de efeitos de medicamentos⁹.

Para a formação dos grupos a serem analisados é fundamental que sejam selecionados indivíduos com características semelhantes. Primeiramente tem-se que atentar para o fato de que nem todas as características de uma pessoa podem ser observadas visto que existem aspectos individuais que não são observados, como a determinação e o desejo. A comparação de características observáveis ou elementos observáveis fornece um padrão chamado de método contra factual, que dependerá do maior número possível de características observáveis entre dois indivíduos.

O propensity score é definido por Rosembaum e Rubin (1983) como a probabilidade condicional de um grupo receber o tratamento dado às diversas características em comum. Considerando, inicialmente, a seguinte função probabilidade:

$$p(x) = P(D = 1 | X) = E(D | X) \quad (1)$$

Onde, $D = \{0, 1\}$ é um indicador de exposição a um tratamento e X é um vetor multidimensional de características do tratado. É possível demonstrar que, se a exposição ao tratamento for aleatória dentro de células definidas por X , ela também é aleatória dentro das células definidas pelos valores de uma variável unidimensional $p(x)$ ¹⁰.

Em seguida, definindo-se a variável $Y_i(D_i)$ como sendo os resultados potenciais nas duas situações de tratamento, de modo que $Y_i(1)$ é o valor da variável resultado para o indivíduo i sujeito ao tratamento e $Y_i(0)$ é o valor da variável resultado para o indivíduo i não sujeito ao tratamento, tem-se uma expressão geral para a variável resultado que pode ser expressa como:

$$Y_i = D_i(Y_i(1)) + (1 - D_i)Y_i(0) \quad (2)$$

Assim, o efeito causal do tratamento para o indivíduo i pode ser escrito como:

$$\Delta_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (3)$$

O segundo valor do lado direito da expressão não pode ser calculado pois o mesmo não é observado dado que é decorrente do valor da variável resultado para o indivíduo i caso ele não tivesse sido submetido ao tratamento. Se o propensity score $p(x)$ é conhecido, então o efeito médio do tratamento so-

⁸ Para aprofundamento dos métodos de pareamento ver Rosenbaum (2002) e Rosenbaum e Rubin (1983).

⁹ Ver Barros, Mendonça e Santos (1999), Coma (2012) e Menezes-Filho (2012).

¹⁰ Ver Rosembaum e Rubin (1983).

bre os tratados - Average Treatment Effect on the Treated (ATT) - pode ser observado como resultado das probabilidades de tal fenômeno.

Após a estimação do ATT, será feita a análise de sensibilidade em ATT para verificar o grau de robustez do modelo. A análise de sensibilidade calcula o “quanto” de vies de seleção poderá estar presente a fim de tornar aceitável a hipótese nula de que não há efeito de tratamento¹¹. A análise é feita com base em três pontos: (a) a magnitude do valor estimado para o ATT; (b) seu sinal e (c) sua significância estatística. Se os resultados obtidos com a nova especificação forem similares aos resultados alcançados através do modelo original então, pode-se considerar que as estimativas são robustas a pequenas mudanças na especificação do modelo.

Segundo Dehejia (2005), caso os resultados sejam altamente sensíveis a mudanças na especificação, então tal método pode se tornar inválido. Ainda de acordo com o autor, mesmo na falta de um experimento aleatório, deve-se hesitar em adotar estimativas que sejam sensíveis à especificação do escore de propensão. Caso a estimativa apresente sinal positivo, então o impacto é a favor do grupo de tratamento, caso contrário, o efeito é contrário.

Vale lembrar que este método calcula o ATT subtraindo-se o valor médio do resultado para os não tratados do valor estimado para os tratados. Apesar de o teste ser considerado abrangente, algumas críticas podem ser feitas em relação à possibilidade de existir um elemento não observável, que pode estar influenciando os resultados, dentro do resíduo da amostra. De acordo com Diprete e Gangl (2004), o problema pode ser resolvido com outros testes através da análise de sensibilidade. A robustez dos resultados e do método de trabalho é verificada pelo método de heterogeneidade não observada, proposto por Rosenbaum (2002).

O método identifica dois indivíduos com características observáveis, denominados de i e j , dentro de uma distribuição logística. As razões de probabilidades para os indivíduos é dada por:

$$\frac{\theta_i}{1 - \theta_i} \text{ e } \frac{\theta_j}{1 - \theta_j} \quad (4)$$

e o grau de associação entre eles é:

$$\frac{\frac{\theta_i}{1 - \theta_i}}{\frac{\theta_j}{1 - \theta_j}} = \frac{\theta_i(1 - \theta_j)}{\theta_j(1 - \theta_i)} = \exp[\gamma(\mu_i - \mu_j)] \quad (5)$$

¹¹ Segundo Diprete e Gangl (2004), a metodologia empregada inicia-se com a estimativa do ATT utilizando métodos de pareamento (o escore de propensão), baseado na hipótese de independência condicional. No passo seguinte postula-se a existência de uma variável omitida Z , que afeta a probabilidade de participação no programa (i.e., a probabilidade de $D=1$), condicional em X . Conforme o impacto potencial de Z sobre D (expresso em termos dos limites das odds ratio) torna-se mais forte, o intervalo de confiança dos efeitos estimados amplia-se, e o nível de significância do teste da hipótese nula, de que não há efeito de D sobre Y , aumenta (i.e. o p-valor eleva-se).

Se os indivíduos possuírem as mesmas características observáveis, então o vetor x se cancela. Deste modo, se não houver diferenças nas variáveis não observadas então $\mu_i - \mu_j = 0$ e, ainda se estas variáveis não influenciarem os resultados $\gamma = 0$, o grau de associação será igual a 1, implicando a não existência de viés de seleção. Caso contrário, existe a possibilidade de alguma característica não observável estar influenciando os resultados.

Os limites de Rosenbaum são expressos pela desigualdade:

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{\theta_i(1 - \theta_j)}{\theta_j(1 - \theta_i)} \leq e^\gamma \quad (6)$$

Sendo assim, indivíduos aparentemente similares podem diferir em suas probabilidades para um valor até $e^\gamma = 2$. Segundo Rosenbaum (2002), o valor do exponencial “ γ ” expressa a medida do grau de ruptura de uma amostra livre do viés de seleção. Assim, o método permite a expansão do intervalo de comparação das possíveis características não observáveis, até atingir o limite que a amostra suporta sem afetar os resultados das variáveis observáveis.

3.2 Base de dados

A base de dados será oriunda da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2011. A amostra será formada por dois grupos de trabalhadores com idade entre 60 e 80 anos: Grupo 1, formado por trabalhadores que recebem algum rendimento de aposentadoria e que exercem algum tipo de atividade econômica (Grupo tratado); Grupo 2, formado por trabalhadores que possuem as mesmas características observáveis e que exercem algum tipo de atividade econômica, mas que não recebem rendimento de aposentadoria (Grupo controle).

No referente à definição de aposentado, a PNAD (2011) considera como aposentado a pessoa que, na semana de referência da pesquisa, é jubilada, reformada ou aposentada pelo Plano de Seguridade Social da União ou por instituto de previdência social federal (Instituto Nacional do Seguro Social - INSS), estadual ou municipal, inclusive pelo Fundo de Assistência e Previdência do Trabalhador Rural - FUNRURAL. Neste estudo foi considerado como aposentado àqueles indivíduos que recebe rendimentos de aposentadoria.

O INSS oferece quatro formas diferentes de aposentadoria ao trabalhador brasileiro: a) Aposentadoria especial - concedida ao trabalhador que exerce função de risco prejudicial à sua saúde ou à sua integridade física; b) Aposentadoria por idade – concedida de forma distinta, entre dois grupos, os trabalhadores urbanos e rurais; c) Aposentadoria por invalidez - concedida aos trabalhadores que por algum motivo foram considerados pela perícia da Previdência Social como impossibilitados de exercer uma profissão que gere

renda pela força de trabalho; d) Aposentadoria por tempo de contribuição - concedida aos trabalhadores que contribuíram por pelo menos 35 anos, se for homem e, por 30 anos, se for mulher. Existe, ainda, a possibilidade de o trabalhador requerer sua aposentadoria fazendo a combinação do tempo de contribuição com a idade mínima.

4. Resultados e Discussões

4.1 Análise descritiva

A amostra da pesquisa é composta por 36.001 trabalhadores ocupados, com idade entre 60 e 80 anos, sendo 22.866 (63,1%) pertencente ao Grupo 1 (trabalhadores aposentados e ocupados – Grupo tratamento) e 13.135 (36,9%) pertencente ao Grupo 2 (trabalhadores não aposentados – Grupo controle). Os dados relativos a amostra e as variáveis de análise estão descritos na Tabela 1, em valores absolutos e percentuais, em relação a cada um dos grupos citados.

A análise descritiva será feita com base nos dois grupos, de forma comparativa. Primeiramente, observa-se que o número relativo de trabalhadores ocupados é maior dentro do grupo dos não aposentados (38,3%) comparativamente ao do grupo dos aposentados (24,5%). A maior participação ocupacional do grupo dos não aposentados é um resultado esperado dado a maior necessidade destes trabalhadores em auferir algum rendimento. De forma similar, mas sob outra visão, a participação dos trabalhadores aposentados no mercado de trabalho, segundo Camarano (2001), Maia (2008) e Queiroz e Ramalho (2009), é explicada pela necessidade de complemento da renda da aposentadoria.

Em relação ao sexo do trabalhador, o resultado encontrado merece uma atenção especial. Embora a participação das mulheres seja maior nos dois grupos estudados, a diferença percentual observada no grupo dos aposentados é mínima, enquanto que para o grupo dos não aposentados a diferença é significativa (64,7% contra 35,3% dos homens). Tal fato pode estar relacionado, por um lado, as maiores oportunidades de trabalho criadas para as mulheres (Scorzafave e Menezes-Filho 2005) e, por outro, a possíveis atributos não-observados que influenciariam diretamente o adiamento da aposentadoria (Queiroz et al., 2008).

Em relação à condição de chefe na família, o maior percentual está no grupo dos aposentados (67,4% contra 57,0% do grupo dos não aposentados). A explicação pode ser justificada pela necessidade de complemento do valor da aposentadoria, conforme Maia (2008).

TABELA 1. ANÁLISE DESCRITIVA DA AMOSTRA DE TRABALHADORES OCUPADOS. 2011.

Variáveis	Grupo 1 - Tratado Aposentados		Grupo 2 - Controle Não Aposentados	
	Abs.	%	Abs.	%
Ocupado	5.595	24,47	5.033	38,32
Chefe	15.377	67,43	7.489	57,01
Sexo				
Masculino	11.415	49,92	4.636	35,30
Feminino	11.451	50,08	8.499	64,70
Raça				
Branco	11.959	52,30	6.460	49,18
Não branco	10.907	47,70	6.676	50,82
Faixa de idade				
De 76 a 80 anos	3.487	15,25	1.160	8,83
De 66 a 70 anos	6.598	28,85	2.721	20,72
De 71 a 75 anos	5.073	22,19	1.792	13,64
De 76 a 80 anos	3.487	15,25	1.160	8,83
Escolaridade (anos de estudo)				
Menos de 1 ano	7.119	31,13	3.717	28,29
De 1 a 4 anos	8.928	39,04	5.126	39,03
De 5 a 9 anos	2.271	9,93	1.735	13,21
De 10 a 12 anos	2.548	11,15	1.664	12,67
Mais de 12 anos	2.000	8,75	893	6,80
Região				
Norte	2.360	10,32	1.713	13,04
Nordeste	6.873	30,06	3.373	25,68
Sudeste	7.156	31,30	4.670	35,56
Sul	4.531	19,81	1.964	14,95
Centro Oeste	1.946	8,51	1.415	10,77
Zona Urbana	18.361	80,30	12.100	92,12
Zona Rural	4.505	19,70	1.035	7,88
Renda Média (R\$)	1.060,46		1.435,91	
Horas de Trabalho*	32		40	
Total (obs.)	22.866		13.135	

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD, 2011.

* Número médio de horas de trabalho na semana de referência.

Em relação à faixa etária, a maior concentração está entre os trabalhadores com idade entre 60 e 65 anos. Este resultado já era esperado, em virtude do próprio ciclo de vida laboral do trabalhador. É importante destacar o elevado percentual observado para esta faixa etária (entre 60 e 65 anos) no grupo dos não aposentados (56,8%) pode estar sendo influenciado pelos trabalhadores que ainda não solicitaram (ou ainda não possuem direito) a requerer sua aposentadoria por contribuição, por exemplo.

No referente à renda média e às horas médias de trabalho, os resultados mostram que o grupo dos aposentados ocupados tem renda média (R\$ 259,48 contra R\$ 550,20) e horas médias de trabalho (2,62 contra 3,08 horas) inferior ao grupo dos não aposentados ocupados. Estes resultados podem indicar que a renda proveniente da aposentadoria permite aos trabalhadores um número menor de horas para realização do trabalho semanal, de modo que, a renda do trabalho também é menor.

Por fim, em relação às variáveis escolaridade, raça e região, os percentuais entre os dois grupos não diferem significativamente.

4.2 Análise econométrica

A análise econométrica do Propensity Score Matching (PSM) e o cálculo do impacto do tratamento (no caso, o recebimento dos rendimentos de aposentadoria) sobre o salário do trabalho (Average Treatment Effect on the Threat - ATT) é feita a partir do pareamento estratificado da amostra. O método de pareamento dividiu a variação dos escores de propensão em intervalos de forma que, em cada intervalo, as unidades tratadas (Grupo 1) e de controle (Grupo 2) apresentassem, em média, a mesma probabilidade de receber o tratamento (receber o rendimento de aposentadoria). O pareamento da amostra teve como base de referência as características observáveis (sexo, chefe, raça, região, faixas de idade, anos de estudo e região metropolitana) dos dois grupos estudados¹².

Os resultados da estimação podem conter a existência de viés oculto na amostra. Para que o pareamento seja consistente e com a menor possibilidade da existência de vieses foram realizados testes específicos. Segundo Diprete e Gangl (2004), um resultado pode ser considerado estatisticamente significativo, com maior possibilidade de robustez do pareamento se a amostra apresentar menos de 5% de viés no pareamento. A Tabela 2 retrata o percentual de redução de viés, antes e depois do pareamento, e comprova, na coluna viés, que o pareamento ocorreu de forma satisfatória visto que em praticamente todas as variáveis a redução o valor do viés se reduziu a índices inferiores a 5%, com exceção para a faixa etária dos 60 aos 65 anos que, após uma redução de 87,8%, ainda permaneceu com cerca de 5,8% de possibilidade de viés.

¹² A existência de colinearidade entre variáveis foi encontrada nos indivíduos com escolaridade superior a doze anos de estudo e na idade dos setenta e seis aos oitenta anos; amostras pertencentes à região centro oeste também apresentaram colinearidade e foram excluídas.

TABELA 2. PERCENTUAL DE REDUÇÃO DE VIÉS ANTES E DEPOIS DO PAREAMENTO - 2011.

Variáveis	Efeito	Grupo 1 Tratado	Grupo 2 Controle	Viés	Redução	t
Chefe	Não pareado	0,6725	0,6072	13,60	-	12,53
	Pareado	0,6724	0,6662	1,30	90,50	1,41
Sexo	Não pareado	0,4992	0,3530	29,90	-	27,15
	Pareado	0,4991	0,4883	2,20	92,60	2,32
Raça	Não pareado	0,5230	0,4918	6,20	-	5,70
	Pareado	0,5229	0,5134	1,90	69,60	2,03
Faixa Etária						
De 60 a 65 anos	Não pareado	0,3371	0,5681	-47,70	-	-43,86
	Pareado	0,3372	0,3653	-5,80	87,80	-6,30
De 66 a 70 anos	Não pareado	0,2886	0,2072	18,90	-	17,04
	Pareado	0,2885	0,2829	1,30	93,10	1,32
De 71 a 75 anos	Não pareado	0,2219	0,1364	22,40	-	19,97
	Pareado	0,2219	0,2087	3,50	84,50	3,45
De 76 a 80 anos	Não pareado	0,1525	0,0883	19,80	-	17,56
	Pareado	0,1525	0,1432	2,90	85,60	2,79
Escolaridade						
Menos de 1 ano	Não pareado	0,3113	0,2830	6,20	-	5,65
	Pareado	0,3114	0,3214	-2,20	64,80	-2,30
De 1 a 4 anos	Não pareado	0,3905	0,3903	0,00	-	0,04
	Pareado	0,3905	0,3675	4,70	-11762,50	5,06
De 5 a 9 anos	Não pareado	0,0993	0,1321	-10,30	-	-9,53
	Pareado	0,0993	0,0960	1,00	89,80	1,21
De 10 a 12 anos	Não pareado	0,1114	0,1267	-4,70	-	-4,34
	Pareado	0,1115	0,1157	-1,30	72,20	-1,43
Mais de 12 anos	Não pareado	0,0875	0,0680	7,30	-	6,55
	Pareado	0,0873	0,0994	-4,50	38,00	-4,44

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2011.

TABELA 2. PERCENTUAL DE REDUÇÃO DE VIÉS ANTES E DEPOIS DO PAREAMENTO - 2011. (CONTINUAÇÃO).

Variáveis	Efeito	Grupo 1 Tratado	Grupo 2 Controle	Viés	Redução	t
Região						
Norte	Não pareado	0,1032	0,1304	-8,50	-	-7,85
	Pareado	0,1032	0,1137	-3,30	61,60	-3,59
Nordeste	Não pareado	0,3006	0,2568	9,80	-	8,87
	Pareado	0,3006	0,2990	0,30	96,40	0,37
Sudeste	Não pareado	0,3130	0,3555	-9,00	-	-8,29
	Pareado	0,3130	0,3105	0,50	94,10	0,58
Sul	Não pareado	0,1982	0,1495	12,90	-	11,57
	Pareado	0,1981	0,1899	2,10	83,40	2,19
Centro Oeste	Não pareado	0,0851	0,1077	-7,70	-	-7,11
	Pareado	0,0851	0,0869	-0,60	92,30	-0,67
Zona Urbana	Não pareado	0,8030	0,9212	-34,80	-	-30,30
	Pareado	0,8031	0,7915	3,40	90,20	3,10

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD 2011.

Em seguida, na Tabela 3, consta o resultado do efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT). A análise de sensibilidade em ATT questiona o “quanto” de viés de seleção poderá estar presente a fim de tornar aceitável a hipótese nula de que não há efeito de tratamento. A análise é feita com base em três pontos: (a) a magnitude do valor estimado para o ATT; (b) seu sinal e (c) sua significância estatística.

Os resultados descritos na Tabela 3 mostram a existência de um diferencial significativo dos salários entre os grupos de tratamento (Grupo 1) e de controle (Grupo 2), favorável ao grupo de trabalhadores não aposentados (Grupo 2). Observe que a média salarial deste grupo é R\$ 629,05 contra R\$ 259,08 do grupo formado pelos trabalhadores aposentados. Em outras palavras, o valor médio do salário dos trabalhadores não aposentados é R\$369,97 superior à média dos salários dos trabalhadores aposentados. Portanto, o rendimento de aposentadoria parece exercer um impacto negativo sobre o salário do trabalhador, indicando que o trabalhador aposentado aceita uma oferta de emprego, com salário inferior, comparativamente, ao trabalhador não aposentado.

TABELA 3. EFEITO MÉDIO DO TRATAMENTO SOBRE OS TRATADOS (ATT). 2011.

Variável	Amostra	Grupo 1 Tratado	Grupo 2 Controle	Diferença	Probabilidade
Salário	Sem pareamento	259,48	550,20	-290,72	-14,96
	ATT	259,08	629,05	-369,97	-14,09

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD, 2011.

Um último procedimento refere-se à análise de robustez do método que foi verificada através do teste de análise de sensibilidade proposto por Rosenbaum (2002). O procedimento separa os indivíduos com as mesmas possibilidades de pareamento a partir das características observáveis presentes em cada sujeito da amostra.

Os resultados são analisados no quadro das probabilidades com valores para o grau de ruptura, que pode variar a partir de 1 para as características que não podem ser observadas entre os trabalhadores do grupo tratado e do grupo controle. A consistência do teste pode ser verificada elevando a variação gama do grupo até alcançar uma medida que afeta o sigma dos níveis de significância.

A possibilidade da existência de ruídos (elementos não observáveis presentes na amostra) que poderiam estar comprometendo o resultado do teste inicial deve ser levada em consideração, como elementos ocultos no erro amostral. Para captar estas possíveis variações, o teste de sensibilidade permite inserir uma variação do grau de ruptura com garantia de um estudo das probabilidades livre de viés. Desse modo, variando o grau de ruptura espera-se uma variação positiva ou negativa dos níveis de significância, dada a probabilidade da presença de viés presente na amostra que não foram detectados nas variáveis observáveis.

A Tabela 4 mostra os resultados da variação gama com variação de até 10 graus. Observa-se que a ruptura ocorre no grau 8 indicando a limitação do método com a inserção de elementos não observáveis no pareamento. Os resultados do teste de análise de sensibilidade de Rosenbaum reforçam a ausência de viés em possíveis características não observáveis para um grau de liberdade de até 7, indicando, portanto, que o pareamento é robusto. Como reforça Dehejia (2005), um valor muito próximo da unidade pode ser um indicativo de viés não observável que pode influenciar o resultado das características observáveis entre os grupos. Logo, o distanciamento da unidade é um parâmetro que dá ao resultado a confiança de que o pareamento se ajusta às características observáveis e mantém-se estável para efeito do tratamento.

TABELA 4 – ANÁLISE DE SENSIBILIDADE DOS LIMITES DE ROSENBAUM. 2011.

Gama	Sigma		Estimador		Intervalo	
	Positivo	Negativo	Superior	Inferior	Superior	Inferior
1	0	0	-601,13	-601,13	-604,57	-597,90
2	0	0	-654,79	-476,29	-656,68	-471,43
3	0	0	-678,02	-411,02	-679,77	-404,64
4	0	0	-693,33	-359,40	-695,37	-350,18
5	0	0	-708,61	-279,31	-711,25	-260,94
6	0	0	-718,73	-205,75	-720,58	-190,81
7	0	0	-724,37	-147,31	-725,64	-127,85
8	0	0,00000003	-728,07	-845,29	-729,35	-57,97
9	0	0,212773000	-731,09	-143,96	-732,31	194,37
10	0	0,999532000	-733,79	505,09	-734,94	824,98

Fonte: Elaboração própria com dados da PNAD, 2011.

Considerações Finais

Este artigo teve por objetivo comparar, através de atributos observáveis, o rendimento de dois grupos de trabalhadores, com idade entre 60 e 80 anos, no mercado de trabalho brasileiro. Para tal, fez-se uso de um método probabilístico que compara características observáveis comuns – Propensity Score Matching (PSM).

Conforme citado no artigo, o PSM é conhecido como uma técnica de pareamento e baseia-se na probabilidade dos grupos (indivíduos) apresentarem características semelhantes. Por isso, algumas críticas podem ser feitas em relação à possibilidade de existir um elemento não observável que pode influenciar o resultado na forma de um resíduo da amostra. Outra questão importante reporta-se a possível endogeneidade entre as variáveis de tratamento (rendimento de aposentadoria) e o output (salário no mercado de trabalho). A literatura econométrica retrata a dificuldade em minimizar os efeitos do viés causado por uma possível relação entre as variáveis, com alguns estudos sugerindo a possibilidade de uma modelagem com uso de Variáveis Instrumentais (IV); enquanto outros, como Nadal e Martins (2009), acreditam que o método de Propensity Matching Score é mais eficiente comparativamente à técnica de estimação de Variáveis Instrumentais (doravante VI) já que, além de corrigir o problema de endogeneidade da variável de tratamento, não exige o uso de instrumentos cuja eficácia e validades possam ser duvidosas, dificultando o processo de estimação.

Dada estas discussões metodológicas, os resultados encontrados no estudo indicam que o impacto dos rendimentos de aposentadoria interfere negativamente no valor da renda do trabalho. Ao mesmo tempo em que se constitui uma espécie de reserva de rendimento, os benefícios da aposentadoria faz com que o trabalhador aposentado se insira no mercado de trabalho aceitando um salário mais baixo, fazendo com que a média salarial do seu grupo etário (trabalhadores com mais de 60 anos) seja reduzida para valores inferiores ao salário mínimo. Os resultados mostraram que o recebimento do benefício oriundo da aposentadoria pode provocar uma redução nos rendimentos do trabalhador da ordem de 50% do salário de referência de um trabalhador não aposentado.

É importante deixar claro, contudo, que não se pretende, com isso, negar a importância da renda proveniente da aposentadoria na composição da renda familiar e na redução da pobreza, mas sim, apontá-la como um possível elemento responsável por esta diferença salarial entre os trabalhadores. Assim, como argumenta Damasceno e Cunha (2008), a redução no salário do trabalhador aposentado pode estar relacionada a segurança de um salário de reserva garantida pelo valor da aposentadoria ou apenas pela necessidade de sentir-se produtivo. Dessa forma, o retorno do trabalhador aposentado ao mercado de trabalho pode influenciar a renda do trabalho dos indivíduos com as mesmas características e que ainda não se aposentaram.

Por fim, é importante destacar a contribuição do estudo para a discussão acerca do comportamento do trabalhador aposentado ocupado no mercado de trabalho em relação ao seu salário. Os resultados aqui observados podem estar indicando para uma das duas vertentes citadas a seguir: 1. Parecem ir de encontro à hipótese de que quanto maior for o montante da renda oriunda do não trabalho (por exemplo, o rendimento de aposentadoria) maior seria o seu salário de reserva, logo, maiores seriam os salários recebidos, ou 2. Podem estar sugerindo que o rendimento recebido da aposentadoria não é suficiente para suprir as necessidades do trabalhador. Neste caso, o trabalhador permanece (ou retorna) ao mercado de trabalho, aceitando uma condição salarial inferior comparativamente àqueles que estão ocupados, mas que não recebem o benefício da aposentadoria.

Referências Bibliográficas

- BIRD (Banco Internacional para a Reconstrução e o Desenvolvimento) (2011). *Envelhecendo em um Brasil mais Velho*. Banco Mundial. Washington, D.C.
- BLAU, D. M. (1994). "Labor force dynamics of older men". *Econometrica*, v. 62 (1), pp. 117-156.
- BORJAS, G. J. (2012). *Labor Economics*. Mc Graw-Hill, 6ª Ed. New York.

- BRASIL. MINISTÉRIO DA PREVIDÊNCIA SOCIAL (2011). *Anuário Estatístico da Previdência Social: Suplemento Histórico (1980 a 2011)*. Brasília.
- CAMARANO, A. A. (2001). “O idoso brasileiro no mercado de trabalho.” *Texto para discussão n° 830*, IPEA.
- CARRERA-FERNANDEZ, J.; MENEZES, W.F. (2001). “O Idoso no Mercado de Trabalho: Uma Análise a Partir da Região Metropolitana de Salvador”. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32 (1), pp. 52-67.
- COMA, M. R. (2012). “Técnicas de evaluación de impacto: propensity score matching y aplicaciones prácticas con stata”. *Instituto de Estudios Fiscales*, doc. n° 2/2012. Madri.
- DAMASCENO, F. S.; CUNHA, M. S. (2008). *Determinantes da participação do idoso no mercado de trabalho brasileiro*. Apresentado no XI Encontro Regional de Economia - ANPEC-Sul. Área 2.
- DEHEJIA, R. (2005). “Practical propensity score matching: a reply to Smith and Todd”. *Journal of Econometrics*, v.125 (1-2), pp. 355-364.
- DIPRETE, T.; GANGL, M. (2004). “Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments”. *Sociological Methodology*, v.34 (1), pp.271-310.
- FURTADO, A. (2005). *A participação do idoso no mercado de trabalho*. Consultoria Legislativa. Câmara dos Deputados. Brasília.
- GASPARINI, L.; ALEJO, J.; HAIMOVICH, F.; OLIVIERI, S.; TORNAROLLI, L. (2007). “Poverty among the elderly in Latin America and the Caribbean”. *Background paper for the World Economic and Social Survey 2007: The World Ageing Situation*. Universidad de la Plata.
- HOFFMANN, R. (2010). “Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio.” *Revista Economia e Sociedade*, v. 19 (38), pp. 201-209. Campinas.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico/2010*. URL [on-line]: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/default.shtm>>. Acesso em: 10 jul. 2013.
- INSS - Instituto Nacional de Seguridade Social (2013). *Boletim Estatístico da Previdência Social – BEPS*. Ministério da Previdência Social, v. 18(3).
- KON, A. (2006). “Mudanças recentes no perfil da distribuição ocupacional da população brasileira”. *Revista brasileira de estudos de população*, v.23, pp. 247-267.
- LIBERATO, V.C. (2003). “A oferta de trabalho masculina pós-aposentadoria”. *Brasil Urbano - 1981/2001. 78 f. Dissertação de Mestrado em Demografia*. Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais.
- MAIA, A.G.; OLIVEIRA, M. M.; BALLINI, R.; DEDECCA, C. S. (2008). “Impacto dos rendimentos de aposentadoria e pensão na redução da pobreza rural”. *SOBER - GT*, v. 11.
- MENEZES-FILHO, N. (org) (2012). *Avaliação econômica de projetos sociais*. Fundação Itaú. Dinâmica Gráfica e Editora. São Paulo.

- MOURA, C. S.; CUNHA, M. S. (2010) “Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não-idoso no mercado de trabalho brasileiro”. *A Economia em Revista – AERE*, v.18(2).
- NADAL, R., MARTINS, R. (2009) “Efeitos de mudanças liberalizantes da conta de capital sobre o crescimento: uma abordagem de avaliação de políticas públicas”. *XXXVII Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*. Foz do Iguaçu, PR.
- OLIVEIRA, F. E. B.; BELTRÃO, K. I.; FERREIRA, M. G. (1997). “Reforma da Previdência”. *Texto para Discussão 508*. Rio de Janeiro: IPEA.
- OPAS (Organização Pan-Americana da Saúde). (2005). “Envelhecimento ativo: uma política de saúde”. Título original inglês: Active ageing: a policy framework. WHO/NMH/NPH, tradução de Suzana Gontijo. Organização Pan-Americana da Saúde, 60p. Brasília.
- PENCAVEL, J. (1986). “Labor supply of men: A survey”. In: ASHENFELTER, O.; LAYARD, R. (Eds). *The Handbook of Labor Economics*. Elsevier, v. 1. Amsterdam.
- PÉREZ, E. R.; WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A. M. H. C. (2006). “Análise dos determinantes da participação mercado de trabalho dos idosos em São Paulo”. *Revista Brasileira de Estudos de População*. São Paulo, v. 23 (2), pp. 269-286.
- PNAD (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios) (2011). URL [on-line]: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/default.shtm>>. Acesso em: 10 jul. de 2013.
- QUEIROZ, V. S.; RAMALHO, H. M. (2009). “A Escolha Ocupacional dos Idosos no Mercado de Trabalho: Evidências para o Brasil”. *Revista Economia*.
- REIS, P. R. C. (2012). “Política Pública de Previdência Social e Nível de Bem Estar: Impacto sobre as famílias e municípios do Minas Gerais”. *Magister Scientiae*. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa.
- ROSENBAUM, P. (2002). “Observational Studies”. *Springer*, New York.
- ROSENBAUM, P.; RUBIN D.B. (1983). “The Central role of the propensity score in observational studies for causal effects”. *Biometrika*, v.70 (1), pp.41-55.
- SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. (2001). “Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31 (3), pp. 441-478.
- TRUELSEN, T.; BONITA, R.; JAMROZIK, K. (2001). “Surveillance of stroke: a global perspective”. *International Journal of Epidemiology*, v. 30, s11-s12.
- WAJNMAN, S.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; OLIVEIRA, E. L. (2004). “Os Idosos no Mercado de Trabalho: Tendências e Consequências”. URL: [on-line]: <https://ipea.gov.br/agencia/images/stories/PDFs/.../Arq_23_Cap_14.pdf>. Acesso em: 20 ago. de 2013.

Recebido em: 11 de setembro de 2013

Aceito em: 19 de maio de 2014

Divida Pública e Absorção de Capital de Empréstimo: Elementos para Análise da Atual Crise Financeira Mundial

José Raimundo Barreto Trindade¹

Resumo: Este artigo se propõe analisar especificamente a função que a dívida pública das economias centrais cumpre de “absorver capital de empréstimo”, ou seja, retirar parcela da massa de valores monetários da economia e recondicioná-las na forma de títulos de capital fictício de elevada credibilidade, com consequências sobre a estrutura de dinheiro de crédito da economia capitalista global e sobre a própria estabilidade cíclica do sistema. Para isso analisam-se a forma Capital de Empréstimo e Capital Fictício, ressaltando a objetividade da análise marxista quanto aos fenômenos monetários ou mais apropriadamente creditícios; em seguida analisa-se a especulação, considerando a percepção de que os valores fictícios devam ser “reciclados” e que a especulação sucede do descolamento do crédito de sua base real, que é o crédito monetário; no momento seguinte aborda-se a interação entre sistema de crédito e sistema de dívida pública e, finalmente se desenvolve a anunciada função absorção de capital de empréstimo, observando-se que esta funcionalidade encontra limites frente ao “germe da crise futura muito mais violenta”.

Palavras-chave: Dívida Pública; Sistema de Crédito; Capital de Empréstimo; Marx.

JEL: B, B5, B51; H, H6, H69

1. Professor e Pesquisador vinculado ao Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Pará -UFPA

Public Debt and Absorption Loan Capital: Elements for the Analysis of the Current Financial Crisis

Abstract: *This article proposes to examine specifically the role that the public debt of the central economies meet to “absorb loan capital,” ie, removing part of the mass of the monetary values of the economy and recondition them in the form of equities fictional high credibility, with consequences on the structure of credit money of the global capitalist economy and the own stability of the cyclic system. For this we analyze the shape Loan Capital and Fictitious Capital, emphasizing the objectivity of the Marxist analysis regarding monetary phenomena or more appropriately credit, and then analyzes the speculation, considering the perception that the fictitious values must be “recycled” and that speculation succeeds of the decoupling of the credit of his real basis, which is credit money, the next moment discusses the interaction between system and credit system of public debt, and finally develops announced absorption function of loan capital , noting that this function is the front limits the “germ of future crisis much more violent.”*

Keywords: *Poverty; Spatial Analysis; Paranaense Economy.*

JEL: B, B5, B51; H, H6, H69

1. Introdução

A atual crise capitalista mundial expõe de forma bastante nítida a interação entre o crédito público e o modus operandi do sistema financeiro, demonstrando as particulares relações entre as finanças do Estado e o sistema de crédito global. A atual crise da dívida soberana estabelecida na Europa segue um rastilho que se inicia ainda na década de 80 quando da incapacidade de refinanciamento das chamadas economias emergentes, sendo que na década de 90 são particularmente agudas as crises localizadas: mexicana, russa, brasileira e que culmina na quebra da economia da Argentina em 2001¹.

Compreendemos que a análise das funções creditícias do sistema de dívida pública devem ser melhor investigadas sob o ponto de vista marxista, isso porque ela comparece como um sistema mais organizado e estável, regulando os fluxos de capital de empréstimo e capital fictício a partir da atuação do Banco Central e do Tesouro Nacional das principais economias capitalistas centrais, na atualidade especificamente EUA e Alemanha.

¹ Para um meticuloso levantamento das recorrentes crises, especialmente financeiras, nas últimas duas décadas e com diferentes interpretações, vale conferir: Serfati (2006); Belluzo (2009); Stiglitz (2010); Altwater (2010); Harvey (2011).

Neste artigo se propõe analisar especificamente a função que a dívida pública cumpre de “absorver capital de empréstimo”, ou seja, retirar parcela da massa de valores monetários da economia e recondicioná-las na forma de títulos de capital fictício de elevada credibilidade, com consequências sobre a estrutura de dinheiro de crédito da economia capitalista global e sobre a própria estabilidade cíclica do sistema. Essa tese relaciona-se ao que alguns autores marxistas vêm como um aparente paradoxo: a crescente dívida pública estadunidense como elemento de consolidação do sistema financeiro internacional (Serfati, 2006; Harvey, 2011).

O trabalho está dividido em seis partes além desta introdução. Na primeira seção analisa-se as formas Capital de Empréstimo e Capital Fictício, ressaltando a objetividade da análise marxista quanto aos fenômenos monetários ou mais apropriadamente denominados creditícios; no segmento seguinte analisa-se a especulação, considerando a percepção de que os valores fictícios devam ser “reciclados” e que a especulação sucede do descolamento do crédito de sua base real, que é o crédito monetário; a terceira seção destina-se a analisar brevemente a interação entre sistema de crédito e sistema de dívida pública; a quarta e quinta seções destinam-se a analisar a função absorção de capital de empréstimo e enunciar, respectivamente, como esta funcionalidade encontra limites frente ao “germe da crise futura muito mais violenta”, tal como a presente crise global se apresenta; finalmente traçam-se as considerações finais.

2. Capital de Empréstimo e Capital Fictício

O desenvolvimento da forma capital de empréstimo resulta da paulatina dissociação entre propriedade e uso da riqueza econômica, o que é característico das relações de produção capitalista. A primeira e mais importante manifestação desta dissociação se dá com a alienação da força de trabalho, que, ao transformar-se em mercadoria, dissocia propriedade e uso desta, que adquire um valor de troca para o trabalhador igual à taxa média de salário e um valor de uso para o capitalista referente à capacidade de produção de mais-valia.

O lucro, forma da mais-valia obtida pelo capitalista com a exploração do trabalhador produtivo, oculta, do mesmo modo, aquela relação de apropriação mediante o expediente da formação da taxa de lucro, uma magnitude que não contrapõe o excedente econômico (mais-valia) ao capital variável, real expressão da taxa de exploração, e sim pela contraposição da mais-valia ao capital total (constante e variável) adiantado na produção. Deste modo, o lucro e a taxa de lucro representam o passo seguinte de um processo de reificação econômica materializada na percepção vulgar de que o capital é capaz de per si produzir valor.

A forma juro constitui uma segunda potência dessa dissociação formal da

produção do valor em relação ao real processo de produção da riqueza material, passando a ser visto, conforme a teoria econômica quantitativista, como decorrente da natureza do capital. Como observou Marx (1985c, p. 1502): “o juro, e não o lucro, configura assim a geração de valor decorrente do capital como tal e, portanto, da propriedade do capital; daí ser visto [pelos economistas vulgares] como a renda especificamente gerada pelo capital”.

O capital de empréstimo é funcional à acumulação capitalista, mesmo sendo uma expressão relativamente autônoma do capital industrial. A sua funcionalidade relaciona-se não ao capital produtivo em si, mas à mobilidade do capital, resultante que é da ativação contínua de capital-dinheiro latente, possibilitado pelo sistema de crédito. Essa autonomia de fato tem que ser qualificada. Não há autonomia real do capital de empréstimo quanto ao capital produtivo no sentido de essa forma (capital de empréstimo) expandir-se independentemente (D-D’). Seu movimento oscilatório geral é dependente dos movimentos da acumulação reprodutiva e sua expansão real das reservas monetárias reais acumuladas no circuito de crédito.

A autonomia refere-se a dois fatores: i) as magnitudes de valores-renda que se amoedam e também alimentam a reserva monetária e, portanto, expandem o capital de empréstimo. Estas rendas (juros, renda da terra, poupanças salariais etc.) são provenientes de algum ponto do circuito reprodutivo; ii) a capacidade do sistema de crédito de aumentar a velocidade rotacional do capital, liberando para empréstimo novas parcelas de valores-capital. Ambos os movimentos determinam que o capital de empréstimo total da economia ande sempre à frente das demandas reprodutivas por capital de empréstimo e a essas necessariamente crescem as demandas não reprodutivas, o que pode de algum modo criar tensões no sistema.

O sistema de crédito como forma de mobilização do capital produtivo caminha lado a lado com a fomentação de outros diversificados usos do capital de empréstimo, desde o financiamento do Estado, por meio de emissão de títulos públicos, ao financiamento de capital fixo por emissão acionária, até o financiamento de recompra de títulos no mercado secundário, conformando uma impressionante massa de valores virtuais representados em diferenciadas formas de títulos ou direitos de propriedade.

Os grandes números que envolvem aquilo que diversos autores chamam de “acumulação financeira” (por exemplo, Harvey, 1990, 2008; Duménil, 2003, 2005; Chesnais, 1998, 2005) determinam um elevado grau de impressionismo na análise do sistema de crédito internacional: “No fim dos anos 90, o volume de ativos” (papéis de crédito diversos) “em posse do conjunto dos investidores institucionais ultrapassava US\$ 36 trilhões. Esses haveres representavam em

torno de 140% do PIB dos países da zona da OCDE” (Chesnais, 2005:43)². Esse processo encadeado de uso generalizado do crédito e de expansão relativamente autônoma do capital de empréstimo leva ao desenvolvimento da forma mais abstrata de capital: o capital fictício³.

O capital fictício é, portanto, uma forma específica do capital de empréstimo e cumpre funções específicas, mas em nome do capital de empréstimo. Sua existência em termos sistêmicos é nominal, em oposição ao seu valor real que foi completamente destruído (título público) ou assimilado ao capital acionário da empresa.

A importância do capital fictício encontra-se, em dois aspectos correlatos: i) por sua específica faculdade de mobilizar fundos que financiam, por um lado, grande parte do capital fixo da economia, como no caso do lançamento de ações, ou, como no caso dos títulos públicos, financia os gastos militares e o patrimônio do Estado e; ii) a desvalorização desses títulos e sua aquisição por novos proprietários são um dos principais mecanismos de transferência de riqueza e centralização de capital.

2.1 A mobilização de capital de empréstimo real

Uma das principais funções do capital fictício é a de mobilização de recursos capazes de financiar o “capital fixo” da economia e da infraestrutura pública. É sobre a base objetiva (valor de uso) do financiamento dessas duas formas de imobilização de riqueza, que se desenvolvem as principais formas de capital fictício (capital acionário e dívida pública).

Tanto o financiamento do capital fixo quanto o patrimônio estatal requerem expressivas magnitudes de riqueza acumulada. Por outro lado, na medida em que os valores envolvidos nestas formas de dispêndio apresentam, no caso do capital fixo, um tempo de retorno longo e, no caso dos gastos estatais, um não retorno (na medida em que dissipa completamente o valor original), o sistema de crédito se tornou vital para dar vazão às necessidades de investimento produtivo de longo prazo e para fazer frente aos crescentes gastos estatais.

O capital de empréstimo tem na sua forma monetária o principal atributo de flexibilidade para uso e mobilidade. Sua dimensão de ser valor-capital destinado a empréstimo (e não a venda) encontra nas duas formas – capital fixo e infraestrutura pública – barreiras a sua mobilidade, na medida em que necessita se converter em valores de uso específicos (“bens públicos”, ferrovias, maquinaria, etc.). Na medida em que o capital de empréstimo se

2 Harvey (2008, p.173) denomina de “financiarização” a expansão desregulada do sistema financeiro, sendo que “o volume diário total de transações financeiras nos mercados internacionais, que alcançava 2,3 bilhões de dólares em 1983, elevou-se a 130 bilhões por volta de 2001”. Serfati (2006, p.13) observa que a crescente desregulamentação e descompartmentalização dos mercados financeiros, somados a contabilidade criativa neoliberal “levaram à criação desenfreada de capital fictício”.

3 “The concept of capital as a whole moves from the category of ideas to an actual social category, as capitalist own capital in general, in its most abstract form, fictitious capital” (WEEKS, 198, p. 131).

compromete com esses específicos valores de uso, perde sua flexibilidade, ensejando barreiras ao processo de circulação do capital de empréstimo no interior do sistema de crédito, o que é parcialmente resolvido com a emissão dos títulos que constituem o capital fictício.

Essa função mobilidade do capital de empréstimo permitida pelo capital fictício decorre de suas características intrínsecas, ou seja, ao ser uma forma desmaterializada e facilmente transferível de propriedade, permite a maior integração possível dos diferentes circuitos de acumulação dispersos no espaço econômico capitalista mundial e, por outro lado, possibilita também, por meio da classificação feita pelas empresas de rating, o estabelecimento, por exemplo, de mecanismos de transferência de rendas globais de um circuito de acumulação mais mal classificado para um mais bem classificado⁴.

O principal mecanismo assinalado por Marx que possibilitaria a maior mobilidade dos recursos investidos em capital fixo é a emissão de capital acionário. Os títulos de ações oferecidos pelas empresas representam um montante de valor que tem por base o capital empregado na aquisição dos meios de produção, duplicando o valor gasto nesses meios produtivos. A oferta desses títulos garante a circulação de valores que somente se realizarão no futuro, porém assegurados em uma massa de valores de uso cuja capacidade de depreciação é relativamente independente da desvalorização dos papéis de representação de valor ou títulos de ação.

Posteriormente, no mercado de títulos, esses papéis se autonomizam relativamente, passando a ser negociados como uma mercadoria especial que, ao ser comprado, converte seu rendimento capitalizado pela taxa de juro em uma importância monetária que pode ser utilizada na aquisição de meios produtivos ou gasta como renda. Esse capital monetário existe como transferência de valor e para o vendedor do título implica reaver capital de empréstimo real.

O capital fictício constitui campo de aplicação do capital de empréstimo, portanto concorre diretamente com o capital produtivo pelos fundos disponíveis. O capital produtivo apresenta o duplo movimento de diástole e sístole monetária, atuando na alimentação do circuito e, ao mesmo tempo, retirando massa monetária necessária à aquisição das mercadorias produtivas (meios de produção e força de trabalho). Necessariamente o processo de contração monetária efetuada no ciclo produtivo (D) é inferior à expansão monetária decorrente desse mesmo capital, após o processo de valorização e realização da mais-valia ($D + \Delta D$).

4 As empresas de rating, como a Standard & Poor's, a Fitch Ratings e a Moody's, têm modelos próprios para classificação de risco e rentabilidade dos títulos. Nos EUA, por exemplo, os bancos utilizam a securitização de valores mobiliários como garantia para empréstimos de curto prazo tomados de administradores de fundos e outros tipos de investidores. De acordo com a Fitch Ratings "as operações de recompra garantidas por dívidas estruturadas normalmente rendem 50 pontos-base. As que são garantidas por títulos do tesouro dos EUA ou por papéis de agências (...) rendem apenas 5 e 15 pontos-base, respectivamente" (ALLOWAY, Valor Econômico, 06/02/2012, p. C2). Para uma análise crítica, mas não marxista, desse sistema de rating conferir Stiglitz (2010, p. 43-46).

O mercado financeiro, considerando suas principais instituições: o sistema bancário, o mercado de títulos da dívida pública e a bolsa de valores, possibilita uma contínua transformação de valores fictícios em valores monetários (dinheiro de crédito), alimentando o circuito produtivo de novo capital de empréstimo. Os títulos referentes ao capital fictício apresentam deste modo, uma posição restrita e limitada na circulação de créditos. Por um lado requer um mercado específico para sua realização como mercadoria (o mercado de títulos da dívida pública e a bolsa de valores), por outro, no âmbito do sistema bancário sua troca requer a intermediação de fundos que garantam sua remonetização, o que reflete o movimento autônomo, com características próprias de circulação e concentração desses valores fictícios.

2.2 A centralização do capital de empréstimo

A expansão do capital fictício como componente funcionalmente necessário à mobilização de valores que garantam a reprodução espiral crescente do capital estabelece importantes modificações na forma institucional de gestão e propriedade do capital⁵. A centralização do capital é uma decorrência direta do processo de titulação das dívidas, ou seja, a sua conversão em títulos, decorrente tanto da transformação da propriedade individual ou familiar em propriedade acionária quanto pelo controle das finanças do Estado.

Em momentos de crise no mercado monetário, esses títulos são duplamente desvalorizados, tanto pela elevação da taxa de juro, em função do comportamento da demanda e oferta de capital de empréstimo, quanto pela elevação da oferta específica desses ativos, cujos portadores nominais tentam se desfazer a fim de obterem recursos monetários para fazer frente às dívidas vincendas. Esse mecanismo de destruição de capital nominal da sociedade e a transferência de propriedade possibilitada por sua negociação é um importante aspecto a ser considerado, na medida em que a destruição deste tipo de valor de crédito não atinge os valores de uso (meios de produção), a redução nominal do capital social e a nova configuração mais centralizada da propriedade podem resultar até mesmo em condições reprodutivas mais favoráveis (Marx, 1985b, p. 932).

Ao analisar o capital fictício e a pirâmide de valores que caracteriza o sistema de crédito das finanças, um dos aspectos característicos desse sistema em crise refere-se a permanente “busca pela qualidade”⁶ dos títulos que compõem o capital bancário, isso ao mesmo tempo em que se reforça o caráter especulativo do sistema, algo que pode ser visto como um acelerado processo de reciclagem do capital fictício, como se verá a seguir.

5 Duménil&Lévy (2005, p.87) observam que a clássica relação de propriedade individual ou familiar das empresas há muito foi substituída pela “propriedade financeira das sociedades (quer dizer, exercida por intermédio da posse de títulos), em que o poder dos proprietários se concentra nas instituições financeiras”.
6 Em relação ao movimento de “fuga para a qualidade” Belluzzo (2010, p.122) enfatiza que em “uma crise financeira, como a que ora atravessamos, os títulos públicos dos países dominantes revelam sua natureza de ativos de última instância, abrigo em que encontra refúgio a angústia (...) dos possuidores e controladores privados da riqueza”. Interpretação semelhante pode ser constatada em Dupont&Sack (1999); Wray (2003); Chesnais (2005).

3. Especulação e Reciclagem de Capital Fictício

Deve-se considerar que, como elemento central do sistema de dívidas, todo e qualquer título remunerado por juro é a priori título sobre trabalho futuro, direito à parte dos valores de mercadorias ainda inexistentes, estando sujeito a três condições possíveis, independentes das condições efetivas de reprodução do capital real: i) remuneração regular com pagamento de juro sem oscilação do valor futuro (valor de face do título) em relação ao valor presente; ii) remuneração regular, porém com divergência entre valor presente e valor futuro, ou seja, valorização ou depreciação do título; iii) a completa desvalorização do título, que se manifesta na interrupção do pagamento da renda ou remuneração regular (default).

A possibilidade da ocorrência de qualquer uma das condições acima estabelece a base objetiva de especulação em torno dos títulos de capital fictício. A especulação é, antes de tudo, a exploração da variação dos preços, não a variação convencional e estritamente regulada pela lei do valor referente às mercadorias, e sim as oscilações bursáteis dos preços desses títulos⁷. O mercado especulativo existe como componente necessário da dinâmica geral de transformação dos capitais estagnados ou ociosos em fundos de reserva sob a forma de papéis, somente representativos de valores futuros, porém convertíveis em capitais monetários de empréstimo real para uso produtivo⁸.

As flutuações dos preços desses papéis estão relacionadas ao nível e à segurança dos seus rendimentos, fator dependente de aspectos objetivos e vinculados ao comportamento efetivo, seja do ciclo de negócios, seja do desempenho e lucratividade da empresa, ou as condições fiscais e macroeconômicas do país. Por outro lado, esses títulos, ao serem negociados nas bolsas de valores, podem sofrer efeitos puramente especulativos, alimentados pelos interesses de operadores e corretores da bolsa na valorização ou depreciação momentânea dos títulos em negociação. Hilferding (1985) refere-se às chamadas práticas de reporte, ou seja, a aquisição ou aluguel de títulos (ações ordinárias) com o objetivo de influenciar decisões executivas de uma corporação industrial por parte de um grande banco, por exemplo.

Outras práticas, formalizadas no âmbito das negociações da bolsa de valores, tais como a *backwardation* e o *contango*⁹, reforçam a percepção da bolsa de valores como espaço privilegiado de negociação e especulação dos títulos

7 Chesnais (2005, p. 60), com base em Lordon, trabalha com a “hipótese de insaciabilidade da finança”, ou seja, a “contradição entre valorização financeira exigida e valorização econômica possível”. Harvey (2008, p.173-178) utiliza o termo “acumulação por espoliação” para caracterizar outro aspecto desse mesmo processo: a transferência de riqueza líquida de pontos diversos do planeta para as mãos da “*haute finance*”.

8 “Esses títulos de dívida, emitidos em troca de capital originalmente emprestado e há muito tempo despendido, essas duplicatas em papel do capital destruído, servem de capital para os respectivos possuidores, na medida em que são mercadorias vendáveis e por isso podem ser reconvertidos em capital” (MARX, 1981b: p. 548) (grifos nossos).

9 *Backwardation* e *contango* são termos específicos do mercado financeiro londrino e se referem a postergação ou adiantamento da transferência de um título negociado em bolsa, a depender dos interesses de operadores (corretores) envolvidos no negócio (conferir SANDRONI, 2001).

de renda. Do mesmo modo, mecanismos atuais como chamado “mercado de recompra” (repo market) constitui parcela importante do setor bancário desregulamentado¹⁰. A formação de um mercado puramente especulativo, tendo como base os títulos de capital fictício, constitui, contraditoriamente, condição necessária à contínua conversão de títulos de propriedade sobre valores futuros em capital monetário a ser disponibilizado e utilizado produtivamente no presente¹¹.

O especulador não se vincula à lógica do capital reprodutivo, que é a obtenção do máximo lucro empresarial com base na diferença entre o preço de venda e o preço de produção de sua mercadoria. O ganho do especulador é tipicamente um lucro de alienação (profit upon alienation), ou seja, sua capacidade de, tendo domínio de informação ou influência sobre o mercado de títulos, estabelecer o melhor momento para comprar ou vender seus títulos¹². A diferença teórica central entre aquelas análises que tomam a especulação como derivada da “onisciência” do “agente especulador”, tal como está presente nas análises keynesianas dos “insiders e outsiders”¹³, e a análise marxista encontra-se justamente em localizar na categoria de capital fictício o pano de fundo objetivo para desenvolvimento da atuação do especulador.

Denominamos de reciclagem¹⁴ de capital fictício o movimento permanente de desvalorização (destruição) de títulos, sua substituição por novos títulos de capital fictício ou conversão de capital fictício em capital monetário. Esse processo de reciclagem de títulos de capital fictício é um movimento interno ao sistema de crédito, parcialmente regulado pelas autoridades monetárias, mesmo que em grande medida efetuado por meio de bancos e bolsas de valores.

A regulação desse mecanismo é fundamental para a manutenção “das propriedades monetárias” do dinheiro de crédito, evitando, até algum limite crítico, sua depreciação, mediante processo inflacionário. Marx (1981b, p. 593) faz a seguinte observação: “Depreciar o dinheiro de crédito (para não falarmos em destituí-lo imaginariamente das propriedades monetárias) abalaria todas as condições existentes. Por isso, sacrifica-se o valor das mercadorias, para assegurar que exista no dinheiro [de crédito] esse valor mítico e autônomo”.

Parece-nos que Marx entendia essa perda de propriedades monetárias com

10 O “mercado de recompra” (repo market) constitui parcela importante do setor bancário, abrange atividades e instituições financeiras desregulamentadas, sendo que o atual mercado de recompra dos EUA valeria algo em torno de US\$ 1,6 trilhão (ALLOWAY, Valor Econômico, 06/02/2012, p. C2).

11 “(...) a especulação com os títulos (...) cria um mercado acolhedor; dá assim a possibilidade para que outros círculos capitalistas [os que mantêm os títulos como reserva de valor] transformem seu capital fictício em capital real; cria, portanto, o mercado para operação do capital fictício e, com isso, a possibilidade da troca contínua de investimentos em capital fictício e sua contínua nova transformação em capital monetário”. (HILFERDING, 1985, p. 141).

12 Segundo Hilferding (1985:139), o especulador “não conserva os títulos na esperança de auferir lucros elevados – isso faz o capitalista inversionista –, mas procura ganhar mediante a compra e venda de seus títulos”.

13 Bastante ilustrativo é o trabalho de Kindleberger (2000).

14 Reciclagem é aqui utilizado propositadamente. Segundo o dicionário Aurélio, reciclar significa: “reaproveitar (material usado) ou atualizar (conhecimento)”. Estamos utilizando o termo com os dois sentidos, pois, ao mesmo tempo em que se reaproveita algo já utilizado, atualiza-se sua forma, mediante nova emissão ou resgatando sua forma monetária.

o sentido de inflação. Deve-se notar que a depreciação do dinheiro de crédito relaciona-se à desvalorização dos títulos de dívida em geral, o que determina um conjunto expressivo de problemas, desde mudanças no controle patrimonial, podendo afetar a acumulação real caso o processo falimentar de empresas leve à completa paralisação de suas atividades produtivas.

Sustentamos que o processo de regulação da reciclagem de capital fictício se dá principalmente mediante interferência do Estado, pela compra e venda de títulos públicos no mercado secundário de títulos públicos (open market) e com o uso necessário de reservas monetárias (via receita fiscal) para conversão de parcela dos valores fictícios em valores reais.

Esse mesmo processo, observado muito embrionariamente por Hilferding (1985), é que estamos denominando de reciclagem de capital fictício¹⁵. Nosso entendimento é que as observações do marxista austríaco eram corretas ante as peculiares condições do sistema financeiro alemão da época (final do século XIX, início do século XX). A pequena participação de títulos do tesouro até a Primeira Guerra Mundial (Horne, 1972) e a relativa autonomia entre a Bolsa de Valores e o sistema bancário, o que modernamente será denominado de “descompartimentalização dos mercados financeiros” (Chesnais, 2005, P. 46), seriam fatores marcantes das diferenças entre a conjuntura capitalista da primeira década do século XX em relação à conjuntura atual.

Ressalte-se, finalmente, que a expansão das formas fictícias de capital estabelece uma enorme distorção entre o volume de valores referentes aos direitos de propriedade (títulos de dívida) e a acumulação real. Os movimentos de valorização e desvalorização desses títulos são meras oscilações contábeis, não estando necessariamente vinculados ao movimento de valorização do capital efetivo que representam ou do capital destruído, portanto um não capital. No caso dos títulos da dívida pública das economias centrais é mais denotado que os movimentos de valorização e desvalorização deles não representam perda ou ganho real de riqueza e sim transferência e centralização de poder econômico. Vale observar que em períodos de crise os bancos buscam desesperadamente “limpar” suas carteiras de aplicação, o que de outro modo converge para tornar os títulos públicos dos países dominantes em ativos preferenciais (Belluzzo, 2005, 2010; Chesnais, 2005)¹⁶.

Contudo os movimentos críticos desses capitais fictícios não são de modo nenhum negligenciáveis sob o ponto de vista das condições de desenvolvimento

15 Hilferding (1985, p.140-141) observa que: “a especulação com os títulos (...), cria um mercado acolhedor; dá assim a possibilidade para que outros círculos capitalistas transformem seu capital fictício em capital real; cria, portanto, o mercado para a operação do capital fictício e, com isso, a possibilidade da troca contínua de investimentos em capital fictício e sua contínua nova transformação em capital monetário”.

16 Como é visível na atual crise, mesmo países centrais, como a Itália e a França, passam a ter questionamento quanto a sua capacidade de validar completamente os títulos públicos, o que identifica limite estrutural a capacidade de reciclagem de capital fictício. Os sinais estruturais são identificáveis nos próprios mecanismos de segurança que o sistema financeiro desenvolveu. Assim, por exemplo, a elevação dos mercados de Credit Default Swaps (CDS) – derivativos que seguram o credor diante de um default do devedor – aponta desvalorização futura ou destruição pura e simples de grande massa de capital fictício (conferir OAKLEY e ALLOWAY, Valor Econômico, 05 de out. de 2011, p. C1).

da acumulação efetiva de capital, pois interferem de forma crucial na estrutura de crédito e, principalmente, atuam como importante fator da mobilização de capital de empréstimo, que, como visto mais acima, é a seiva necessária da circulação creditícia capitalista.

4. Sistema de Crédito e Sistema de Dívida Pública

Uma das funções específicas do sistema de crédito é disponibilizar fundos de empréstimo ao Estado capitalista, o que estabelece dois condicionantes centrais que deverão ser analisados: primeiramente as finanças públicas são componentes das finanças globais capitalistas, ou seja, deve-se entender o financiamento do Estado no interior das condições de expansão do capital; segundo, a capacidade de intervenção e regulação do Estado processa-se, principalmente, por dentro da dinâmica do sistema de crédito capitalista, por meio do sistema de dívida pública.

O sistema de dívida pública constitui-se tanto da dívida estatal em si, ou seja, os empréstimos solicitados pelo Tesouro Nacional a Bancos, Organismos Financeiros e Fundos Institucionais públicos e privados¹⁷, quanto do mecanismo de conversão desta soma emprestada em títulos de dívida transferíveis e funcionalmente utilizáveis como se fosse capital monetário. Estruturalmente compõe parte do sistema de crédito global da economia capitalista, do qual constitui componente original.

A massa de títulos que constituem capital fictício faz parte do fundo de reserva dos bancos, especialmente os títulos de longo prazo da dívida pública, permitindo a concessão de novos créditos a partir da sua disponibilidade. Deste modo pode-se caracterizar o movimento de transação dos títulos da dívida pública como componente importante de regulação do sistema geral de crédito.

A funcionalidade de uma autoridade monetária é sempre bastante restrita. Como lembrou Marx (citado em Harvey, 1990, P. 310), “o poder do Banco Central começa onde termina o dos bancos privados”, o que implica que o Banco Central tem poder de ação limitado, tanto pelas condições reais do ciclo de acumulação que determina as reservas monetárias originais quanto pela massa de valores fictícios que influenciam o sistema e aumentam a sua inerente instabilidade. Isso em função da expansão do crédito especulativo e do possível impacto que uma desvalorização generalizada desses títulos poderá provocar na acumulação real. O poder do Banco Central emana da

¹⁷ Os fundos de pensão e fundos de investimento são relativamente recentes, tratando-se de instituições que se desenvolvem inicialmente nas economias anglo-saxônicas, principalmente a partir dos anos 60 e 70, como observa Farnetti (1998). Sauviat (2005, p. 109) precisa que, ao “longo dos anos 80 e 90, num contexto de aumento crescente das desigualdades de renda, os fundos de pensão e os mutual funds surgiram como os principais atores dos mercados financeiros...”.

autoridade do Tesouro Nacional, seja pela gestão do fundo fiscal, seja pela capacidade de arbitrar a dívida pública¹⁸.

Diferentemente das empresas capitalistas, que em última instância estão na dependência financeira do ciclo rotacional uniforme dos seus capitais, as finanças do Estado dependem das características reprodutivas de acumulação média do sistema, da sazonalidade de recolhimento dos tributos e fases dos ciclos de negócios.

Deste modo, pode-se adiantar que o crédito público, ao se basear tanto no volume disposto pelo Estado na forma de arrecadação fiscal (na média dos países em torno de 30% do PIB) quanto na sua maior capacidade de endividamento interno e externo, torna-o dimensionalmente diferenciado e qualitativamente capaz de assumir a gestão monetária da economia, por meio do Tesouro Nacional e do Banco Central. Por outro lado, há, sem dúvida, uma inegável diferença entre a dívida privada e a dívida pública. Considerando a possibilidade de falência e destruição do capital que constitui uma empresa privada, isso estabelece a maior fragilidade ou grau de estabilidade dos títulos de dívida (ações e debêntures) de uma empresa. Mesmo multinacionais e aglomerados financeiros estão sujeitas a um processo de falência e desmonte em um prazo de tempo médio¹⁹.

Aspecto central é que, no caso de falência e de não recomposição falimentar e acionária da empresa, uma grande quantidade de títulos é simplesmente destruída. Tratando-se do Estado, sua perenidade estabelece uma lógica relativamente diferente: mesmo decretado o default, os títulos são somente parcialmente destruídos (desvalorizados). Em um determinado prazo, considerando crise local, esses mesmos títulos poderão novamente ser renegociados, muitas vezes ultrapassando o valor de face nominal pré-crise. O caso da Argentina (2001) é um bom exemplo²⁰, o que tende a se repetir nos novos episódios da Grécia e, possivelmente, Portugal, Itália e Espanha.

Qual a influência dos títulos públicos sobre a oferta e demanda de capital de

18 Questionamento muito forte que surgiu desde o agravamento da crise financeira na Europa refere-se aos limites de funcionamento e existência de um Banco Central isolado, sem o compartilhamento de um Tesouro Nacional. Fiori (Valor Econômico, p. A15, 22 de set. de 2011) pondera que um dos pontos mais evidentes do descompasso econômico da Zona do Euro é "a falta de um tesouro europeu com capacidade unificada de tributar e emitir dívidas, junto com um BC capaz de atuar como emprestador de última instância".

19 Os exemplos mais recentes são muitos: a Parmalat e a Enron no setor produtivo, no início da década de 2000 e, mais recentes, os grandes bancos estadunidenses como o Lehman Brothers e o Fannie Mae em 2008. Sauviat (2005, p. 128) observa que a falência da Enron é exemplar para demonstrar a fragilidade à qual estão expostos os chamados pequenos aplicadores e os assalariados vinculados a "fundos de pensão" com aplicações na bolsa de valores. Vale observar que os títulos soberanos de economias periféricas, a exemplo da Grécia atual e das economias latino-americanas (Brasil, Argentina e México) na década de 1990, em algum momento são resgatados, muitas vezes com expressivos ganhos de transferências.

20 Como obviamente é inevitável os "tubarões engolirem os peixes miúdos", com a moratória Argentina ficou visível, mais do que em outros episódios semelhantes, as manobras dos grandes bancos e financistas. Houve pequenos aplicadores em títulos argentinos que venderam os mesmos a um deságio de 70% sobre o preço de face. "O Merrill Lynch comprou US\$ 6 bilhões e o bilionário mexicano Carlos Slim teria investido US\$ 2 bilhões", por sua vez o "JP Morgan comprou bilhões em títulos em moratória de investidores particulares a menos de 29 centavos" e os venderia com um ganho real de quase 30% (Conferir Carta Capital, n. 332, matéria de Antônio Luiz Costa e; KATZ, 2005).

empréstimo ao longo do ciclo de negócios e como ele influencia a dinâmica do sistema de crédito capitalista? Dois aspectos, que são pontos centrais para desvencilhar a questão posta, devem ser analisados em sua conexão íntima com o sistema de dívida pública e emprego dos títulos da dívida estatal: o primeiro aspecto diz respeito a função de condicionamento da oscilação da taxa de juro média do sistema de crédito, a qual não é tratada neste artigo; o segundo aspecto trata-se de uma função reguladora muito específica, realizada pelos títulos estatais de longo prazo: a função absorção de capital de empréstimo, a qual nos deteremos mais apropriadamente a partir daqui.

De um modo geral, a elevação da dívida pública, representada na contrapartida da elevação exponencial de títulos de crédito em mãos dos credores do Estado, parece corresponder ao principal mecanismo moderno de preservação das propriedades monetárias do dinheiro de crédito, sendo uma engenharia monetária bastante frágil e fortemente dependente da continuidade de fluxos de crédito monetário (capital real) proveniente dos circuitos de acumulação globais e das condições internas de absorção desse fluxo de capital por parte da economia hegemônica, ou seja, os EUA, como se buscará demonstrar e analisar a seguir²¹.

5. Dívida Pública e a “Função Absorção de Capital de Empréstimo”

Os títulos da dívida pública constituem, ao lado dos títulos privados de empresas de capital aberto, a principal forma de capital fictício e geram um retorno na forma de renda que nada mais é do que uma parcela alíquota da receita tributária futura do Estado. Apesar de o credor da dívida pública poder reivindicar do Estado somente aquele coeficiente sobre os tributos, essa renda, na medida em que pode ser capitalizada em função das taxas de juros e do tempo de maturação dos títulos, torna-os passíveis de negociação, tornando-se uma propriedade cujo valor pode a qualquer momento ser convertido em dinheiro ou magnitude de capital de empréstimo no mercado de títulos secundários.

No século XIX os títulos públicos já se constituíam a forma mais crível de capital fictício, sendo que o desenvolvimento e a expansão dos mercados de títulos, na época, desenvolveram outras formas de papéis transacionáveis. No século XX e no atual, os títulos da dívida estatal passaram a assumir funções específicas. As mais destacáveis foram a de fator mobilizador de capital de empréstimo (condicionante da taxa média de juro) e a de absorção de capital de empréstimo, mecanismo que age duplamente, ao mesmo tempo cancelando e repondo títulos na cadeia de empréstimos.

²¹ Não se deve descurar que no subsistema imperialista hegemônico pela Alemanha, que hoje conforma a Zona do Euro, são os títulos alemães que convergem o papel de absorção de capital de empréstimo, marca do poder dirigente da economia alemã sobre as demais. Vale observar que nas economias asiáticas nenhuma delas se impôs, ainda, enquanto ponto focal de absorção de capital de empréstimo, antes sendo os maiores (China e Japão) fornecedores de capital de empréstimo destinados ao sistema imperialista estadunidense.

Uma das principais funções da dívida pública sob o capitalismo desenvolvido é subtrair (absorver) valor na forma de capital monetário do processo de circulação creditícia, diminuindo o volume potencial de capital de empréstimo capaz de penetrar na circulação do tipo II, diminuindo a “seiva” nos canais da circulação vinculados propriamente ao processo reprodutivo e, portanto, valorativo do capital, o que possibilita regulação da taxa média de lucro.

Marx (1981b, p. 569) colabora para esta análise ao afirmar que a “pletora de capital de empréstimo se relaciona com a acumulação produtiva somente no sentido de lhe ser inversamente proporcional”. A acumulação de capital de empréstimo consiste no amontoamento de dinheiro que se pode emprestar desenvolvendo-se a pletora de capital de empréstimo na medida em que o sistema de crédito impulsiona a superprodução²² conforme as condições reprodutivas do capital. O sistema de dívida pública elide parte importante desse excesso, destruindo uma massa de valor que, de outro modo, iria desencadear a desvalorização de crescentes parcelas de capital, porém em um ritmo descontrolado.

O processo de crise de superprodução poderá levar à desestabilização do dinheiro de crédito – Marx refere-se à possibilidade da perda de suas “propriedades monetárias” –, o que abalaria o sistema como um todo²³. Neste sentido, a função anticíclica do Estado capitalista se dá menos mediante o impulso dos gastos estatais e mais por meio da função reguladora de absorção de capital de empréstimo proporcionada pela emissão de dívida pública.

Trata-se, de fato, de retirada de valor (capital monetário) dos canais da circulação II e sua conversão em dinheiro a ser gasto (destruído) pelo Estado na circulação I, exercendo uma legítima “absorção” de excedente de capital-monetário, atuando sobre os fluxos de oferta até o limite dado pela manutenção da rentabilidade positiva dos capitais em aplicação produtivas, ou seja, como força contrária ao declínio da taxa média de lucro.

Esse entendimento parece expressar a compreensão de Marx (1981b, p. 479) que faz uma longa citação do “The Currency Theory Reviewed”, com o aparente intuito de demonstrar a influência da dívida pública inglesa sobre a acumulação de capital-dinheiro, a qual é reproduzida abaixo a fim de ilustrar o entendimento desta função absorção de capital de empréstimo pelo sistema de dívida pública das economias centrais:

²² As crises de superprodução podem ser uma consequência dos desequilíbrios entre os departamentos produtivos da economia (DI e DII), ou resultante da pletora de crédito no sistema (GROSSMAN, 1979).

²³ Marx (1981b, p. 593) observa que, a fim de manter a estabilidade do sistema de crédito, “sacrifica-se o valor das mercadorias, para assegurar que exista no dinheiro esse valor mítico e autônomo”.

“Na Inglaterra há continua acumulação de riqueza adicional, (...) estamos expostos a acumulações periódicas de dinheiro procurando aplicação (...). Durante muitos anos, a dívida pública absorvia grandemente a riqueza que sobrava na Inglaterra. Depois de ter atingido o máximo em 1816, deixou de absorvê-la, e assim todo ano havia uma soma de 27 milhões, pelo menos, que procurava outra oportunidade de investimento (...). Empreendimentos que precisam de muito capital para se efetivar e de tempos em tempos captam o excedente do capital desocupado ...são absolutamente necessários (...), para aproveitar as riquezas excedentes da sociedade juntadas periodicamente e que não podem colocar-se nos ramos habituais de investimento” (Marx, 1981b, p. 479).

Dadas as condições reprodutivas do capital, observa-se uma permanente superprodução de capitais que se exterioriza em um processo de crise e leva tanto à desvalorização do capital-mercadoria criado quanto à perda de valor da massa de capital constante fixado no circuito de acumulação.

Em função desse corolário os capitalistas detentores de capital de empréstimo adotam, em conjunturas (fases) específicas do ciclo de negócios, medidas que, sob o ponto de vista subjetivo, buscam resguardar de algum modo sua capacidade futura de expansão de valor (posse sobre títulos de direito da acumulação futura) e, sob o ponto de vista objetivo do processo de expansão/ contração da acumulação, dissipam uma parcela da massa de capital, que na forma de overaccumulation suscita o declínio da taxa de lucro e a queda na taxa de acumulação, conseqüentemente a crise sistêmica. Deste modo, a demanda por títulos estatais configura uma função anticíclica, postergando a crise de superacumulação de capital, absorvendo uma parcela da “seiva” que inunda o sistema e destruindo uma parcela dessa “riqueza excedente”.

A função absorção de capital de empréstimo da dívida pública significa retirar dinheiro da circulação capitalista ou que teve sua circulação parcialmente interrompida, ou seja, implica destruir capital de empréstimo, convertendo-o em renda a ser gasta ou despendida pelo Estado. No capitalismo, a única forma de o dinheiro se conservar é como capital-dinheiro, jogando-se permanente e indefinidamente na circulação capitalista, pois o que se adianta no processo de acumulação não é dinheiro e sim capital-dinheiro. O dinheiro, como forma autônoma do valor, não é adiantado e sim despendido, gasto de forma não capitalista como renda, consumido em troca de valores de uso que são completa ou parcialmente destruídos, seja por capitalistas seja por seus agentes do Estado.

O desembolso de dinheiro para aquisição de títulos públicos representa a conversão de capital monetário em forma renda do dinheiro, havendo transferência ao Estado de uma magnitude valor que será transformado em valores de uso por esse agente. Em troca, os portadores dos títulos públicos disporão

de dinheiro na função de unidade de conta²⁴ que será capital-latente, enquanto permanecer nessa forma específica.

Na medida em que toda circulação mercantil é circulação capitalista, a única forma de reter valor monetário fora da circulação do capital seria mediante uma forma dinheiro-mercadoria qualquer, ouro, por exemplo, o que nas atuais condições do capitalismo desenvolvido não parece ser uma possibilidade convencional. Deste modo, a conversão de reserva de valor monetário (capital de empréstimo) em títulos de propriedade sobre renda futura é uma consequência lógica para a reprodução do sistema, isso porque, ao mesmo tempo em que o capital de empréstimo será dissipado socialmente, utilizado como forma-dinheiro da renda pelo Estado, consumindo seu valor na forma de fundo público ou bens bélicos, o capitalista proprietário daquela magnitude monetária, trocada contra papel do Estado, tem a disponibilidade sobre o uso futuro de riqueza ainda a ser gerada, correspondente à contrapartida de direitos sobre o juro da dívida pública.

Esse mecanismo de esterilização de valor possibilita, em períodos normais, que o portador desses títulos, ao vendê-los, retome a capacidade de direção sobre uma massa de capital monetário que poderá ser investido no ciclo de acumulação capitalista ou revertido em nova aplicação rentista. O juro pago pelo Estado aos portadores dos títulos públicos não tem relação alguma com o capital despendido, ou seja, o juro pago, assim como a amortização do principal da dívida, é resultante da receita fiscal ou de novos capitais de empréstimo tomados pelo Estado na forma de novo endividamento²⁵.

Entretanto, essa interpretação da crise financeira enquanto “momento” de adequação da estrutura creditícia à acumulação de capital constitui somente etapa parcial do movimento global. As crises financeiras constituem processos incontroláveis e com elevados custos sistêmicos. A crise de 29 e, ao que parece a atual crise financeira, são exemplos categóricos da dificuldade de se controlar o movimento de readequação da lei do valor.

O sistema busca soluções mais ou menos funcionais à continuidade da lógica de acumulação, mesmo que cada novo ingrediente que se acrescenta a este caldo encontre o limite em processos de crise mais complexos. A dívida pública é uma forma funcional e parcialmente controlável de desvalorização de capital. Ela possibilita aos capitais sobreacumulados uma inversão lucrativa que não emana do seu próprio uso, pois é capital fictício, e sim da transferência de valores provenientes de aplicações produtivas.

24 Germer (1997, p. 17-23) esclarece a função unidade de conta do dinheiro observando que o capital, na medida em que é uma massa de valor, necessariamente é expresso em dinheiro, o que constitui a função unidade de conta, porém não se deve em nenhum momento confundir capital – que é valor em movimento – com dinheiro – que é uma forma estática do valor.

25 Marx (1985b, p. 927) lembra esta condição nos seguintes termos: “(...) o investimento de 1000 libras esterlinas em títulos do Tesouro a 3% nada tem que ver com o capital que proporciona o rendimento para pagar os juros da dívida pública” (sem grifos no original).

Neste sentido, a destruição de capital de empréstimo em um determinado momento adia as condições de sobreacumulação, preservando, mesmo que somente parcialmente, as relações de propriedade capitalista que, de outro modo, em um processo de crise, seriam destruídas juntamente com a massa de capital desvalorizada ou destruída. Grossmann (1979, p. 363) observa que a “razão última para a exportação de capital não é o lucro mais elevado no exterior e sim a falta de oportunidade de investimento no próprio país”. Do mesmo modo, a inversão em títulos públicos é uma decorrência do excesso de capital ocioso, que encontra nos títulos do Estado um porto que garanta, momentaneamente, segurança contra a desvalorização inevitável.

Historicamente a constituição do sistema de dívida pública inglês possibilitou aos britânicos não somente os “fundos de guerra”, mas constituiu, ainda no século XVIII, a primeira e primitiva manifestação da função absorção de capital de empréstimo, pois a partir do declínio das “Províncias Unidas” (Holanda), “o capital holandês começou a optar, cada vez mais maciçamente, pelos investimentos ingleses” (principalmente títulos da dívida pública), “com isso mantendo as finanças britânicas com relativa saúde” (Braudel, citado por Arrighi Et Al, 2001). A dívida pública inglesa absorveu o primeiro grande fluxo de capital de empréstimo moderno, constituído pelo capital holandês. Do mesmo modo, em meados do século XIX se observa o fluxo de capital de empréstimo inglês atravessar o Atlântico na forma de títulos da dívida pública estadunidense. Conforme Marx (1981a, p. 874), muito “capital que aparece hoje nos Estados Unidos, sem certidão de nascimento, era ontem, na Inglaterra, sangue infantil capitalizado”.

6. Os Limites da Absorção de Capital de Empréstimo e a Atual Crise Financeira

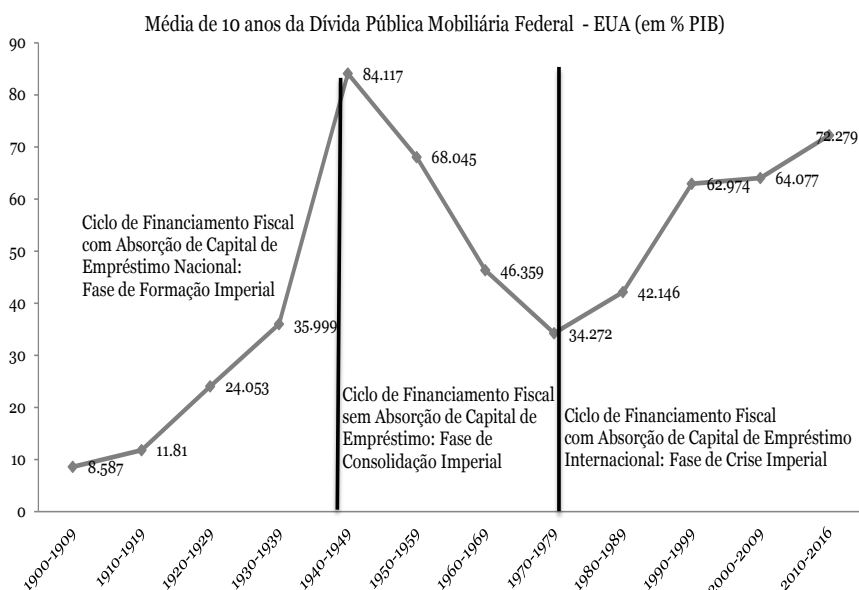
Na atualidade, a dívida pública estadunidense absorve a maioria dos “fundos líquidos” internacionais. No final de 1997, os títulos do Tesouro americano em poder de “investidores” estrangeiros totalizavam US\$ 1,23 trilhão ou quase 36% do estoque em poder do setor privado (US\$ 3,4 trilhões), sendo os maiores detentores o Japão, a China, o Reino Unido e a Alemanha (Cintra, 2000). Segundo a Securities Industry and Financial Markets Association (SIFMA) em 2010 o volume diário de títulos do Tesouro estadunidense negociados chegou a US\$ 500 bilhões, sendo que 75% do estoque de títulos agora estão em poder de investidores estrangeiros (US\$ 3,3 trilhões), a China detendo US\$ 1,1 trilhão e o Japão US\$ 800 bilhões são os maiores detentores de títulos²⁶.

Segundo dados do “The Levy Economics Institute”, cerca de 75% do fluxo internacional de capitais é absorvido pelos EUA para financiar déficits orçamentários e em conta corrente. Em 2003, o passivo externo estadunidense

²⁶ Conferir <http://www.gao.gov/index.html>, último acesso em 04/03/2012.

chegava a US\$ 4,5 trilhões, sendo o déficit em conta corrente de US\$ 541,8 bilhões, cerca de 5% do PIB dos EUA. Os bancos centrais da China e Japão têm acumulado uma grande quantidade de títulos estadunidenses, como parte de suas estratégias de manutenção de um “dólar forte” diante de suas respectivas moedas, o que é interessante para suas exportações. Essa forma de financiamento do déficit governamental estadunidense teve efeito de conter “tensões inflacionárias” e, vis-à-vis, manteve as condições de crédito ao consumidor americano em termos extremamente favoráveis durante toda a década de 1990 e metade da década de 2000 (conferir, Stiglitz, 2003, 2010; Belluzzo, 2005, 2010; Harvey, 2008, 2011).

FIGURA 1: MÉDIA DE 10 ANOS DA DÍVIDA PÚBLICA MOBILIÁRIA FEDERAL – EUA (EM % PIB)



Fonte: <http://www.usgovernmentspending.com>. Acesso: 02/02/2012.

A análise desses processos inter-relacionados tem que considerar as condições específicas da acumulação de capital mundial, tomando-se tanto os circuitos nacionais (internos) de acumulação quanto os variados circuitos integrados na economia internacional. É válido, como observava Marx (1981b, p. 434-35) para a economia inglesa do século XIX, que os capitalista-monetários isoladamente vislumbrem o juro como um componente “autônomo” do processo reprodutivo geral da economia, porém é “naturalmente insensato generalizar essa possibilidade e estendê-la ao capital todo da sociedade, como o fazem alguns economistas vulgares”.

Os circuitos reprodutivos de acumulação integrados alimentam os dois circuitos de circulação monetária²⁷, requerendo os títulos de renda permanentemente novos inputs de mais-valia, de tal maneira que a economia global se desenvolve distribuída em diversos circuitos nacionais de reprodução e centros de absorção de capital de empréstimo, cujo epicentro é o Estado Norte-Americano, pelo lado da absorção de capital de empréstimo, e as economias asiáticas, especialmente a China, pelo lado reprodutivo da mais-valia.

Pode-se pensar, em termos mundiais, que os circuitos de acumulação regionais ou nacionais funcionem como “capitalistas isolados” que alimentam um determinado fluxo permanente de capital de empréstimo, parcialmente absorvido por um contra fluxo de dívida pública da nação hegemônica, ou seja, a dívida pública funciona absorvendo capital de empréstimo e possibilitando o prolongamento das fases de ascensão dos ciclos de acumulação localizados. Contudo, no limite, a continuidade de alimentação integrada desses circuitos levará à crise de superprodução de capitais em termos globais. Ilustrativamente podemos conceber os fluxos econômicos entre os EUA e a China/Japão (bloco asiático) como estruturados dos seguintes momentos simplificados:

i) Os DI e DII reprodutivos daqueles países vendem aos EUA, constituindo o déficit comercial dessa potência. A produção bélica estadunidense requer uma troca permanente com os departamentos reprodutivos daquelas nações e, obviamente, também internos, o que leva às novas necessidades de trocas, principalmente em função da sobrecarga deste DII não reprodutivo (bens bélicos e bens de luxo) sobre os departamentos reprodutivos internos.

ii) Esse déficit comercial possibilita o acúmulo de capital-dinheiro (superávits reais) em mãos de capitalistas monetários (e Estados) asiáticos (e também europeus em parte).

iii) A dívida pública estadunidense absorve esse capital de empréstimo e alimenta o circuito internacional de crédito com uma crescente massa de títulos públicos. No curto prazo o circuito se fecha enquanto se mantiver a dinâmica de acumulação asiática, porém com uma crescente instabilidade monetária internacional²⁸.

De Brunhoff (2005, p. 81-82) tem interpretação semelhante. Segundo ela, como “a maioria dos novos países capitalistas asiáticos, ela [a China] aplica

27 A Circulação do tipo I compreende a circulação monetária como dispêndio de renda, forma dinheiro da renda, que segundo Marx (1981b, p. 512) é meio de circulação “para o comércio (...) entre os consumidores individuais e os retalhistas, categoria em que se incluem todos os comerciantes que vendem aos consumidores – aos consumidores individuais que se distinguem dos consumidores produtivos ou produtores”. A Circulação do tipo II, por outro lado, compreende a circulação de capital na forma dinheiro, sendo transferência de capital, seja como meio de compra (meio de circulação), seja como meio de pagamento.

28 A crise do próprio modelo neoliberal que, como teorizaram, entre outros Duménil & Lévi (2005) e Harvey (2008, 2011) representou a reafirmação do poder da finança, exacerbou o endividamento público estadunidense, se tornando particularmente agudo no período do segundo governo Bush. Episódio que demonstra a fragilidade sistêmica e que marcou a história recente refere-se ao impasse que foi gerado pela bancada republicana ao não aprovar os créditos orçamentários referentes à dívida pública e que, entre outras consequências, levou ao rebaixamento de rating dos títulos estadunidenses em 2011.

seus excedentes em dólares em bônus do Tesouro norte-americano, o que contribui para fechar o circuito do crédito internacional norte-americano”. Porém a “dívida estadunidense e a precipitação dos Estados Unidos na aventura iraquiana aumentaram cada uma a sua maneira, a instabilidade monetária internacional”. Há, portanto, plena integração entre os circuitos de acumulação asiáticos e a dívida pública estadunidense, porém o sistema tende a crescente instabilidade conforme aumenta a dependência da punção de mais-valia de um único grande ponto reprodutivo (China), e se enfraquece a capacidade fiscal da economia central (EUA).

Diversos autores têm defendido em relação ao caso estadunidense uma especificidade *sui generis*, qual seja a possibilidade de um crescimento indefinido da dívida pública daquele país, em função de que sua dívida é nomeada em dólar, e na medida em que o FED pode controlar a taxa de juros e, em última instância, imprimir dólares, não haveria limites para os seus recorrentes déficits em transações correntes. Serrano (2004:217), por exemplo, afirma que, “ao contrário dos outros países onde a maior parte (quando não o total) dos passivos externos é denominada em outras moedas, os EUA detêm a prerrogativa de reduzir o serviço financeiro de sua dívida externa meramente através de uma redução das taxas de juros domésticas”.

Do mesmo modo raciocina Wray (2003:108). Segundo esse autor, o governo estadunidense pode vender títulos para estrangeiros desde “que estes títulos sejam denominados em moeda fiduciária interna”. Neste caso, “eles não implicarão quaisquer ‘riscos’ além daqueles que os títulos mantidos internamente”. Parece-nos que essas análises são parcialmente equivocadas, podendo ser feitas as seguintes observações à luz do que foi até aqui exposto:

- i) O limite para o endividamento do Estado é dado, principalmente, pela capacidade de expansão da carga fiscal, que naturalmente depende do crescimento interno da economia como consequência de maiores taxas de acumulação nos departamentos reprodutores internos da mesma²⁹. Claro está que uma crescente sobrecarga financeira sobre esses departamentos, acompanhada de uma relação crescente de absorção de renda líquida por parte da dívida pública e sua posterior dissipação em gastos improdutivos, poderá, em um determinado período de tempo, minar as condições reprodutivas nacionais.
- ii) Na medida em que o capitalismo é um sistema global cuja capacidade de expansão se regula pela existência de sistemas nacionais integrados e parcial-

29 Os gastos normais do Estado são a princípio financiados mediante uma tributação correspondente a um coeficiente fiscal sobre o valor líquido da renda nacional, ou seja, um percentual da mais-valia produzida anualmente ($T=iT.m$). Deste modo, a renda líquida se destina aos gastos privados dos capitalistas e a gastos estatais. Este entendimento é demonstrado por Germer (2009) e parece ser a concepção central de Marx (1981c) quanto ao mecanismo de financiamento fiscal, tanto considerando o Estado como um agente participante da distribuição da riqueza e não tendo fonte própria de receita quanto pela condição de que parcelas significativas dos gastos estatais possam ser classificadas como socialmente necessárias à reprodução capitalista.

mente dependentes entre si³⁰, pode-se estabelecer uma restrição dada pelo poder político e militar da nação devedora em relação aos credores externos. Contudo esse poder político e militar será tal como no aspecto anterior, minado, na medida em que as condições reprodutivas (econômicas) que sustentam essa ordem entrem em crise.

A superprodução de capital é o aspecto acionador das crises capitalistas, gerando o declínio da taxa média de lucro e a crescente necessidade de crédito monetário para fazer frente às dívidas vincendas e aos empréstimos em descoberto por parte dos capitalistas. A superprodução necessariamente acarreta a desvalorização de capital-mercadoria e a perda da capacidade de meio de pagamento do dinheiro de crédito em circulação. Diante das dívidas vincendas e do questionamento da validade de parcela das notas de crédito, exige-se um crescente uso das reservas do Banco Central e, no limite, a maior intervenção deste organismo.

Três aspectos da dinâmica da dívida pública em momentos de crise podem ser assinalados: i) atua absorvendo capital de empréstimo excessivo, neste caso específico tem atuação anticíclica; ii) uma possível crescente necessidade por parte do Estado de recursos força a uma oferta crescente de títulos públicos no mercado primário, o que configura um fator a mais pela demanda de capitais de empréstimo. Neste segmento do ciclo de negócios a dívida pública é um componente a mais na pressão sobre a taxa de juro; iii) concomitantemente, a crescente necessidade de capital monetário por parte dos capitalistas em geral os leva a desfazer-se de uma massa crescente de títulos de capital fictício no mercado secundário.

A grande oferta de títulos, considerando o mercado primário e o secundário, produz um declínio no seu preço de face e conduz principalmente a uma redistribuição e concentração de valores nas mãos de um segmento de capitalistas em detrimento do segmento anterior.

Em tempos de crise no mercado monetário, os títulos públicos experimentam uma dupla depreciação: primeiro, porque o juro sobe e, segundo, porque se lançam em massa no mercado, para serem convertidos em dinheiro (notas do banco central). Num momento de crise, configura-se uma relação crítica entre a atuação da política fiscal e a da política monetária e, mais do que nunca, o Estado tem que agir como órgão de classe, convergindo sua atuação conforme os interesses dos setores da burguesia de maior poder financeiro. Pode-se observar que, em geral, em termos do financiamento do déficit fiscal, há um claro agravamento em função da impossibilidade de aumento da carga fiscal, dadas as condições de financiamento das empresas, a inadimplência e a massa crescente de títulos de crédito protestados.

³⁰ A lógica do capital enquanto forma e conteúdo de desenvolvimento nunca se ateu aos limites nacionais, como já assim entendiam Marx&Engels em seu famoso Manifesto do Partido Comunista. A referência de Brenner (2003, p. 14) de que a “evolução da economia americana” neste último quartel de século somente “parece compreensível no contexto do desenvolvimento da economia mundial” repõe corretamente o significado da obrigatória interação entre o nacional e o global na essência do capitalismo.

Por outro lado, a situação do mercado financeiro pressiona a taxa de juro a elevar-se, atuando a política monetária no mercado aberto pela descompressão do mercado monetário, adquirindo títulos e ofertando notas do banco central a fim de reduzir a taxa de juro e aliviar os custos de financiamento das empresas. Contudo isso é no limite impossibilitado pela ausência de reservas monetárias que são sempre, ou principalmente, reservas fiscais. A solução é via mercado externo, ou pela entrada de capital de empréstimo externo, por meio da venda de títulos da dívida pública no mercado internacional, aumentando a dívida externa, mas aliviando no curto prazo a crise monetária, ou pela entrada de dinheiro via balança comercial³¹.

Esse conjunto de movimentos é bastante explícito na atual crise europeia, isso em parte em função de aspecto antes ponderado: a ausência de um Tesouro centralizado, com os poderes de taxação e emissão decorrentes. Vale observar que os interesses dos Estados europeus periféricos estão subordinados a preservação dos capitais de empréstimo dos bancos alemães e franceses. Neste sentido, o adiamento do default Grego, por exemplo, está condicionada a reciclagem dos títulos públicos gregos que compunham o portfólio daquelas instituições, por títulos garantidos dos Estados centrais, especialmente Alemanha e França, ou socialização das perdas mediante compra desses mesmos títulos, com o menor deságio possível, pelo Banco Central Europeu³².

A depender da gravidade da crise, a oferta de títulos públicos no mercado secundário se soma à oferta de títulos no mercado primário, pressionando o preço dos mesmos para baixo e, paralelamente à sua depreciação, a crescente centralização dos mesmos em mãos de credores externos. Marx (1981b, p. 538) observa que, após a crise, “os títulos [públicos] retornam ao nível anterior”, contudo a sua depreciação atuou “poderosamente no sentido de centralizar a riqueza financeira”.

A dívida pública absorve capital de empréstimo como condição funcional do sistema, diminuindo o maior fluxo (overaccumulation) de capital, o que evita o declínio da taxa de juros de curto prazo e o possível aumento da especulação com títulos de crédito diversos. A forma como isso é feito, através de emissão de títulos de curto e longo prazo, acaba conferindo nova flexibilidade ao sistema de crédito, aumentando a massa de capital fictício na economia, o que fundamenta novos problemas, além de alimentar a desproporção entre departamentos (não reprodutivo, parte do DII e reprodutivos, DI e parte do DII) para financiamento dos gastos estatais.

31 Tem-se que analisar a possibilidade de soluções inflacionárias, via emissão de papel-moeda.

32 Feldstein (Valor Econômico, p. A13, 03 de out. de 2011) tem entendimento semelhante: “os bancos e outras instituições financeiras na Alemanha e na França têm grandes exposições a dívida do governo grego (...). Adiar um default dará às instituições financeiras francesas e alemãs tempo suficiente para fortalecer sua base de capital”. Em outros termos, os interesses de classe convergem o poder estatal a haute finance.

Considerações Finais

Buscou-se neste artigo evidenciar, desde um aporte teórico marxista, as possíveis relações funcionais entre dívida pública e a capacidade financeira do sistema de crédito capitalista globalizado. Aspecto importante levantado refere-se aos limites que mesmo os Estados capitalistas centrais possuem de emissão de dívida pública, por mais que uma das funções principais seja a absorção de capital de empréstimo.

Defendeu-se a tese que a dívida pública cumpre uma função específica de absorção de capital de empréstimo, que atua em termos convencionais como movimento de regulação da massa de capital de empréstimo do sistema capitalista global, inclusive possibilitando reciclagem de capital fictício, ou seja, reestruturando a pirâmide de crédito e transferindo valores dentro do sistema.

Finalmente cabe destacar que a dívida pública é, juntamente com outros mecanismos, uma saída somente temporária para a crise, pondo-se a cada processo estrutural de crise novos limites que impõem um grau de tensão cada vez maior, refletido tanto na pressão fiscal, necessária para fazer frente à elevação da carga financeira da dívida pública, quanto pelos limites impostos ao refinanciamento da dívida bruta pelo sistema de crédito internacional.

Podemos assim lembrar em relação à dívida pública estadunidense que o seu limite como grande absorvedor de excedentes de capital de empréstimo internacional está dado pela pressão fiscal futura sobre sua base reprodutiva, ao mesmo tempo em que as condições de domínio imperial pressionam por novas demandas por capital de empréstimo. Por outro lado, somente é cabível supor o refinanciamento da sua dívida pública externa mantida as condições de crescimento de economias que até aqui foram suas principais financiadoras, em especial na última década as economias asiáticas (China e Japão) que cumpriram papel central neste processo, alimentando o circuito internacional de capital de empréstimo e neste limite sustentando o frágil equilíbrio do capitalismo internacional deste início de século.

Referências Bibliográficas

ALTVATER, E. (2010). *O fim do capitalismo como o conhecemos*. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.

ARRIGHI, G., HUI, Po-keung, RAY, K. & REIFER, T. E. (2001). “Geopolítica e altas finanças.” In: ARRIGHI, G. & SILVER, B. J. *Caos e governabilidade no moderno sistema mundial*. Rio de Janeiro: Contraponto; Editora UFRJ.

ALLOWAY, T. (2012). “Uso de títulos de risco para garantir captação atinge

nível de 2008 nos EUA.” *Valor Econômico*. Finanças, 2012.

BELLUZZO, L. G. (2005). Prefácio de “A Finança Mundializada”. In: CHESNAIS, F. *A Finança Mundializada*. São Paulo: Boitempo.

_____. (2009). *Os antecedentes da tormenta: origens da crise global*. São Paulo: Editora UNESP; Campinas, SP: FACAMP.

_____. (2010). “A crise financeira além da finança”. *Revista Tempo do Mundo*. Brasília: Ipea, pp. 117-129.

BRENNER, R. (2003). *O boom e a bolha*. Rio de Janeiro: Record.

CHESNAIS, F. (2005). “O capital portador de juros: acumulação, internacionalização, efeitos econômicos e políticos”. In: CHESNAIS, F (org.). *A Finança Mundializada*. São Paulo: Boitempo.

CINTRA, M. A. M. (2000). “A dinâmica dos mercados financeiros globais e as contradições da política monetária americana face à globalização financeira”. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 21 (2), pp. 183-206.

De BRUNHOFF, S. (1985). *Estado e capital: uma análise da política econômica*. Rio de Janeiro: Forense Universitária.

_____. (1998). “Money, Interest, and Finance in Marx’s Capital”. In: BELLOFIORE, R.. *Marxian Economics: a reappraisal essays on Volume III of Capital*. New York: Macmillan Press ltd.

DUMÉNIL, G. & LÉVY, D. (2005). “O neoliberalismo sob a hegemonia Norte-Americana”. In: CHESNAIS, F (org.). *A Finança Mundializada*. São Paulo: Boitempo.

DUPONT, D. & Sack, B. (1999). “The treasury securities market: overview and recente developments”. *Federal Reserve Bulletin*.

EICHENGREEN, B. (2000). *A globalização do capital: uma história do sistema monetário internacional*. São Paulo: Ed. 34.

FARNETTI, Richard. (1998). “O papel dos fundos de pensão e de investimentos coletivos anglo-saxônicos no desenvolvimento das finanças globalizadas.” In: CHESNAIS, F. *A mundialização financeira: gênese, custos e riscos*. São Paulo: Xamã.

FIORI, J. L. (2011). *O custo intangível do fracasso europeu*. *Valor Econômico*, Opinião, pp. A15, 22 de set. de 2011.

FELDSTEIN, M. (2011). *Aposta europeia de alto risco*. *Valor Econômico*, Opinião, pp. A13, 03 de out. de 2011.

FOLEY, D. (1990). “State expenditure from a Marxist perspective”. In: BAKER, S. H.; ELLIOTT, C. S. *Readings in Public Sector Economics*. Massachusetts:

D. C. Heath and Company, 1990.

_____. (1990). "Asset speculation in Marx's Theory of Money". In: BELLOFIORE, Riccardo. *Marxian Economics: a reappraisal essays on Volume III of Capital*. New York: Macmillan Press Ltd, 1998.

GALBRAITH, J. K. (2004). *A economia das fraudes inocentes: verdades para o nosso tempo*. São Paulo: Companhia das Letras.

GERMER, C.M. (1995). *Dinheiro, capital e dinheiro de crédito: o dinheiro segundo Marx*. Inst. Economia/Unicamp: Campinas. Tese de Doutorado. Mimeografado.

_____. (1997). "Credit money and the functions of money in capitalism". *International Journal of Political Economy*, v. 27 (1), pp. 43-72.

_____. (2009). "Receita pública e circulação monetária na teoria de Marx". *Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política*, v. 25, pp. 5-31.

GROSSMANN, H. (1979). *La ley de la acumulación y del derrumbe del sistema capitalista*. Madrid: siglo veintiuno.

HARVEY, D. (1990). *Los límites del capitalismo y la teoría marxista*. México: Fondo de Cultura Económica.

_____. (2008). *O neoliberalismo: história e implicações*. São Paulo: Edições Loyola.

_____. (2011). *O enigma do capital e as crises do capitalismo*. São Paulo: Boitempo.

HILFERDING, Rudolf. (1985). *O capital financeiro*. São Paulo: Nova Cultural.

HORNE, J. C. V. (1972). *Funções e análise das taxas de mercado de capitais*. São Paulo: Atlas.

ITOH, M.; LAPAVITSAS, C. (1997). *Political Economy of Money and Finance*. (mim.).

KATZ, C. (2005). "Quién gana com el canje?". In: *Publicación de los Economistas de Izquierda (EDI)*, ano 1, n. 1, pp. 11-23.

KINDLEBERGER, C. P. (2000). *Manias, Pânico e Crashes: uma história das crises financeiras*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira.

MARX, K. (1977). *Elementos Fundamentales para la Critica de la Economía Política (Borrador) 1857-1858*, v. I e II. México: Siglo XXI Argentina Editores.

_____. (1981a). *O Capital: crítica da economia política*. Livro 1, v. II. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.

_____. (1981b). *O Capital: crítica da economia política*. L. 3, v. V. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.

_____. (1985a). *Teorias da Mais-valia*. V. I. São Paulo: Difel, 1985a.

_____. (1985b). *Teorias da Mais-valia*. V. II. São Paulo: Difel.

_____. (1985c). *Teorias da Mais-valia*. V. III. São Paulo: Difel.

MINSKY, H. P. (2009). *Estabilizando uma economia instável*. Osasco, SP: Novo Século Editora.

OAKLEY, D.; ALLOWAY, T. (2011). *Seguro contra calote na UE dispara*. Valor Econômico, Finanças, p. C2, 05 de out. de 2011.

SANDRONI, P. (2001). *Novíssimo Dicionário de Economia*. São Paulo: Editora Best Seller.

SAUVIAT, C. (2005). “Os fundos de pensão e os fundos mútuos: principais atores da finança mundializada e do novo poder acionário”. In: CHESNAIS, F. *A Finança Mundializada*. São Paulo: Boitempo.

SERFATI, C. (2006). “A economia política da finança global”. *Revista de Sociedade Brasileira de Economia Política*, v 18.

SERRANO, F. (2004). “Relações de Poder e a Política Macroeconômica Americana, de Bretton Woods ao Padrão Dólar Flexível”. In: FIORI, J. L. (org.). *O Poder Americano*. Petrópolis: Editora Vozes.

STIGLITZ, J. E. (2003). *Os exuberantes anos 90: uma nova interpretação da década mais próspera da história*. São Paulo: Companhia das Letras.

_____. (2010). *O mundo em queda livre: os Estados Unidos, o mercado livre e o naufragio da economia mundial*. São Paulo: Companhia das Letras.

TRINDADE, J. R. B. (2011). “A dívida pública como componente estrutural do sistema de crédito”. *Revista Econômica*, v 13 (1), pp. 94-125.

_____. (2012). “Sistema de crédito e oferta global de capital de empréstimo”. *Revista de Sociedade Brasileira de Economia Política*, v 32, pp. 37-68.

WEEKS, J. (1981). *Capital and Exploitation*. Princeton: Princeton University Press,.

WRAY, L. R. (2003). *Trabalho e moeda hoje: a chave para o pleno emprego e a estabilidade dos preços*. Rio de Janeiro: Contraponto.

Recebido em: 2 de novembro de 2013

Aceito em: 19 de maio de 2014

Investimento Estrangeiro em Renda Variável e Taxa de Câmbio: relações no período 1999-2012 para a economia Brasileira

Mirian da Silva Matos¹

Gustavo Inácio de Moraes²

Resumo: Os fluxos de capitais externos para investimento em carteira no Brasil tem se elevado nos últimos anos. Na década de 1990 o investimento estrangeiro foi predominantemente para renda fixa, e seu influxo exerceu influências sobre o câmbio. Na década seguinte este foi superado pelo investimento para renda variável. O objetivo deste trabalho é verificar se existe uma relação entre investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio, compreendendo as influências que exercem simultaneamente com Ibovespa e diferencial da taxa de juros, no período iniciado com a liberação do câmbio para flutuante em 1999, até 2012. Os resultados para o vetor auto regressivo e o teste de causalidade de Granger apontam para uma relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio nos períodos de queda do Ibovespa, mas estes coeficientes ainda são inferiores aos do diferencial de taxa de juros.

Palavras-Chave: Investimento estrangeiro em carteira; variação cambial; Ibovespa; Brasil; vetores auto-regressivos.

JEL: C32, E44, G01.

1. Mestre em Economia pela PUCRS. Email: mirianst@yahoo.com.br

2. Professor do PPGE / PUCRS. Email: gustavo.moraes@puers.br

Foreign Direct Investment in Equities and Exchange Rate: 1999-2012 Relations for the Brazilian Economy

Abstract: *Capital flows for portfolio investment to Brazil have risen in recent years. In the 1990s foreign investment was predominantly to fixed income, and this inflow has influenced exchange rate. In the next decade the fixed income flow was overcome by investment in equities. The objective of this paper is verify if exist a relationship between foreign investment in equities and exchange rates, including the simultaneous influences between these and Ibovespa with interest rate differential, in the period beginning with the release of floating exchange rate in 1999 until 2012. The results for auto regressive vector and Granger causality test indicate a causal relationship between equities and exchange rate in periods of devaluation of Ibovespa, but these coefficients remain lower than that of interest rate differential.*

Keywords: *Foreign portfolio investment; exchange rate variation; Ibovespa; Brazil; Vector autoregressive.*

JEL: C32, E44, G01.

1. Introdução

O investimento externo para renda fixa pode ser estimulado a ingressar ou a evadir-se, dentre outros instrumentos, através da determinação da taxa de juros, da formação de expectativas de câmbio estável e com a flexibilização de leis e regulamentações, garantindo à autoridade monetária certa influência sobre seu fluxo. No entanto, de acordo com números publicados pelo Banco Central do Brasil, o ingresso de investimento estrangeiro para renda variável (IERV) tem se tornado cada vez mais significativo na Conta Capital e Financeira, passando a superar IERF na primeira década de 2000.

Uma vez que o investidor externo passa a se concentrar na renda variável, os fatores internos ponderados por estes investidores para decidir pelo ingresso ou saída se tornam outros, e a autoridade monetária passa a influenciá-los de forma diferente. Tendo em vista este novo cenário macroeconômico, a questão que se impõe é se teria o IERV efeitos sobre o câmbio mais significativos do que as demais transações com moeda estrangeira, em especial sobre o IERF, que era a predominante na década de 1990.

Além da ótica macroeconômica, recentemente foram publicados estudos visando identificar o comportamento do mercado financeiro, por autores

como Meurer (2005) e Franzen et.al. (2009). Eles observaram que o câmbio é um fator considerado pelos investidores externos para tomada de decisão, sendo parte da explicação do fluxo.

No contexto atual, uma das preocupações para promover o crescimento econômico tem sido a desvalorização do Real frente a outras moedas, por dar mais competitividade ao setor exportador. Se for verificado que a oscilação cambial é principalmente afetada pelo IERV, os fatores que determinam este fluxo poderiam ser estudados como ferramentas de política econômica, deixando de ser um campo de interesse apenas da parte especulativa do mercado financeiro. Um exemplo mais extremo é o caso da Malásia, que fechou sua Conta Capital após a crise asiática de 1997 e, segundo Kaplan e Rodrik (2001), teve uma recuperação econômica mais rápida que os demais países afetados pela crise na Ásia, com menor declínio no nível de empregos e salários.

O presente estudo objetiva verificar se o investimento estrangeiro para renda variável exerce efeitos sobre o câmbio estatisticamente significativos, inclusive comparando com o peso que o diferencial de taxa de juros exerce pelo investimento em renda fixa. Pretende-se ainda analisar se o fluxo de IERV apresenta relação de causalidade estatisticamente significativa sobre a variação do índice da Bolsa de Valores Brasileira – Ibovespa, e se estas relações de causa e efeito podem ser identificadas entre variações no fluxo de IERV, no câmbio e no Ibovespa. O estudo proposto seria uma continuidade dos realizados para a década de 1990, e também uma ótica diferente de causa e efeito com relação aos trabalhos mais recentes, pós ano 2000.

O artigo, além desta introdução, é composto por outras quatro seções. Uma seção de revisão da literatura, que focaliza o fluxo de capitais na década de 1990 e sua importância no desenvolvimento das economias emergentes, bem como no aumento de sua vulnerabilidade e na experiência brasileira com investimento externo. Outra seção compreende a descrição da metodologia empregada, o vetor auto-regressivo – VAR, sendo que a quarta seção, subsequente, explicita os alcançados. Uma última seção constrói considerações finais.

2. Revisão de Literatura

A última década do século XX pode ser considerada um momento de extrema expansão do passivo externo das economias emergentes. Segundo Athukorala e Rajapatirana (2003), o boom do fluxo de capital da primeira metade da década de 1990 foi uma combinação de fatores de demanda e de oferta. Pelo lado da demanda por crédito, houve uma sensível melhora das oportunidades e condições de atração dos países em desenvolvimento, e pelo lado da oferta estão aqueles relacionados à redução da taxa de juros nas economias desenvolvidas.

Do total anual direcionado às economias emergentes entre 1990 e 1997, praticamente três quartos foram para os países da Ásia e da América Latina. A partir de 1993 o montante da Ásia passou a superar o da América Latina com grande margem, se distanciando ainda mais com a crise do México em 1994 (Athukorala e Rajapatirana, 2003). Este quadro se reverteu apenas em 1997, quando a Ásia sofreu uma abrupta fuga de capitais.

A diferença entre os influxos para as economias asiáticas e para as latino-americanas, de acordo com Ito (2000), é que as primeiras receberam principalmente investimento estrangeiro direto (IED), enquanto as latino-americanas tiveram forte entrada de investimento de portfólio. Além do ingresso de IED nas economias asiáticas, a taxa de poupança doméstica é bastante elevada, e a de investimento privado e governamental é ainda maior, o que permitiu a essas economias ingressarem em um círculo virtuoso de crescimento no início da década de 1990.

Ainda que grande parte deste fenômeno seja justificada pelas reformas econômicas e políticas promovidas internamente nestes países, Calvo et. al. (1993) afirma que este não é o único motivo, mas que também concorreria para tal outros fatores, externos às economias, relacionados a mudanças nas taxas de juros internacionais, níveis de liquidez e regulação que reduziram custos de transação.

Reforçando tal percepção, Agénor (1998) defende que o aumento do influxo de capitais para os países da América Latina e do Leste Asiático na primeira metade da década de 1990 deve-se principalmente às baixas taxas de juros praticadas pelos Estados Unidos.

Para as economias latino-americanas, o ingresso de capital estrangeiro afeta pelo menos, de quatro formas (Calvo et al., 1993). De acordo com o autor, primeiro sob a forma de um aumento de liquidez eleva o nível de consumo e gera pressões inflacionárias. Segundo, está associada à apreciação cambial na maioria dos países. Seus bancos centrais, na tentativa de atenuar a valorização da moeda doméstica no curto prazo, com frequência começam a comprar parte do influxo de divisas e injetar moeda na economia. Para esterilizar a emissão de moeda, emitem-se mais títulos públicos que exigem taxas de juros superiores, elevando o diferencial de taxa doméstica-externa e agravando a situação fiscal com mais encargos pela dívida pública. E, em quarto lugar, o influxo de capitais emite sinais aos participantes do mercado financeiro mundial, atraindo mais capital especulativo que por vezes culminam em bolhas.

Ainda que o influxo de capitais proporcione aumento da taxa de crescimento do PIB, existe um momento em que suas consequências podem tornar sua entrada indesejável. Nesse particular, Calvo et.al. (1993) enumera três aspectos que devem ser observados. Primeiro, a entrada de capitais está tipicamente associada à apreciação da taxa de câmbio real e ao aumento de sua volatilidade, o que inevitavelmente afeta as exportações. Como as economias

latino-americanas geralmente têm seu desenvolvimento tecnológico puxado pelo setor exportador, o crescimento econômico pode ficar comprometido se o governo não adotar uma política intervencionista. Segundo, o influxo de capitais pode não ser bem intermediado e acabar resultando em má alocação de recursos. Terceiro, o capital especulativo pode retornar em curtíssimo prazo, possivelmente provocando uma crise financeira doméstica. Edwards (1998) compartilha dessa visão.

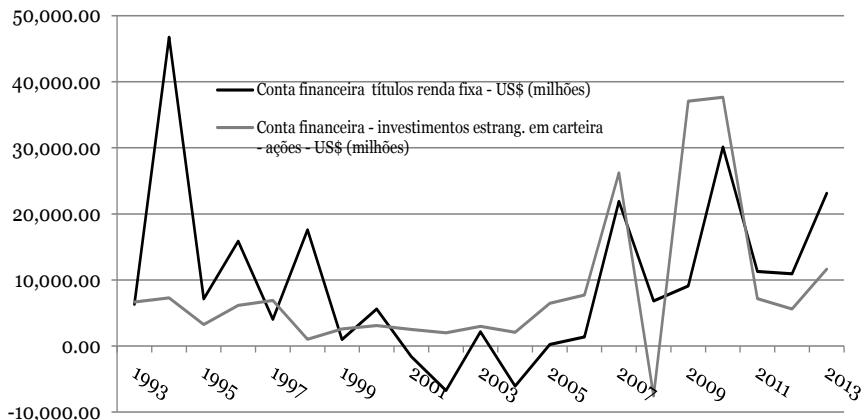
Neste mesmo sentido, Cardoso e Goldfajn (1998) também avaliaram a importância de se utilizar diferentes esquemas de controles de capitais ao estudar o período de 1983 a 1995, caracterizado por dificuldades macroeconômicas e crises de balanço de pagamentos. Os autores constataram que o IED não foi afetado, mas os demais fluxos para renda variável e renda fixa foram sensíveis às condições nacionais e internacionais, caracterizando maior influência da política econômica sobre os fluxos especulativos do que sobre os de investimento direto.

Conforme análise de Ito (2000) sobre os diferentes efeitos do influxo de capital sobre as economias asiáticas e latino-americanas, existem fortes razões para a hipótese de que o grau de apreciação real da taxa de câmbio associada a um dado nível de IED tende a ser menor em magnitude do que em comparação com outros fluxos, em particular dos fluxos de portfólio e dos empréstimos bancários. Da mesma forma, Athucorala e Rajapatirana (2003) afirmam que o IED não é tão volátil quanto os investimentos de curto prazo, e que por esta razão seus efeitos sobre o câmbio são muito pequenos quando comparados aos outros tipos de investimentos estrangeiros. Por esta razão as pressões sobre o câmbio sentidas nas economias latino-americanas foram muito mais rigorosas do que nas asiáticas.

Ainda de acordo com dados do Banco Central do Brasil - Bacen, o influxo de investimento estrangeiro em carteira superou o IED nos anos de 2007, 2009 e 2010, sendo direcionado majoritariamente para renda variável, conforme Gráficos 1 e 2.

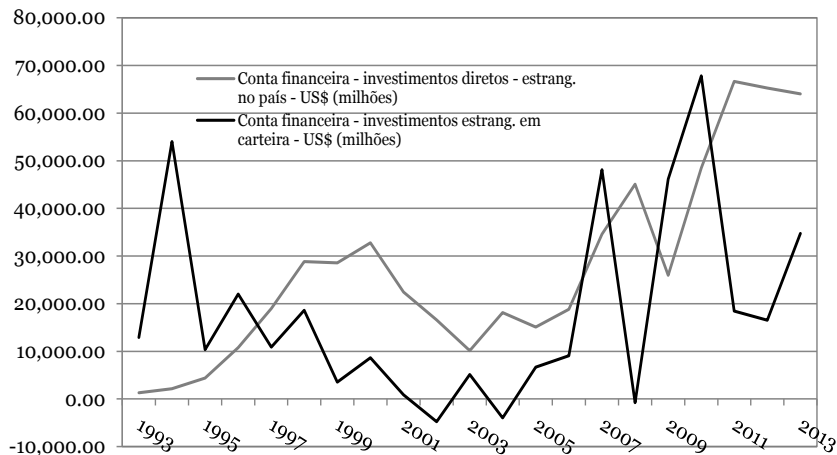
O saldo de investimento em carteira superior ao IED no ano de 2007 acompanha o citado aumento de liquidez internacional, e a recuperação rápida em 2009 e 2010 está relacionada ao relativamente amortecido efeito da crise financeira internacional sobre o país. Motivado pela defasagem de preço dos papéis após a deterioração da bolsa brasileira em 2008, o aumento do ingresso para a renda variável em 2009 foi o que mais se distanciou do ingresso para renda fixa na década.

GRÁFICO 1 - INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM CARTEIRA NO BRASIL (US\$ MILHÕES CORRENTES)



Fonte: Elaborado com base em dados do Banco Central do Brasil.

GRÁFICO 2 - INVESTIMENTO ESTRANGEIRO NO BRASIL (US\$ MILHÕES CORRENTES)



Fonte: Elaborado com base em dados do Banco Central do Brasil.

Uma sugestão para se aliviar a pressão em momentos de crise e evitar que a erosão das expectativas contamine o setor real da economia é dada por Carneiro (2003) no sentido de se dividir o mercado cambial. Desse modo seria possível, nos momentos de crise, criar mecanismos de controle de capital exclusivamente sobre o investimento em portfólio. De acordo com Soihet (2002), a relativa flexibilização da conta capital e financeira após a implementação do Plano Real e o diferencial de juros contribuíram significativamente para o aumento dos capitais na forma de portfólio direcionados ao Brasil.

Callado e Amaral (2005) buscaram identificar fatores de atração e repulsão sobre o fluxo de capitais ao Brasil proveniente de investidores institucionais estrangeiros no período de 2003 a 2005. Verificaram que há predominância de fluxo para investimento em ações, e que a variável explicativa mais significativa do modelo é o spread médio pago pelos títulos brasileiros acima do T bond americano, relativo à classificação de risco país apurada pela agência Moody's.

Meurer (2005) confirmou estatisticamente a existência de uma relação complexa entre o comportamento dos investidores estrangeiros no mercado de ações brasileiro e o desempenho do Ibovespa, com a possibilidade de uma relação indireta através da liquidez gerada no mercado doméstico pelos investidores estrangeiros.

Através de estudos econométricos, Franzen et.al. (2009) apuraram que no período 1995-2005 “uma apreciação real da moeda brasileira em 1% leva a uma saída de recursos correspondente a 6,6% da participação estrangeira na capitalização do Ibovespa”. Isso sugere que os investimentos estrangeiros em bolsa são influenciados por variações da taxa de câmbio contemporânea, que limitam sua exposição ao risco cambial assumindo uma operação de hedge cambial incompleto em suas operações na Bovespa.

3. Metodologia

Um modelo auto-regressivo de ordem p pode ser composto por um vetor de n variáveis endógenas x_t , conectadas por uma matriz A , conforme representado abaixo (Enders, 2010 e Bueno, 2008).

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + GZ_t + e_t \quad (1)$$

Onde x_t é um vetor ($n \times 1$) contendo cada uma das n variáveis inseridas no VAR, A_0 é um vetor ($n \times 1$) de termos de intercepto, A_i são matrizes ($n \times n$) de parâmetros ou coeficientes e e_t é um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas e média zero. Ainda é possível acrescentar uma variável exógena, sendo G uma matriz de coeficientes ($n \times g$) e Z_t um vetor ($g \times 1$) de variáveis exógenas, que pode incluir variáveis determinísticas. Sendo assim, os modelos VAR expressam as relações lineares entre as variáveis endógenas, tanto contemporaneamente quanto por seus valores defasados, e podem também conter variáveis exógenas apenas como explicativas.

Dentre os estudos empíricos recentes que fizeram uso de procedimentos econométricos para avaliar os determinantes do fluxo de capitais, podemos destacar o trabalho realizado por Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) analisando o peso dos fatores externos nos determinantes do influxo de capitais

para a América Latina, através de um Vetor-Autoregressivo - VAR Estrutural. Edward (1998) utilizou VAR para testar a influência do influxo de capitais sobre a taxa de câmbio. Cardoso e Vieira (2004) estudaram as mudanças na interação entre câmbio, inflação e juros no Brasil de 1994 a 2003 utilizando VAR. Pinheiro e Amin (2004) investigaram as interações entre fluxos de capitais, risco-país, dívida pública, taxa de juros e reservas no Brasil com modelo VAR. Pinto e Vieira (2008) analisaram o comportamento da taxa de câmbio e da inflação em países selecionados da América Latina, também com VAR.

Com base nos autores citados acima, a justificativa do uso da metodologia VAR se dá pelo fato de que os seus instrumentais estatísticos favorecem a análise proposta, uma vez que consideram a interação dinâmica das variáveis, sem que se assuma anteriormente quais das variáveis são explicadas e quais são explicativas. O modelo VAR é adequado devido à sua flexibilidade, uma vez que não impõe restrições relativas quanto à endogeneidade de uma ou mais variáveis nos modelos.

Após testes com diversas variáveis relacionadas, optou-se por utilizar apenas as mais significativas para manter o modelo parcimonioso, com não mais que quatro vetores, seguindo o modelo de VAR Estrutural de Sims em que todas as variáveis são tratadas simetricamente, evitando restrições de identificação (Enderes, 2010).

O modelo fundamenta-se nas seguintes variáveis: taxa de câmbio nominal em Real por Dólar, cotação ptax de fechamento, divulgada pelo Banco Central do Brasil - Bacen; Investimento Estrangeiro em Renda Variável discriminado entre fluxo de ingressos e de saídas, conforme divulgados pelo Bacen no Balanço de Pagamentos; Ibovespa nominal e em dólares divulgada pela BM&F-Bovespa. Também foi considerado o Risco País apurado pelo JP Morgan, o EMBI+ Índice Brasil, como variável exógena. A base de dados tem periodicidade mensal, compreendendo o período de 1995 a 2012, em logaritmo natural.

Baseando-se na trajetória das variáveis e nas periodizações empregadas por Silva Jr. (2010) e Araújo et.al. (2010), optou-se por dividir o período em três fases, sendo a primeira de 1999 a 2002; a segunda de 2003 a 2007; e a terceira de 2008 a meados de 2012. Cada uma com suas especificidades de tendência e volatilidade bastante distintas.

Ao empregar um modelo único compreendendo todo o período, os estimadores não se mostraram adequados devido às quebras de tendências que a economia brasileira passou recentemente. Baseando-se nas periodizações empregadas por Silva Jr. (2010) e Araújo et.al. (2010), optou-se por dividir o período em três fases, sendo a primeira de 1999 a 2002; a segunda de 2003 a 2007; e a terceira de 2008 a meados de 2012. Cada uma com suas especificidades de tendência e volatilidade bastante distintas.

Verificou-se a estacionariedade das variáveis com os testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS),

disponíveis no software de econometria utilizado¹ considerando-se as alternativas de existir ou não intercepto e inclinação. O teste PP faz uma correção não paramétrica para testar a existência de raiz unitária utilizando estimadores consistentes de variância, mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros (Phillips e Perron, 1988). O teste KPSS verifica a hipótese nula de que uma série seja estacionária em torno de uma tendência determinística (Kwiatkowski et.al., 1992).

Conforme Enders (2010) se faz necessário verificar se as variáveis não estacionárias individualmente se tornam estacionárias em conjunto. Segundo Maddala e Kim (2004), o Teste de cointegração de Johansen é o método mais utilizado para análises de cointegração, composto por dois testes estatísticos. O primeiro, chamado Teste Trace, verifica a hipótese de existir pelo menos r vetores cointegrados. O segundo teste, chamado Maximum Eigenvalue, verifica a hipótese de que existam $r+1$ vetores cointegrados.

Para a escolha do modelo quanto ao número de defasagens, Maddala e Kim (2004) afirmam que existem dois critérios geralmente utilizados, que refletem a proximidade do ajuste e o número de parâmetros estimados. São eles os Critérios de Akaike (Akaike Information Criterion – AIC) e Schwarz (Schwarz Bayesian Information Criterion – SC).

4. Resultados

4.1 Período 1999-2002

Os resultados obtidos para a fase de 1999 a 2002 encontram-se nas Tabelas 1.1 a 1.3. Os coeficientes extraídos do modelo VAR com as variáveis em log representam a variação percentual que ela irá sofrer devido à variação de 1% na variável explicativa, sendo consideradas elásticas no caso de coeficiente maior que 1 e inelásticas se o coeficiente ficar entre 0 e 1. Na relação fluxo-câmbio os coeficientes estatisticamente significativos apontam o câmbio como variável que explica ingressos e saídas, mas o contrário não ocorre. Esta relação só é significativa a 5% sobre o fluxo de ingressos, que apresenta relação inversa e inelástica, ou seja, uma valorização de 1% do dólar frente ao real provoca redução no fluxo de ingressos de IERV próxima de 0,8%.

Não se verifica coeficientes significativos para a relação fluxo e bolsa em dólares, apenas as próprias variáveis com uma defasagem explicando o movimento seguinte a 5% e 1% de significância, em relação direta e inelástica. Já na tabela 1.3 há evidências de bolsa explicando câmbio a 5% de significância, em relação inversa e inelástica. Em outras palavras, uma valorização de 1% do Ibovespa provoca uma queda de 0,16% na taxa real por dólar. Nesta análise incluiu-se

¹ EViews 5.0 – Econometric Views, 1994-2004, Quantitative Micro Software, LLC. United States of America, Irvine, CA.

também o risco país porque, de acordo com Callado e Amaral (2005), a variável é fundamental para explicar o comportamento dos investidores institucionais estrangeiros, uma vez que identificaram uma forte relação de causalidade desta sobre as decisões de investimento e expectativas dos agentes.

A maior parte destas relações é confirmada pelo teste de Causalidade de Granger, exposto na tabela 1.4. Novamente a taxa de câmbio é causa de ingressos e saídas a 5% no sentido de Granger. Já na relação fluxo-bolsa verifica-se uma relação de causalidade da bolsa sobre as saídas que não é significativa no VAR. No terceiro conjunto, confirma-se que bolsa causa câmbio a 1%, e simultaneamente tem-se o oposto, bolsa explicada pelo câmbio a 10%. Por fim, Risco-País causa taxa de câmbio a 10% de significância no sentido de Granger.

TABELA 1.1 - SISTEMA VAR: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ (1999 - 2002)

	Saídas	Ingressos	Câmbio
Saídas (-1)	0,4504***	-0,0868	0,0251
	0,1457	0,1943	0,0347
Ingressos (-1)	0,0509	0,3352*	-0,0145
	0,1371	0,1828	0,0326
Câmbio (-1)	-0,5297*	-0,8068**	1,0047***
	0,2773	0,3698	0,0661
C	3,8722***	6,0051***	-0,0629
	1,2211	1,6283	0,2908
R2 Ajustado	0,4597	0,3149	0,9052
Schwarz Criterion	0,6547	1,2302	-2,2151
N	47		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 1.2 - SISTEMA VAR: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSO E SAÍDAS (1999 - 2002)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (-1)	0,9104***	0,2970	0,2087
	0,0820	0,2120	0,1575
Ingresso (-1)	0,0382	0,3977**	0,0858
	0,0733	0,1895	0,1408
Saídas (-1)	-0,0234	-0,0080	0,5014***
	0,0756	0,1954	0,1452
C	0,6635	1,7934	1,0372
	0,5911	1,5277	1,1349
R2 Ajustado	0,8209	0,2723	0,4368
Schwarz Criterion	-0,6085	1,2906	0,6961
N	47		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 1.3 - SISTEMA VAR: BOLSA E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2003-2007)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (-1)	0,0096	-0,1582**
	0,1333	0,0773
Câmbio (-1)	-0,0059	-0,1888*
	0,1957	0,1135
C	0,0056	0,0147***
	0,0097	0,00563
Embi+	-0,4650***	0,3206***
	0,0576	0,0334
R2 Ajustado	0,6147	0,7312
Schwarz Criterion	-2,4721	-3,5623
N	46,0000	

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 1.4 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ (1999 - 2002)

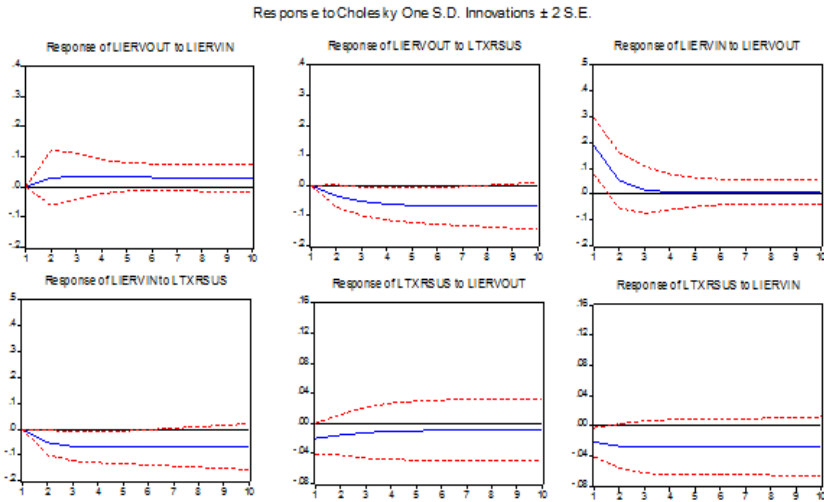
Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	47	2,106	0,154
Saídas	Ingressos		0,003	0,958
Câmbio	Saídas	47	5,858	0,0197**
Saídas	Câmbio		0,350	0,557
Câmbio	Ingressos	47	4,647	0,0366**
Ingressos	Câmbio		0,021	0,885
Ingressos	Bolsa US\$	47	0,181	0,673
Bolsa US\$	Ingressos		2,009	0,163
Saídas	Bolsa US\$	47	0,002	0,966
Bolsa US\$	Saídas		3,578	0,0651*
Saídas	Ingressos	47	0,003	0,958
Ingressos	Saídas		2,106	0,154
Câmbio	Bolsa	46	3,4828	0,0688*
Bolsa	Câmbio		8,8331	0,0048***
Embi+	Bolsa	46	2,0241	0,1620
Bolsa	Embi+		2,8150	0,1006
Embi+	Câmbio	46	3,7427	0,0596*
Câmbio	Embi+		2,5316	0,1189

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

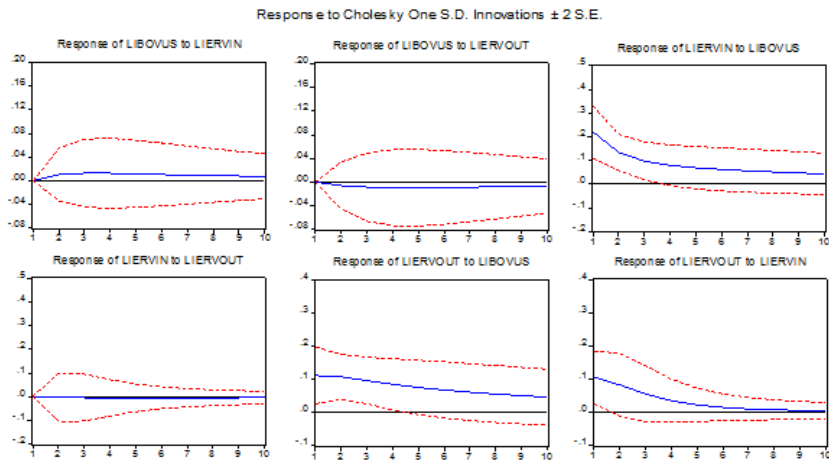
Analisando comparativamente as funções de impulso resposta deste sistema VAR, a Figura 2 traz os resultados para o primeiro período. Saídas e entradas de IERV respondem negativamente a uma variação na taxa de câmbio, e após o choque a taxa não converge de volta para o eixo. Na Figura 3 a função impulso resposta apresenta resultado significativo para um choque na variável bolsa sobre as de fluxo ingresso e saída de ordem direta, e após alguns períodos estas tendem a voltar para o eixo. A Figura 4 apresenta a variável câmbio respondendo negativamente a um choque na bolsa, assim como no VAR e no teste de causalidade de Granger.

FIGURA 2 – FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA DO SISTEMA VAR 1.1: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ (1999 - 2002).



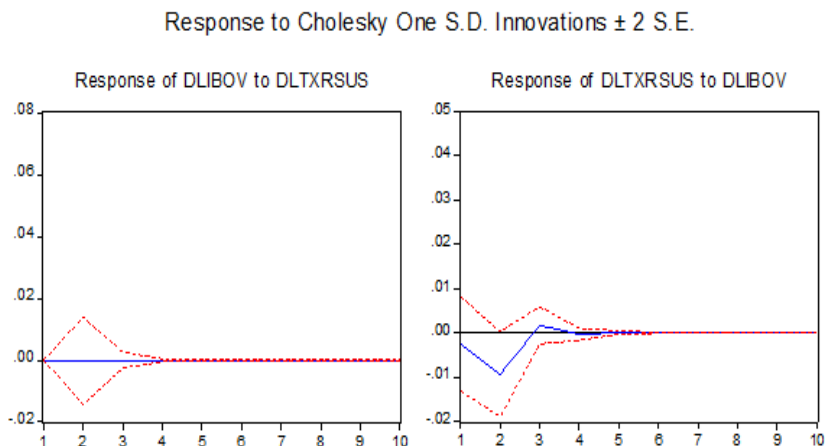
Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 3 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 1.2: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSOS E SAÍDAS (1999 - 2002)



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 4 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 1.3: BOLSA E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (1999-2002)



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

4.2 Período 2003 – 2007

No período seguinte, as Tabelas 2.1 a 2.3 expõem os coeficientes obtidos no VAR e a Tabela 2.4 o teste de Causalidade de Granger. De 2003 a 2007 temos novamente câmbio causando fluxo a 1% de significância, porém agora com coeficientes elásticos, e o fluxo de saídas causando a taxa de câmbio a 1%, relação confirmada no teste de causalidade. Este coeficiente em relação inversa com o câmbio significa que a saída de IERV está provocando queda na taxa real por dólar, o que não pode ser analisado isoladamente uma vez que o período teve apenas apreciação do real.

No segundo conjunto os coeficientes mostraram-se significativos para bolsa em dólares causando fluxo, tanto pelo VAR quanto por Granger, em nível de 1% de significância. Assim como na relação câmbio-fluxo, os coeficientes para uma variação de 1% da bolsa sobre ingresso e saída são igualmente elásticos, impactando em 1,3% e 1,15% respectivamente. O teste para bolsa nominal e câmbio mostra ambos sendo apenas explicados pelo risco país no modelo VAR, mas o de Causalidade de Granger não apresenta dados significativos para nenhuma relação.

TABELA 2.1 - SISTEMA VAR: SAÍDAS, INGRESSO E CÂMBIO R\$/US\$ (2003 - 2007)

	Saídas	Ingresso	Câmbio
Saídas (-1)	0,1118	-0,0226	-0,0658***
	0,1905	0,2159	0,0212
Ingresso (-1)	0,2260	0,1980	0,0324
	0,1807	0,2049	0,0201
Câmbio (-1)	-2,9234***	-3,6713***	0,8295***
	0,5761	0,6530	0,0641
C	7,7833***	9,9184***	0,3957**
	1,4663	1,6621	0,1631
R2 Ajustado	0,8662	0,8357	0,9627
Schwarz Criterion	0,7228	0,9734	-3,6696
N	59,0000		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 2.2 - SISTEMA VAR: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSO E SAÍDAS (2003 - 2007)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (-1)	0,9207***	1,3096***	1,1520***
	0,0490	0,2008	0,1666
Ingresso (-1)	-0,0288	0,1748	0,1823
	0,0471	0,1929	0,1601
Saídas (-1)	0,0790	-0,2146	-0,0946
	0,0520	0,2130	0,1767
C	0,3976**	-3,9515***	-3,6663***
	0,2078	0,8510	0,7061
R2 Ajustado	0,9836	0,8541	0,8949
Schwarz Crite- rion	-1,9654	0,8546	0,4812
N	59,0000		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 2.3 - SISTEMA VAR: BOLSA E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2003-2007)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (-1)	0,0822	-0,0206
	0,1038	0,0780
Câmbio (-1)	0,1585	-0,1732
	0,1651	0,1241
C	0,0204***	-0,0084*
	0,0065	0,0049
Embi+	-0,3628***	0,1758***
	0,0516	0,0388
R2 Ajustado	0,4678	0,2741
Schwarz Criterion	-3,2540	-3,8245
N	58,0000	

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Pela função impulso-resposta na Figura 5 (em anexo), confirma-se que um choque sobre a taxa de câmbio causa uma variação no fluxo de ordem inversa e elástica, ou seja, a valorização do real em 1% causa um aumento de ingresso e saída maiores que 1%. Simultaneamente, um choque nas saídas de IERV provoca variação negativa e elástica sobre o câmbio. A Figura 6 expõe o efeito que um choque sobre a bolsa exerce no fluxo, de relação direta atingindo um pico no segundo período mais que proporcional. E na Figura 7 os efeitos não são significativos.

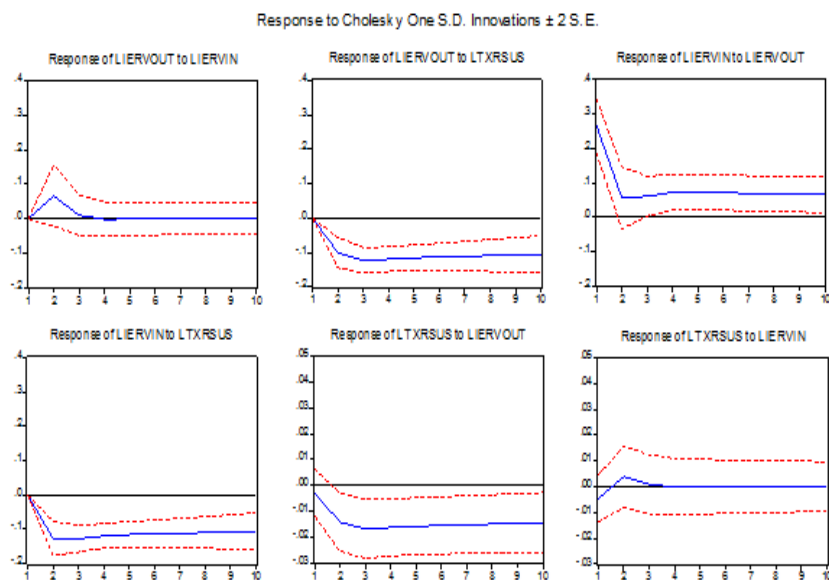
TABELA 2.4 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ (2003 - 2007)

Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	59	4,5342	0,0376**
Saídas	Ingressos		2,9157	0,0932*
Câmbio	Saídas	59	30,4182	0,000***
Saídas	Câmbio		8,4598	0,005***
Câmbio	Ingressos	59	36,7550	0,000***
Ingressos	Câmbio		1,4186	0,2387
Ingressos	Bolsa US\$	59	0,462	0,500
Bolsa US\$	Ingressos		46,591	0,000***
Saídas	Bolsa US\$	59	2,436	0,124
Bolsa US\$	Saídas		54,562	0,000***
Saídas	Ingressos	59	2,916	0,093*
Ingressos	Saídas		4,534	0,038**
Câmbio	Bolsa	58	1,7715	0,1887
Bolsa	Câmbio		0,1921	0,6629
Embi+	Bolsa	58	0,0445	0,8337
Bolsa	Embi+		0,2947	0,5894
Embi+	Câmbio	58	1,6031	0,2108
Câmbio	Embi+		1,9216	0,1713

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

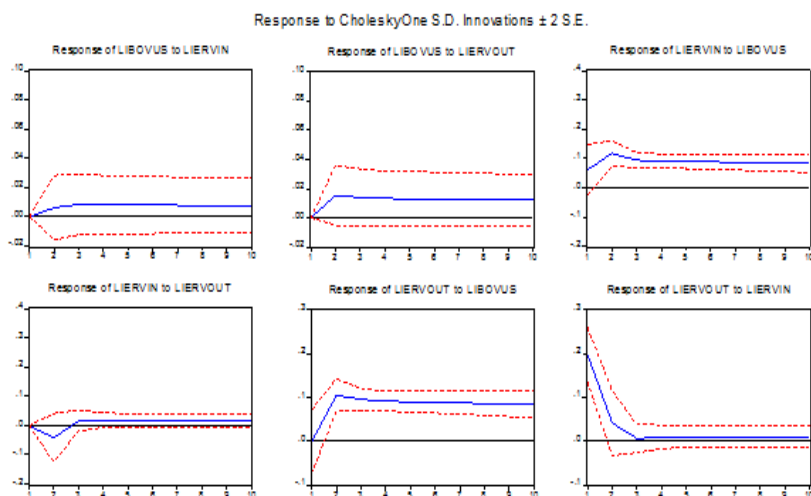
Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

FIGURA 5 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 2.1: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ (2003 - 2007).



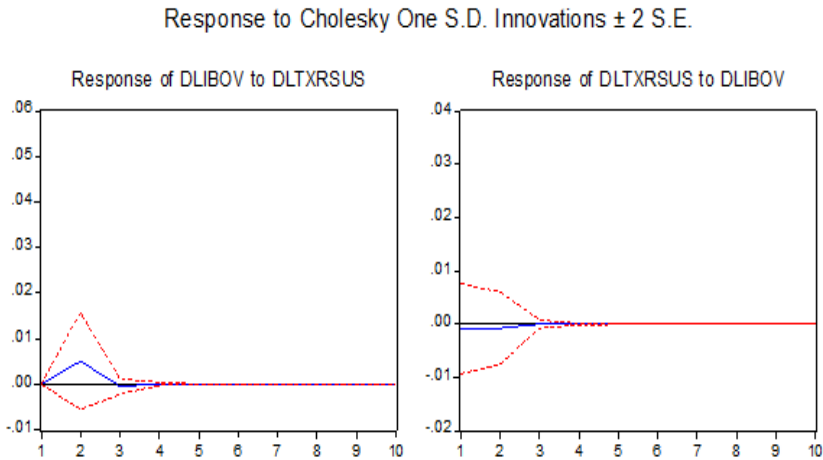
Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 6 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 2.2: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSOS E SAÍDAS (2003 - 2007)



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 7 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 2.3: BOLSA E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2003-2007).



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

4.3 Período 2008-2012

O período 2008-2012 é exposto nas Tabelas 3.1 a 3.3, diferenciando-se dos anteriores pela inclusão do Risco País em todos os conjuntos VAR. No primeiro conjunto a variável taxa de câmbio explica o fluxo de saídas, porém significativa apenas a 10%. O risco-país influencia os ingressos e a taxa de câmbio a 5% e 1% de significância, respectivamente. O coeficiente para ingressos é inelástico e negativo, e o da taxa de câmbio é inelástico e positivo. Pelo teste de Causalidade de Granger, verifica-se que tanto a taxa de câmbio quanto o risco-país explicam o fluxo de IERV.

No segundo conjunto verifica-se o fluxo de ingressos influenciando bolsa em dólares a 5% de significância, em relação direta e inelástica. No teste de Causalidade de Granger esta relação não tem significância estatística, mas o fluxo de saídas surge como causa da bolsa em dólares a 5% de significância. No terceiro sistema VAR não se verifica coeficientes significativos, apenas no teste de Causalidade onde bolsa explica taxa de câmbio a 5% no sentido de Granger.

TABELA 3.1 - SISTEMA VAR: SAÍDAS, INGRESSO E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO (2008 - 2012) EM 1ª DIFERENÇA

	Saídas	Ingresso	Câmbio
Saídas (-1)	-0,5468***	-0,0484	-0,0101
	0,1807	0,1958	0,0229
Ingresso (-1)	0,0168	-0,4074**	-0,0074
	0,1805	0,1955	0,0228
Câmbio (-1)	-1,7989*	-1,5035	0,0133
	0,9446	-1,0232	0,1195
C	-0,0092	-0,0093	0,0041
	0,0440	0,0477	0,0056
Embi+	-0,1424	-0,7039**	0,2684***
	0,3288	0,3562	0,0416
R2 Ajustado	0,2423	0,2122	0,4499
Schwarz Criterion	0,7862	0,9462	-3,3484
N	50,0000		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 3.2 - SISTEMA VAR: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSO E SAÍDAS COM RISCO PAÍS EXÓGENO (2008 - 2012)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (-1)	0,3774***	-0,2714	-0,0419
	0,0958	0,3975	0,3823
Ingresso (-1)	0,1156**	0,5439**	0,2350
	0,05609	0,2327	0,2238
Saídas (-1)	-0,0698	0,2233	0,5676***
	0,0534	0,2216	0,2131
C	9,1610***	7,5500	2,5342
	-1,3482	-5,5942	-5,3804
Embi+	-0,5725***	-0,4642	-0,0634
	0,0971	0,4030	0,3876
R2 Ajustado	0,9126	0,4567	0,5511
Schwarz Criterion	-1,8144	1,0315	0,9535
N	51,0000		

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 3.3 - SISTEMA VAR: BOLSA E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2008-2012)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (-1)	0,0195	-0,1229
	0,1351	0,1047
Câmbio (-1)	-0,0435	-0,0578
	0,1853	0,1435
C	-0,0034	0,0043
	0,0071	0,0055
Embi+	-0,4028***	0,2451***
	0,0533	0,0412
R2 Ajustado	0,5582	0,4669
Schwarz Criterion	-2,9249	-3,4361
N	50,0000	

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

TABELA 3.4 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER: SAÍDAS, INGRESSOS, CÂMBIO R\$/US\$ E RISCO PAÍS (2008 - 2012) EM 1ª DIFERENÇA

Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	50	0,6661	0,4186
Saídas	Ingressos		0,3837	0,5386
Câmbio	Saídas	50	5,0314	0,0296**
Saídas	Câmbio		0,2614	0,6116
Embi+	Saídas	50	5,1131	0,0284**
Saídas	Embi+		2,4755	0,1223
Câmbio	Ingressos	50	3,6395	0,0625*
Ingressos	Câmbio		0,1453	0,7048
Embi+	Ingressos	50	4,6513	0,0362**
Ingressos	Embi+		1,5610	0,2177
Embi+	Câmbio	50	0,2773	0,6009
Câmbio	Embi+		0,3834	0,5388
Ingressos	Bolsa US\$	51	1,7753	0,1890
Bolsa US\$	Ingressos		0,1285	0,7215
Saídas	Bolsa US\$	51	4,9208	0,0313**
Bolsa US\$	Saídas		0,3892	0,5357
Embi+	Bolsa US\$	51	0,2481	0,6207
Bolsa US\$	Embi+		2,2276	0,1421
Saídas	Ingressos	51	0,2589	0,6132
Ingressos	Saídas		1,5273	0,2225
Embi+	Ingressos	51	0,0564	0,8133
Ingressos	Embi+		2,6126	0,1126
Embi+	Saídas	51	0,0400	0,8424
Saídas	Embi+		5,9760	0,01822**
Câmbio	Bolsa	50	0,1049	0,7475
Bolsa	Câmbio		4,9450	0,0310**
Embi+	Bolsa	50	0,4855	0,4894
Bolsa	Embi+		5,6508	0,0216**
Embi+	Câmbio	50	0,2773	0,6009
Câmbio	Embi+		0,3834	0,5388

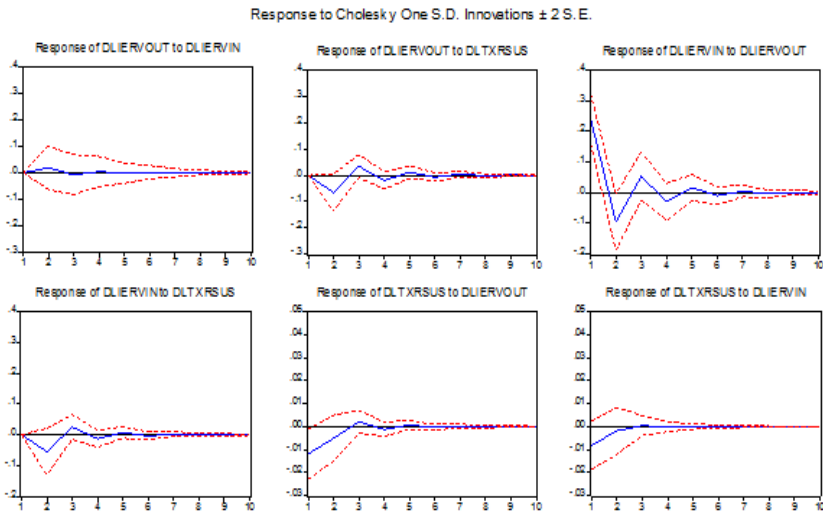
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Partindo para as funções impulso-resposta, este último período está representado na Figura 8 onde verifica-se uma resposta da taxa de câmbio para um choque no fluxo de saída de IERV, que não foi significativa nos testes

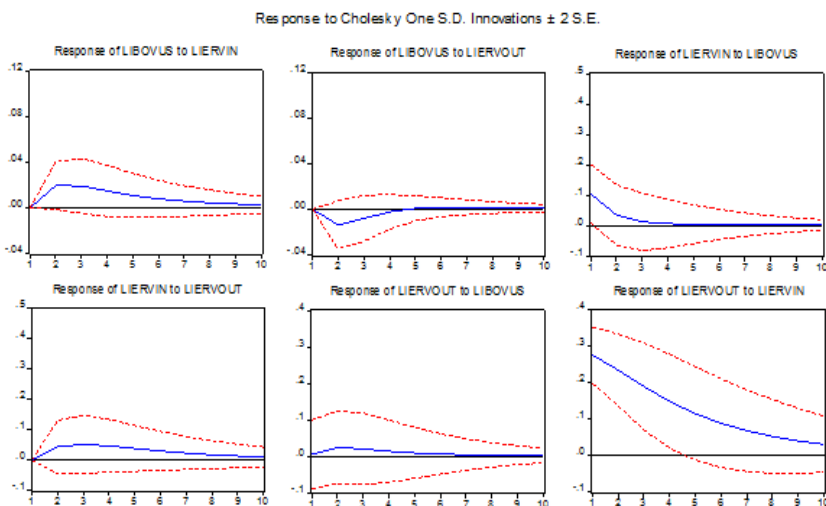
anteriores. A Figura 9 traz o fluxo de entrada respondendo a um choque na bolsa, significativo apenas no primeiro período e depois retornando para o eixo. E na Figura 10 se conclui as análises de impulso resposta com a relação câmbio-bolsa, que apresenta uma resposta mais que proporcional da taxa de câmbio após um choque no Ibovespa.

FIGURA 8 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 3.1: SAÍDAS, INGRESSOS E CÂMBIO R\$/US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2008-2012).



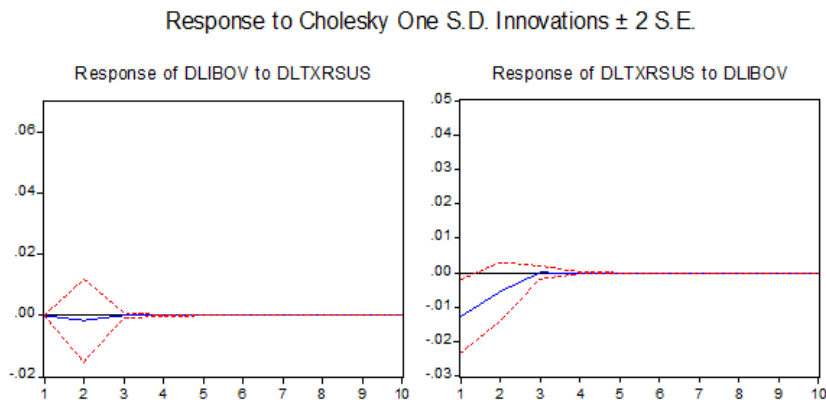
Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 9 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 3.2: BOLSA EM DÓLAR, INGRESSOS E SAÍDAS COM RISCO PAÍS EXÓGENO (2008 - 2012)



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

FIGURA 10 - IMPULSO RESPOSTA DO SISTEMA VAR 3.3: BOLSA E CÂMBIO R\$/ US\$ COM RISCO PAÍS EXÓGENO EM 1ª DIFERENÇA (2008-2012).



Fonte: Elaboração própria com base no modelo.

Para uma visualização mais concisa, as saídas foram reunidas nas tabelas 4.1 a 4.4 com base nos coeficientes obtidos no modelo VAR e na relação de Causalidade de Granger, focando na variável como explicativa das demais. A tabela 4.1 expõe as variáveis que são influenciadas pelo risco-país, eviden-

ciando seu peso sobre câmbio e bolsa em todos os períodos. As saídas para câmbio evidenciam uma relação positiva entre aumento do risco-país e da cotação do dólar frente ao real de forma inelástica, ou seja, variação média de 0,25% para 1% de aumento do Embi+. Os coeficientes do risco país sobre a variação do Ibovespa em sinal negativo significam que o aumento de 1% do Embi+ provocará queda média de 0,4% na bolsa, relação inversa e inelástica.

TABELA 4.1 - RESUMO DO EMBI+ COMO EXPLICATIVA

	1999-2002	2003-2007	2008-2012
Saídas	NT	NT	NS
Ingresso	NT	NT	-0,7039**
Câmbio	0,3206***	0,1758***	0,2684***
Bolsa US\$	NT	NT	-0,5725***
Bolsa Nominal	-0,4650***	-0,3628***	-0,4028***

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

Este mesmo resumo é apresentado de forma oposta nas tabelas 5.1 a 5.3, isolando a variável explicada. Na primeira a variável Bolsa sofre influência dela defasada e do risco-país, com destaque para o terceiro período quando ela passa a ser explicada pelo fluxo. A Tabela 5.2 traz o fluxo sendo explicado principalmente pelo câmbio e pela própria variável defasada, com a interferência mais forte da bolsa no segundo período, que é o único de tendência de alta.

TABELA 5.1 - RESUMO DAS VARIÁVEIS QUE EXPLICAM BOLSA

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Bolsa US\$	Bolsa N	Bolsa US\$	Bolsa N	Bolsa US\$	Bolsa N
Embi+ (-1)	NT	-0,4650***	NT	-0,3628***	-0,5725***	-0,4028***
Saídas(-1)	NS	NT	NS	NT	NS**	NT
Ingresso(-1)	NS	NT	NS	NT	0,1156**	NT
Câmbio(-1)	NT	NS	NT	NS	NT	NS
BolsaUS\$(-1)	0,9104***	NT	0,9207***	NT	0,3774***	NT
Bolsa Nominal (-1)	NT	NS	NT	NS	NT	NS

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%. NS**: Significativo no teste de Granger a 5%.

TABELA 5.2 - RESUMO DAS VARIÁVEIS QUE EXPLICAM FLUXO

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Ingresso	Saída	Ingresso	Saída	Ingresso	Saída
Embi+ (-1)	NT	NT	NT	NT	-0,7039**	NS**
Saídas(-1)	NS	0,4504***	NS	NS	NS	0,5676***
Ingresso(-1)	0,3977**	NS	NS	NS**	0,5439**	NS
Câmbio(-1)	-0,8068**	NS**	-3,6713***	-2,9234***	NS	NS**
Bolsa US\$ (-1)	NS	NS	1,3096***	1,1520***	NS	NS
Bolsa Nominal (-1)	NT	NT	NT	NT	NT	NT

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%. NS**: Significativo no teste de Granger

TABELA 5.3 - RESUMO DAS VARIÁVEIS QUE EXPLICAM CÂMBIO

	1999-2002	2003-2007	2008-2012
Embi+ (-1)	0,3206***	0,1758***	0,2684***
Saídas(-1)	NS	-0,0658***	NS
Ingresso(-1)	NS	NS	NS
Câmbio(-1)	1,0047***	0,8295***	NS
Bolsa US\$(-1)	NT	NT	NT
Bolsa Nominal (-1)	-0,1582**	NS	NS**

Fonte: Elaborado a partir dos resultados do modelo.

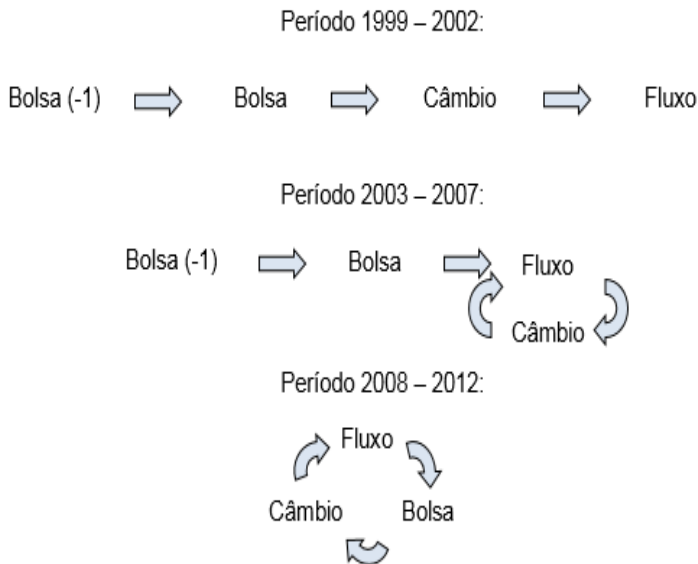
NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%. NS**: Significativo no teste de Granger

Por fim, a Tabela 5.3 traz as variáveis que explicam o câmbio, apresentando em todos os períodos o risco-país com relação direta e inelástica, e coeficiente médio de 0,25% dada uma variação de 1% no risco-país. Nos dois primeiros períodos o câmbio é influenciado por ele próprio com uma defasagem, mas no terceiro esta continuidade se rompe. No primeiro e no terceiro período verifica-se bolsa influenciando câmbio, o que permite inferir que a valorização no segundo período não tem o mesmo efeito sobre o câmbio que tem a sua desvalorização nos outros dois. Em outras palavras, a queda do Ibovespa parece exercer pressão sobre o câmbio, mas sua alta não.

É importante destacar que o coeficiente da bolsa sobre o câmbio é de $-0,16$ no primeiro período, e de $-0,12$ no terceiro período não significativo estatisticamente. Comparado à elasticidade da influência do risco-país, pode-se observar que esta afeta o câmbio em maior magnitude. O risco-país medido pelo JP Morgan Chase é também uma medida de quanto o Tesouro brasileiro precisa remunerar acima no Treasury Bond para compensar o risco. Neste sentido, assumindo o Embi+ como diferencial de juros, cabe ressaltar que o peso dos juros sobre o câmbio é mais expressivo que o da bolsa.

Outra questão importante diz respeito à relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio, que não se verifica na relação do fluxo de saídas sobre o câmbio. Uma vez que a interferência de fato da queda da bolsa deveria ser transmitida para o câmbio através da saída do IERV, abre-se uma lacuna onde a relação de causalidade tem motivações diferentes destas analisadas, ou seja, no primeiro e no terceiro períodos a bolsa explica o câmbio, que por sua vez, explica o fluxo, mas o contrário não ocorre.

FIGURA 11 - RELAÇÃO DE CAUSALIDADE OBTIDA NO MODELO VAR E NO TESTE DE GRANGER



Considerações Finais

A problemática central deste trabalho pode ser resumida na busca por evidências que apontem para uma relação entre investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio, compreendendo as influências que exercem simultaneamente com Ibovespa e diferencial da taxa de juros, no período

iniciado com a flutuação da taxa do câmbio em 1999.

De forma geral, os estudos existentes abordam a influência que o capital externo para renda fixa exerceu sobre a taxa de câmbio na década de 1990; os efeitos da flutuação de capital sobre as economias emergentes e motivos que justificariam a adoção de ferramentas para controle do influxo de capitais; quais os fatores ponderados pelo investidor estrangeiro na tomada de decisão, tendo como variáveis explicativas a taxa de câmbio e o diferencial de juros, além da expressiva participação do investidor estrangeiro sobre a variação do Ibovespa. Em outras palavras, estes estudos apresentaram uma relação de causalidade de juros sobre o câmbio, e de câmbio sobre bolsa em sentido único. Como o investimento estrangeiro para renda variável se avolumou na última década, abre-se a possibilidade de testar as relações no sentido oposto.

Apoiada nos estudos já existentes, a abordagem empírica proposta buscou reunir as variáveis Ibovespa, taxa de câmbio, fluxo de IERV e risco país para analisar as relações de influência e causalidade de umas sobre as outras simultaneamente, empregando modelagem VAR, testes de causalidade de Granger e funções impulso-resposta. As variáveis foram analisadas em duplas (fluxo-câmbio, fluxo-bolsa e bolsa-câmbio, com o risco país exógeno) e fracionadas em 3 períodos (1999-2002, 2003-2007 e 2008-2012) devido às quebras de tendência nas variáveis.

Os resultados apontaram relações diferentes nos 3 períodos, cada uma sendo explicada pelo contexto macroeconômico. No primeiro período a relação de causalidade inicia com a bolsa defasada justificando o presente, que por sua vez explica a variável câmbio, e esta por fim explica fluxo. Confirma-se a bibliografia que aponta o câmbio como causa do fluxo, e acrescenta-se a variável bolsa explicando câmbio.

No segundo período as variáveis câmbio e bolsa explicam fluxo. Trata-se de um período de forte valorização do Ibovespa e do real frente ao dólar, em que o fluxo é atraído de forma elástica pela possibilidade de lucro com a bolsa e com a moeda. Já o terceiro período se assemelha mais ao primeiro do que ao terceiro, visto que se trata de momentos de crise e volatilidade. Surge em 2008 uma relação circular de bolsa-câmbio-fluxo, em que o fluxo passou a explicar bolsa devido ao forte movimento de saída em 2008 por motivações externas, seguido de rápido reingresso em 2009.

Por fim, isola-se o câmbio que é a variável central deste trabalho. Em todos os períodos ela é explicada pelo risco-país, e no primeiro e no terceiro períodos verifica-se bolsa influenciando câmbio. A ausência desta relação no segundo período leva a crer que a valorização da bolsa não tem o mesmo efeito sobre o câmbio que tem a sua desvalorização nos outros dois. Conclui-se, portanto, que existe estatisticamente uma relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio em momentos de queda do Ibovespa, confirmando hipótese levantada inicialmente.

É importante destacar que o efeito da bolsa sobre o câmbio não se dá de maneira direta através do fluxo, uma vez que o fluxo não causa câmbio. A forma mais plausível de se verificar o efeito da bolsa sobre o câmbio em momentos de queda deveria ser pela saída do investidor externo, mas esta hipótese não se confirma estatisticamente. Não há como se afirmar o motivo de tal relação com as variáveis estudadas, mas fica a possibilidade de que seja pela formação de expectativas nos períodos em que há aumento da percepção de risco. Como já existem estudos que apontam para a formação do câmbio no mercado de derivativos antes do spot, poderia ser este o mecanismo de transmissão de tais expectativas.

Com relação à hipótese levantada de que o IERV poderia exercer influência sobre o câmbio superior a da renda fixa, constatou-se que os coeficientes da bolsa sobre o câmbio são menos elásticos que os do risco-país, que é também o diferencial de juros. Conclui-se, portanto, que o peso dos juros sobre o câmbio permanece mais expressivo que o da bolsa na última década.

Referências Bibliográficas

- AGENOR, Pierre-Richard. (1998) Capital inflows, external shocks, and the real exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 17, pg. 713-740.
- ARAUJO, Márcio S.; ARAUJO, Eliane C.; BRUNO, Miguel A. P.. Fluxo de divisas, reservas internacionais e determinação da taxa de câmbio no Brasil: novas evidências para o período 2003-2009. Anais do III Encontro da Associação Keynesiana Brasileira, 2010
- ATHUKORALA, Prema-chandra; RAJAPATIRANA, Sarath. (2003) Capital inflows and the real exchange rate: a comparative study of Asia and Latin America. *The World Economy*, v. 26, n. 4, p. 613-637, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). *Sistema gerenciador de séries temporais (SGS)*. v. 2.0, Módulo público. [Brasília]: 1947-. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em 2012.
- _____. *Série histórica do balanço de pagamentos*. [Brasília]: 1947-. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIEBALPAG>>. Acesso em 2012.
- BUENO, Rodrigo L. S. (2008). *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning.
- CALLADO, Antonio A. C.; AMARAL, Brenda M. (2005). Fluxos de capitais internacionais de investidores institucionais para o Brasil: um estudo sobre os fatores de atração e repulsão. *Cadernos de Pesquisa em Administração*. São Paulo, v.12, n.2, abril/junho, p. 37-48.
- CALVO, Guillermo A.; LEIDERMAN, Leonardo; REINHART, Carmen M. (1993) Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The

- Role of External Factors. *Staff Papers – International Monetary Fund*, Vol. 40, No. 1 (Mar., 1993), PP. 108-151.
- CARDODO, Carlos de Almeida; VIEIRA, Flávio Vilela. Câmbio, Inflação e Juros na Transição do Regime Cambial Brasileiro: Uma Análise de Vetores Auto-regressivos e Causalidade; in Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia - Anpec (www.anpec.org.br), Brasília, 2005. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro_2005.htm
- CARNEIRO, R. (2003). A política macroeconômica da era FHC ao governo Lula: da trindade impossível à autonomia necessária. In: REIS VELLOSO (Org.). *Governo Lula: novas prioridades e desenvolvimento sustentado*. Rio de Janeiro: José Olympio. 559p.
- EDWARDS, Sebastian. (1998) Capital Flows, Real Exchange Rates, and Capital Controls: Some Latin American Experiences. *NBER Working Paper*, nº 6800. Cambridge MA, November 1998.
- ENDERS, Walter (2010). *Applied Econometric Time Series*. 3rd Ed. University of Alabama: Wiley.
- FRANZEN, A.; MEURER, R.; GONÇALVES, C. E. S.; SEABRA, F. (2009) Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 301-328, Abril-Junho 2009.
- ITO, Takatoshi. (2000) Capital Flows in Ásia, in EDWARDS, S. (ed.), *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*. Chicago: University of Chicago Press, pg. 255-298.
- KAPLAN, Ethan; RODRIK, Dani (2001). Did the Malaysian Capital Controls Work? *NBER Working Paper* No. 8142. Cambridge MA, February 2001.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative era unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159-178.
- MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo (2004). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, 6ª Ed.
- MEURER, Roberto. (2005) Fluxo de Capital Estrangeiro e Desempenho do Ibovespa. *Revista Brasileira de Finanças*, Vol. 4, No. 1, pp. 345-361.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75 (2), p. 335-346.
- PINHEIRO, Alessandro M.; AMIN, Mario M. (2004). *Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR)*. Essa.
- PINTO, Ana C. B.; VIEIRA, Flávio V. (2008). Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR). *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v.29, n.1, p.65-100, jun. 2008.
- SILVA JR, A. (2010). *Brazilian Strategy for Managing the Risk of Foreign Exchange Rate Exposure During a Crisis*. Banco Central do Brasil Working Paper Series, (207).
- SOIHET, E. Índice de controle de capitais: uma análise de legislação e dos determi-

nantes ao fluxo de capital no Brasil no período de 1990-2000. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, FGV, Rio de Janeiro, 2002.

Recebido em : 12 de outubro de 2013

Aceito em: 14 de maio de 2014

Mercado de Trabalho Cearense: Desemprego e Desempregados. Quem São Eles?

Luís Abel da Silva Filho¹

Silvana Nunes de Queiroz²

Maria do Livramento Miranda Clementino³

Resumo: A discussão acerca do desemprego ganhou relativa dimensão, notadamente a partir dos anos de 1990, quando se registraram as maiores taxas de desemprego aberto já vistas no Brasil. Ao longo dos anos 2000, a ruptura à tendência dos anos pretéritos começou a dar os primeiros sinais a partir de 2004, com redução contínua do desemprego no país. Destarte, é pretensão deste artigo analisar o desemprego no Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Os dados são da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O recorte temporal analisado são os anos de 2001-2008. Como metodologia, além de uma revisão de literatura acerca do desemprego, utilizou-se o método de decomposição do desemprego, que permite através de técnicas de mensuração observar a participação de cada grupo na composição do desemprego total de uma região. O método de composição do desemprego permitiu observar que, ao longo dos anos analisados, ocorreu redução no estoque força de trabalho masculina, no estoque total de desempregados do estado, em detrimento da elevação do estoque feminino. Por outro lado, dinâmica oposta foi observada na RMF. Além do mais, constatou-se elevação da força de trabalho jovem com idade entre 15 a 24 anos no estoque total de desempregados, bem como redução da participação dos menos escolarizados (0 a 4 anos de estudo) no desemprego total, tanto no estado quanto na RMF. As evidências, portanto, permitem inferir que o mercado de trabalho cearense é seletista, o que torna determinados grupos mais vulneráveis, como é o caso de mulheres, não brancos, jovens e residentes, notadamente na RMF.

Palavras-chave: Mercado de trabalho; Desemprego; Ceará; RMF.

JEL: J70.

1 Mestre em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN. Pesquisador do Observatório das Metrôpoles, núcleo da UFRN. Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri - URCA. E-mail: abeleconomia@hotmail.com

2 Doutora em Demografia pela Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP. Professora Assistente do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri - URCA. E-mail: silvanaqueiroz@yahoo.com.br

3 Mestra em Sociologia e Doutora em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Campinas - UNICAMP. Pós-doutora na Université Lumière, Lyon2. Professora Titular do Departamento de Políticas Públicas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN. E-mail: clement@ufrnet.br

Cearense Job Market: Unemployment and Unemployed. Who Are They?

Abstract: *the discussion gained relative size of unemployment, especially from the 1990s, when it registered the highest unemployment rates ever seen in Brazil. Over the year 2000, breaking the trend of years gone by began showing the first signs from 2004, with continued reduction of unemployment in the country. Thus, claims if this article is to analyze unemployment Ceará and Fortaleza metropolitan Region (RMF). Data are from the National Household Sample Survey (PNAD), the Brazilian Institute of Geographic and Statistic (IBGE). The time frame is considered the years 2001-2008. The methodology and a literature review of unemployment, we used the method of the compositions of unemployment, which allows measurement techniques by observing the share of each group in the composition of total unemployment in a region. The method composition of unemployment has observed that over the years analyzed, there was a reduction in the male labor supply, the total stock of unemployment in the estate, to the detriment of the stock increase female. On the other hand the opposite dynamic was observed in the RMF. Moreover, there was increase young workforce aged 12 to 24 years in the total stock of unemployment as well as reducing the participation of educated (0 to years of schooling) in total unemployment, both in estate in the RMF. The evidence, therefore, by inferred that the labor market is selective Ceará, which makes certain vulnerable groups such as women, nonwhites and younger residents, especially in the RMF.*

Keywords: *labor market; Unemployment; Ceará; RMF.*

JEL: *J70.*

1. Introdução

O processo de integração da economia brasileira, no cenário da globalização mundial, promoveu a reconfiguração do processo produtivo e inúmeras consequências para o mercado de trabalho. No que concerne às reconfigurações da produção, ela passou da ótica da indústria para os serviços, o que implicou na criação de postos de trabalho mais vulneráveis a riscos e as tendências macroeconômicas nacionais (RAMOS, 2002). Nesse cenário, surgem novas formas de contratação, além do acentuado desemprego nos anos de 1990 (POCHMANN, 1998; 1999; DEDECCA, 1998; BALTAR, 2003).

No contexto de reestruturação produtiva, paralelamente ao avanço da economia brasileira na competitividade internacional, a força de trabalho foi utilizada como ajuste à tendência global da produção. A desregulamentação do mercado de trabalho e ações do mercado - no livre jogo entre contratador e contratado foram evidentes na economia do país (JATOBÁ e ANDRADE, 1993). Assim, a década de 1990 consagra-se por elevadas taxas de desemprego e forte incidência de trabalho precário nunca visto no país.

Os problemas estruturais assim como os institucionais¹ permitiram o surgimento de novas formas de contratação: em tempo parcial ou contratos sem registro em carteira. Por seu turno, a dinâmica estrutural da produção foi marcada pela ausência de uma política de desenvolvimento regional, em âmbito nacional, ocasionando a crescente disputa territorial por investimentos via incentivos fiscais.

Essa conjuntura brasileira permitiu o processo de desindustrialização das regiões mais ricas do país e a ampliação do parque industrial de unidades mais fragilizadas. Conforme Cano (1997), Diniz (1995) e Pacheco (1999), esse processo ocorreu com maior intensidade entre 1970-1985 e num menor ritmo pós 1985. Todavia, os postos de trabalhos criados nesse processo destacam-se por serem, em boa medida, terceirizados, mal remunerados e de alta rotatividade.

As regiões e estados beneficiados com a industrialização via incentivos fiscais gozaram da elevação no número de unidades fabris e na geração de empregos. Entretanto, não foi possível ficar incólume ao padrão de empregos gerados. Em regiões mais pobres, a exemplo do Nordeste brasileiro, os postos de trabalhos mostraram-se, sobremaneira, mais precários que os observados em regiões de maior envergadura, em sua capacidade produtiva e em sua estrutura industrial (SILVA FILHO e QUEIROZ, 2011). Além disso, o desemprego aberto metropolitano foi registrado com maior veemência nas regiões fragilizadas, além da incidência do desemprego oculto pelo desalento e pelo trabalho precário (BASTOS, 2010).

No tocante ao desemprego, estudos empíricos têm mostrado elevada concentração em grupos sociais mais vulneráveis, assim como em regiões mais propícias a esse fenômeno, tanto em escala internacional (OSÓRIO DE ALMEIDA et al, 1995; FUNKHOUSER, 1996) quanto em âmbito nacional (BARROS, et al 1997; CORSEUIL et al, 1999; BASTOS, 2010). Em escala regional, Silva Filho (2011) constatou forte incidência do fenômeno concentrado, em sua grande maioria, em mulheres, jovens e não brancos, nas áreas metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador. Além disso, nessas mesmas regiões metropolitanas foram registrados elevados índices de empregos informais ao longo dos anos 2000.

Ante isso, é pretensão deste artigo observar o mercado de trabalho no Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza, destacando-se, sobremaneira, o desemprego e o perfil do desempregado metropolitano e de todo o Estado. Para tanto, utilizam-se dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, para os anos de 2001-2008. Quanto aos procedimentos metodológicos, observam-se as características determinantes do desemprego na área de abrangência da pesquisa, a partir do método utilizado por Corseuil et al, (1997), aplicado por Bastos (2010).

¹ Define-se como a perda do poder de barganha do Estado e dos órgãos de defesa do trabalhador, em atuar em prol da força de trabalho, numa economia desregulada e de livre concorrência.

Para atingir os objetivos propostos pelo estudo, o artigo está assim estruturado: além destas considerações iniciais, a segunda seção apresenta uma breve revisão de literatura acerca do desemprego e da vulnerabilidade de alguns grupos sociais na América Latina e no Brasil; a terceira seção reporta-se ao mercado de trabalho cearense e a sua estrutura; a quarta seção faz a análise descritiva dos dados para o estado do Ceará e da RMF; em seguida, a quinta seção apresenta os procedimentos metodológicos utilizados para observar a composição do desemprego; na sexta analisam-se os resultados da pesquisa e, por último, chega-se às considerações finais.

2. Desemprego e vulnerabilidade no mercado de trabalho: algumas considerações²

Analisar o desemprego nas economias em desenvolvimento sugere, sempre, a retomada do discurso acerca da reestruturação produtiva e dos seus impactos sobre o mercado de trabalho na periferia do capitalismo mundial³. Diante disso, com o avanço do capitalismo global, guiado pela busca de novos mercados e por condições de produção pautadas por baixos custos, além do avanço da ideologia de Estado mínimo e das ações do sistema neoliberal, o mercado de trabalho é massificado pela livre ação entre oferta e demanda, sendo o preço da mão-de-obra, em muitos casos, fator determinante para atração de recursos de capital.

Desse modo, com a reestruturação baseada na livre mobilidade de capitais, com o avanço da tecnologia de ponta, desencadeada pela robótica e pela microinformática, as economias menos desenvolvidas são afetadas, tanto na concorrência por mercados quanto na desocupação da força de trabalho mais vulnerável. Essas transformações radicais nos paradigmas da produção foram necessárias para ganhos de escala e de escopo e para ampliação do sistema capitalista pelo mundo. No entanto, cabe destacar que os problemas para o mercado de trabalho foram de grande intensidade, surgindo com isso, novas formas de contratação, redução de empregos com carteiras e contratação por hora.

O papel do Estado regulador perdeu espaço na dimensão da livre mobilidade de capitais e dos mercados em livre concorrência. Os resultados mais catastró-

2 O Ministério do Trabalho e do Emprego chama atenção para o cuidado que se deve ter ao qualificar o conceito de vulnerabilidade no mundo do trabalho. Isto porque, em geral, o que se observa em inúmeros estudos é a pouca ou nenhuma discussão do seu significado conceitual. Nesse sentido, o MTE (2007), interpreta/entende que “as situações de vulnerabilidade no mercado de trabalho [são] determinadas pela situação desvantajosa de grupos ou indivíduos em relação à posse desses ativos/atributos (físicos, pessoais e sociais), [e] podem ainda ser agravadas pelas superposições possíveis das diversas dimensões de vulnerabilidade. Neste sentido, é necessário que as situações de vulnerabilidade sejam expressas por indicadores capazes de captar essas superposições e também de revelar como ou em que intensidade cada uma dessas dimensões afetam a situação de vulnerabilidade no mundo do trabalho”. (MTE-DIEESE, 2007, p.26-27).

3 Não é pretensão deste estudo entrar na imensidão da seara da globalização e da reestruturação produtiva, apenas se faz menção para os possíveis impactos na qualidade dos postos de trabalho e do desemprego estrutural, por ela causado.

ficoss dessas ações foram observados no mercado de trabalho e, sobremaneira, nos grupos sociais mais vulneráveis a tais ações. Tanto o emprego precário quanto o desemprego aberto em escala elevada assolaram as economias menos desenvolvidas e os grupos étnicos menos protegidos em países em desenvolvimento. O resultado da ausência do estado, da perda de barganha do poder sindical e da desregulamentação das leis do trabalho foi sentido, sobretudo, nos períodos de crescimento econômico crítico.

Diante disso, em todo o mundo em desenvolvimento, assistiu-se à elevação dos contratos informais de trabalho e conseqüentemente à redução dos postos com registros em carteira de trabalho. Paralelamente, o desemprego assolou essas economias e acentuou problemas de ordem sociais já elevados. Funkhouser (1996) e Marcoullier et al (1997) observaram que a informalidade no mercado de trabalho tem maior dimensão para a População Economicamente Ativa feminina, não branca, idosa e muito jovem. Essas características resultam da seletividade do mercado de trabalho e do crescimento na oferta de emprego inferior ao crescimento da PEA desses países.

Pela mesma ótica, Márquez e Pages (1998), Freije (2001) e Corbacho (2002) acompanharam o mercado de trabalho em países latino-americanos e constataram que, além do sexo, a idade da PEA é determinante na busca e manutenção de uma vaga no mercado de trabalho. A mão-de-obra feminina, conforme os autores, têm maiores possibilidades no mercado informal de trabalho, além disso, elas são mais expostas ao desemprego.

Essas características são, portanto, determinantes do desemprego em países em desenvolvimento. Ozório de Almeida et al (1995) observou em países latino-americanos, que a raça/cor é requisito que influencia a consecução vaga no mercado de trabalho, sendo, pois, os não brancos maioria relativa no contingente populacional de desempregados, além de serem eles maioria relativa no estoque de empregados na informalidade. Trata-se, porém, de um mercado de trabalho excludente e seletista, onde a força de trabalho é massificada diante de características étnicas, caso em que o desemprego e o subemprego afetam, em maior escala, os grupos sociais já citados.

Hirata (2009) observou que as mulheres são minorias nos postos de trabalhos de maior projeção social, além de encontrarem maiores dificuldades em ingressar no mercado de trabalho formal. Os estudos empíricos de Corseuil et al (1997), Corseuil (1999) e Bastos (2010), dentre outros, também para o Brasil, demonstram a incidência do desemprego, sobremaneira para idosos, jovens e mulheres, além da localização regional de a PEA determinar o desemprego e o seu tempo de permanência. Corroborando tais achados, Bastos (2010) constata elevadas taxas de desemprego aberto, desemprego oculto pelo desalento e desemprego oculto pelo trabalho precário, com maior incidência nos grupos étnicos e etários anteriormente citados.

Conforme Barros et al (1997), cabe ainda destacar a diferença gritante do

desemprego entre os grupos sociais no Brasil, o que em seu contexto histórico já era evidenciada. Para o autor, mesmo que o histórico brasileiro de desemprego tenha se mantido com registros de baixas taxas até o início dos anos de 1990⁴, é possível que, mesmo nesse período, as taxas de desemprego agregadas tenham ocultado o problema do desemprego por grupos sociais, que divergem acentuadamente nas economias em desenvolvimento.

No caso do Nordeste metropolitano, estudos recentes⁵ têm demonstrado elevados índices de empregos informais, que atingem principalmente mulheres, não brancos, jovens e idosos, além das elevadas taxas de desemprego aberto, que atingem, sobremaneira, os grupos sociais já citados. Ante isso, percebe-se que os estudos empíricos, para as economias em desenvolvimento, convergem no que concerne ao desemprego. Há, portanto, discriminação e segregação no mercado de trabalho, e a população mais vulnerável tem as mesmas características sócio-econômicas e demográficas, notando-se ainda que, a diferenciação regional acentua ainda mais as diferenças entre aqueles que estão ou que experimentam constantemente o desemprego.

3. Ceará: vulnerabilidade no mercado de trabalho, desemprego e emprego

As transformações estruturais da produção e do trabalho são responsáveis pela nova dinâmica do mercado de trabalho brasileiro. Esse fenômeno de precarização do trabalho e de segregação e discriminação do trabalhador vem afetando sobremaneira as economias em desenvolvimento. No caso brasileiro, estudos empíricos têm demonstrado a intensidade desse fenômeno, além de evidenciar o desemprego diferencial por região do país (CORSEUIL et al, 1999). O Nordeste apresenta, sobremaneira, elevado diferencial tanto de estrutura produtiva quanto da performance ocupacional da força de trabalho.

O estado do Ceará não ficou incólume ao processo de segregação e discriminação no mercado de trabalho, acentuando as diferenças de rendimentos por raça/cor e sexo (MIRO e SULIANO, 2010; APARICIO e QUEIROZ, 2011), além de aglomerar maior contingente de desempregados nas mesmas características e somar ainda a questão da idade (SILVA FILHO, 2011; APARICIO e QUEIROZ, 2011). Além disso, no Ceará, é possível observar o diferencial de rendimento médio nos mesmos segmentos, comparando-se a RMF e o interior do estado. Silva Filho e Queiroz (2009) observaram

4 Corseuil et al (1999) propõe que a economia brasileira é caracterizada em seu percurso histórico com baixas taxas de desemprego, além da baixa produtividade marginal do trabalho (até década de 1980). Nesse caso, a reestruturação produtiva pode ter elevado o desemprego, dado, sobretudo, pela elevação da produtividade marginal do trabalho, somando-se a inovação tecnológica utilizadas no processo de produção. Com isso, assistiram-se nos anos de 1990, as mais elevadas taxas de desemprego aberto já registradas no Brasil.

5 Ver, por exemplo, Silva Filho (2011) e Aparício e Queiroz (2011).

que, em 2006, enquanto somente 7,28% dos ocupados na indústria formal na RMF recebiam rendimento de até 1 salário mínimo, no restante do estado esse percentual era de 14,16%. Somando-se a isso 82,90% na RMF e 90,88% no interior do estado, o rendimento chegava até 2 salários mínimos no setor em questão. Com esses dados, percebe-se a diferença regional dentro da mesma unidade da federação, como também o baixo rendimento médio do trabalho no segmento que, além de ser formal é, em tese, o que melhor remunera, ou remunerava em anos pretéritos em todo o país.

Chama atenção a baixa taxa de formalidade nos postos de trabalho na RMF na comparação com outras RMs do Nordeste. Silva Filho (2011), utilizando dados da PNAD para o período de 2001-2008, observou que, embora a RMF tenha a menor taxa de desemprego, se comparada à Região Metropolitana de Recife e Salvador, nela concentra-se a maior taxa de informalidade, bem como o menor rendimento médio entre os ocupados nas categorias selecionadas para o estudo⁶. Além disso, há diferenças entre a formalidade e informalidade, considerando-se sexo, raça/cor e idade da PEA, principalmente entre o metropolitano e o interior do Ceará.

No caso específico do estado do Ceará, conforme a Figura 1, que apresenta a população ocupada por condição de proteção no trabalho no Ceará e na RMF, constata-se que entre os anos de 2001 a 2008 houve redução das taxas de desemprego tanto metropolitano quanto de todo o estado. Além do mais, reduziu-se, embora levemente, a participação dos ocupados sem carteira em detrimento daqueles com contratos formais de trabalho.

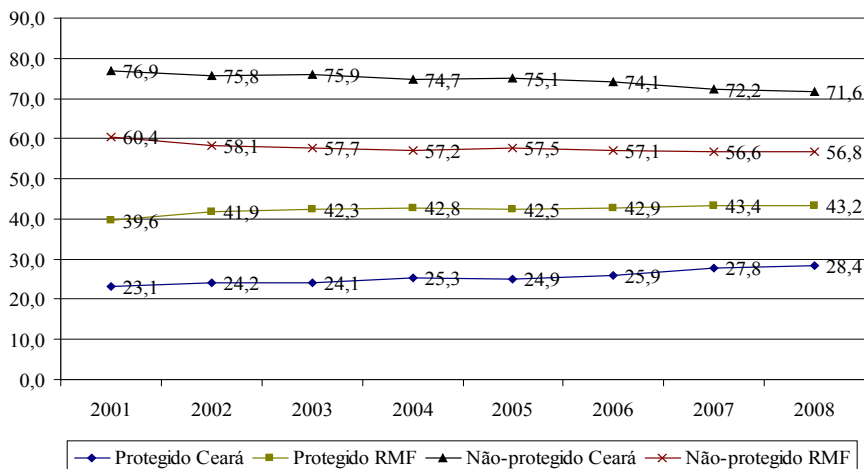
Quando se observa a formalidade dos postos de trabalho é evidente a menor taxa de participação no Estado, em detrimento da RMF. Em 2001, quando a PNAD foi a campo, encontrou apenas 23,1% de ocupados protegidos no estado do Ceará, enquanto esse percentual se elevava para 39,6% na RMF. Em 2008, o percentual de protegidos no trabalho eleva-se para 28,4% no âmbito estadual e para 43,2% no tecido metropolitano. Vale frisar que o crescimento de 5,3% na população ocupada e protegida no estado e de 3,6% na RMF no período em análise, pode estar relacionado à interiorização das atividades produtivas via políticas de interiorização das indústrias cearenses, a partir das ações do Fundo de Desenvolvimento Industrial do Ceará – FDI⁷. Por seu turno, a dinâmica econômica metropolitana, com maior concentração de ocupações estatutárias, militares e industriais, por assim dizer, permite observar maior percentual de proteção no trabalho na RMF, em comparação às áreas interioranas do estado⁸.

6 Ver Silva Filho (2011), Mercado de trabalho e estrutura sócio-ocupacional: estudo comparativo entre as regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador – 2001-2008. (Dissertação de Mestrado em Economia) <http://www.observatoriodasmegropoles.net/download/dissertacao_luis_abel.pdf>.

7 Para melhor compreensão ver Pontes, Vianna e Holanda (2006); Silva Filho e Queiroz (2009b)

8 Na figura 1, considera-se formal os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, além dos empregadores com previdência e dos militares e estatutários.

FIGURA 1: POPULAÇÃO OCUPADA POR CONDIÇÃO DE PROTEÇÃO NO TRABALHO (%) - CEARÁ E RMF - 2001-2008



Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Ainda na Figura 1, é possível observar a leve tendência que segue o mercado de trabalho em reduzir a participação dos ocupados sem carteira e elevar a participação dos contratos formais de trabalho tanto em nível estadual quanto metropolitano. Sem dúvida, a melhoria nos indicadores econômicos do país, observadas a partir de 2004, tem sido responsável pela criação de postos de trabalho com vínculos formais (REMY, QUEIROZ e SILVA FILHO, 2010). Nesse contexto, o Ceará tem acompanhado a tendência observada em nível nacional e regional, embora seu crescimento relativo, na criação de postos formais de trabalho, seja inferior ao observado em unidades com padrões de produção semelhantes⁹.

Essa seção apresentou algumas considerações acerca do mercado de trabalho cearense, com ênfase no estado e na RMF. Levaram-se em consideração diferenças regionais e abordaram-se alguns achados que relatam a discriminação por sexo, raça/cor e idade da PEA. A seção que segue aborda o foco central desse estudo – o desemprego no Ceará e na RMF, para em seguida apresentar os seus determinantes.

4. Estatísticas do desemprego recente no Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza: 2001-2008

O desemprego no estado do Ceará tem dinâmica acoplada às variações macroeconômicas nacionais. Na Figura 2, observa-se que o ano de maior incidência de desemprego no estado e na RMF foi 2003. Justamente

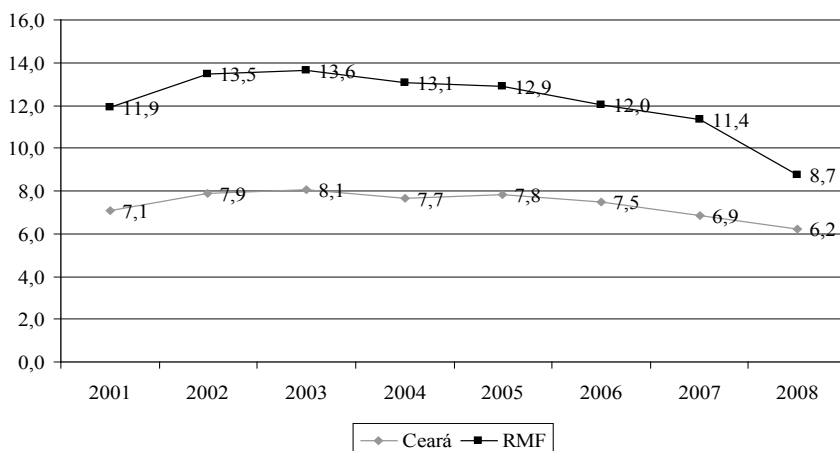
⁹ Nesse caso, refere-se aos estados da Bahia e de Pernambuco.

nesse ano, o Brasil registrou a menor taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (1,1%) na década de 2000 (BASTOS, 2010), e o Ceará também apresentou baixo crescimento (1,4%) no seu PIB (IPECE, 2011).

Por outro lado, a partir de 2004, verifica-se tendência de redução nas taxas de desemprego no estado e na RMF. Porém, constata-se que o desemprego metropolitano ao longo da série estudada, sempre foi superior ao do estado.

Durante os anos observados, o desemprego aberto no Ceará foi sempre de um dígito, diferentemente da RMF, que, somente no ano de 2008 alcançou tal resultado (FIGURA 2). Nesse último ano, a PNAD encontrou apenas 6,2% da PEA do estado desempregada e 8,7% na RMF. Cabe relatar que houve redução do desemprego aberto na área de estudo quando comparado o primeiro ao último ano da série. A RMF reduz de 11,9% em 2001 para 8,7% em 2008 o percentual de desempregados. Já o estado passa de 7,1% para 6,2% entre 2001 e 2008, respectivamente.

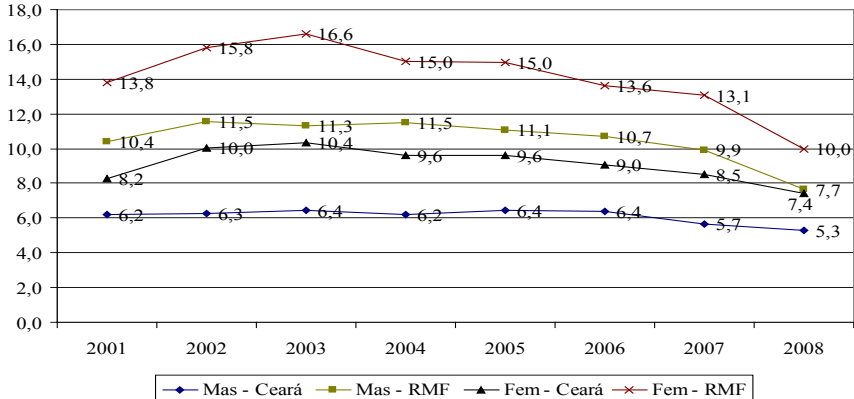
FIGURA 2: EVOLUÇÃO DO DESEMPREGO (%) - CEARÁ E RMF - 2001-2008



Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Quando se analisa o desemprego segundo o sexo, os dados da Figura 3 revelam as maiores taxas para as mulheres na RMF e as menores para os homens em todo o estado. É possível, portanto, observar que ocorreu redução das taxas de desemprego do primeiro para o último ano analisado para ambos os sexos e em ambas as áreas estudadas. Em 2001, enquanto a taxa de desemprego masculina no estado do Ceará era de 6,2%, na RMF o desemprego atingia 10,4% da população do mesmo sexo. Ainda em 2001, o desemprego feminino foi superior ao masculino em todo o estado (8,2%) e inferior ao feminino na RMF (13,8%).

FIGURA 3: DESEMPREGADOS SEGUNDO O SEXO (%) - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA – 2001-2008



Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

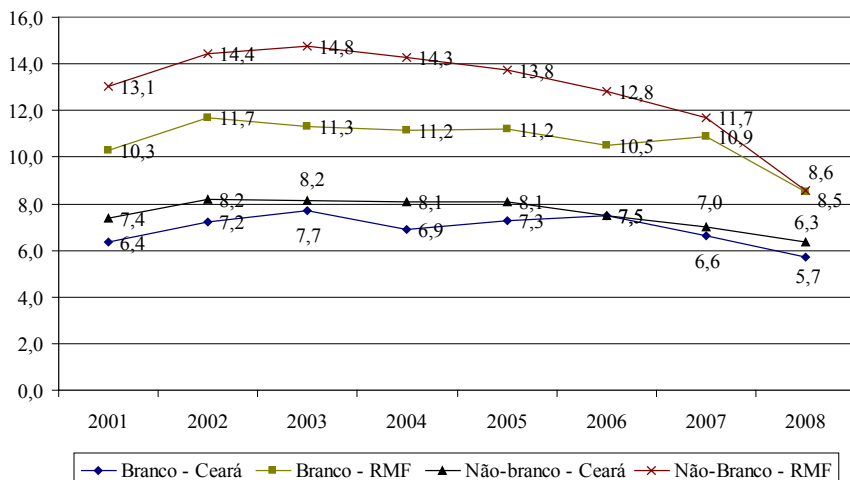
O comportamento das taxas de desemprego permaneceu com leves alterações ao longo dos oito anos em observação, reduzindo-se levemente, para o sexo masculino e feminino, tanto na UF quanto na Região Metropolitana. O desemprego metropolitano feminino, que atingiu 13,8% dessa PEA em 2001, reduz-se para 10,0% em 2008, enquanto para todo o estado, essa redução foi de 8,2 para 7,4%. Para a PEA masculina, o desemprego no estado caiu de 6,2% para 5,3% e, na RMF, de 10,4% para 7,7%, em 2001 e 2008, respectivamente.

Quando se observa o desemprego segundo a raça/cor, os dados mostram redução das taxas de desempregos tanto para brancos quanto para não brancos, em ambas as áreas analisadas, entre 2001 a 2008. Contudo, cabe destacar que, ao comparar o percentual de desempregados para o Ceará, no primeiro ano, a PEA branca era de 6,4% e de 7,4% para a PEA não branca. Na RMF o percentual de desocupados segundo as mesmas características demográficas eram de 10,3% para o primeiro grupo e 13,1% para o segundo em 2001.

Na Região Metropolitana o maior índice de desemprego foi registrado para o grupo de não brancos em 2003 (14,8%), já para os brancos a maior taxa registrada ocorreu no ano de 2002 (8,2%), não sendo superior a um dígito em nenhum ano. No caso do estado, os dados revelam o pior desempenho do mercado de trabalho para a PEA de cor branca em 2003 (7,7%) e para a não branca (8,2%) no mesmo ano.

Entre 2001 e 2008, os dados mostram redução de 13,1% para 8,6% no percentual de não brancos desempregados na RMF, sendo esse o movimento mais acentuado; e, de 10,3% para 8,5%, a redução do percentual de desempregados brancos na mesma região. No estado como um todo, o desemprego da PEA não branca baixou de 7,4% para 6,3%, do primeiro para o último ano, bem como de 6,4% para 5,7% da PEA que se declararam brancos à PNAD nos mesmos anos.

FIGURA 4: DESEMPREGADOS SEGUNDO RAÇA/COR (%) - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA – 2001-2008



Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Para se observar o nível que atingiu o desemprego no Ceará e na RMF, segundo a idade da PEA, os dados plotados na Tabela 1 mostram que, em todas as faixas etárias e em todos os anos observados, o desemprego metropolitano foi superior ao de todo o estado, indo de encontro à teoria.

As maiores taxas de desemprego estadual e metropolitano incidiram sobre a PEA com idade entre 15 e 24 anos em todos os anos observados. O desemprego metropolitano chegou a atingir 27,0% deles na RMF, em 2004. Em todo o estado, a maior taxa foi de 16,5% em 2006. Todavia, para essa faixa etária, os dados ratificam o encontrado na literatura para países latino-americanos (MÁRQUEZ e PAGES, 1998; FREIJE, 2001; e, CORBACHO, 2002) e para o Brasil (BARROS et al (1997); BASTOS, 2010), sendo, portanto, convergentes os resultados encontrados nesse estudo aos demais aqui citados.

Há, todavia, a necessidade de se considerar a trajetória diferenciada das taxas de desemprego segundo a idade da PEA. No estado do Ceará, elevou-se o desemprego para aqueles com idade entre 10 e 14 anos, movimento diferente do observado na RMF que, contrariamente, reduziu o percentual quando comparado o primeiro ao último ano. Para as demais faixas etárias, registrou-se redução do desemprego tanto em nível estadual quanto metropolitano, entre 2001 e 2008.

TABELA 1: DESEMPREGADOS SEGUNDO FAIXA ETÁRIA (%) - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001-2008

Ano	De 10 a 14		De 15 a 24		De 25 a 39		De 40 a 59		60 anos ou mais	
	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF
2001	2,7	8,6	14,6	22,7	6,4	9,9	3,5	6,4	0,9	4,4
2002	5,0	12,6	15,8	26,2	7,2	11,2	3,4	6,1	0,7	2,5
2003	3,6	14,1	15,9	26,0	7,4	11,5	3,9	6,8	1,5	4,6
2004	3,0	6,0	15,4	27,0	6,8	10,7	3,8	6,2	1,2	3,4
2005	4,1	12,7	16,4	26,7	6,9	10,9	3,9	5,9	0,8	1,4
2006	2,6	11,1	16,5	25,6	6,9	9,8	3,2	5,7	0,8	2,3
2007	3,4	15,9	14,1	23,1	6,6	9,9	3,0	5,6	1,6	2,7
2008	4,6	7,9	13,7	19,8	5,9	7,2	2,4	3,8	1,2	1,6

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Impõe-se, porém, destacar que, contrariando o amplamente difundido na literatura acerca do desemprego e os seus impactos segundo as faixas etárias, no estado do Ceará e na RMF, os menores índices de desemprego encontrados foram para a PEA com idade de 60 anos ou mais. Todavia, conforme Silva Filho (2011), 80,9% dos ocupados nessa faixa etária estavam desprotegidos no trabalho no ano de 2008.

Quanto ao desemprego segundo os anos de estudo da PEA, os dados da Tabela 2 apontam para menores percentuais de desempregados, exatamente para aqueles com menos anos de estudo. Esse resultado é, portanto, condicionado por fatores inerentes ao mercado de trabalho local, além das condições de trabalhos aceitas por tais indivíduos. Para a população com escolaridade entre 0 e 4 anos de estudo, o desemprego afetava 3,9% e 9,1% no estado e na RMF, respectivamente, no ano de 2001, reduzindo-se para 2,8% e 5,2% em 2008, respectivamente. Por outro lado, são eles que ocupam os maiores percentuais de desprotegidos no trabalho, chegando a atingir 78,2% em 2008, na RMF, sendo ainda o maior percentual de desprotegidos entre as RMs do Nordeste (SILVA FILHO, 2011).

Para aqueles com escolaridade entre 5 e 8 anos de estudo, observou-se redução das taxas de desemprego tanto no âmbito estadual quanto metropolitano, quando se compara 2001 a 2008. Para tanto, o desemprego na RMF atingiu mais de um dígito em quase todos os anos, à exceção de 2008 (8,7%), sendo que somente em 2001 (10,2%) esse percentual superou um dígito em todo o estado cearense.

TABELA 2: DESEMPREGADOS SEGUNDO FAIXA DE ESCOLARIDADE (%) - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001-2008

Ano	De 10 a 14		De 15 a 24		De 25 a 39		De 40 a 59		60 anos ou mais	
	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF
2001	2,7	8,6	14,6	22,7	6,4	9,9	3,5	6,4	0,9	4,4
2002	5,0	12,6	15,8	26,2	7,2	11,2	3,4	6,1	0,7	2,5
2003	3,6	14,1	15,9	26,0	7,4	11,5	3,9	6,8	1,5	4,6
2004	3,0	6,0	15,4	27,0	6,8	10,7	3,8	6,2	1,2	3,4
2005	4,1	12,7	16,4	26,7	6,9	10,9	3,9	5,9	0,8	1,4
2006	2,6	11,1	16,5	25,6	6,9	9,8	3,2	5,7	0,8	2,3
2007	3,4	15,9	14,1	23,1	6,6	9,9	3,0	5,6	1,6	2,7
2008	4,6	7,9	13,7	19,8	5,9	7,2	2,4	3,8	1,2	1,6

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

A PEA com escolaridade entre 9 e 11 anos de estudo experimentou as maiores taxas de desemprego aberto no período analisado. Em todos os anos observados, o desemprego foi de dois dígitos tanto no estado quanto na RMF. Seja pela busca de emprego com melhores condições de trabalho, seja pela não aceitação de empregos precários ou pela pouca oportunidade de empregos para mão-de-obra qualificada, o fato é que o desemprego foi substancialmente elevado exatamente para aqueles com nível de escolaridade considerável tanto no tecido metropolitano quanto em todo o estado.

Já a PEA com 12 anos ou mais de estudo experimentaram desemprego somente superior àqueles com os menores índices de escolaridade. No estado do Ceará, a taxa de desocupados saiu de 5,8% em 2001, para 6,0% em 2008, mostrando leve aumento do primeiro para o último ano analisado. Já na RMF, embora superior ao observado em todo o estado, o movimento foi contrário, caindo de 7,5%, em 2001, para 7,2%, em 2008.

5. Procedimentos metodológicos

Neste estudo utiliza-se o método proposto por Corseuil (1997) e replicado por Bastos (2010). Para tanto, a fonte de dados utilizada por Corseuil (1997) foi a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, enquanto Bastos (2010) recorreu aos dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED) do DIEESE/SEADE. Por seu turno, nessa investigação, a base usada para a composição do desemprego é calculada a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE.

A área de abrangência da pesquisa compreende o desemprego em todo o estado do Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza¹⁰. Parte-se do pressuposto de que o desemprego metropolitano é mais acentuado, seja pelo fato da aglomeração populacional em busca de maiores oportunidades de trabalho concentrarem-se nestas localidades ou pela existência de maiores possibilidades de emprego no tecido metropolitano brasileiro, que apresenta elevada concentração de atividades produtivas.

Para a construção da composição do desemprego, foram utilizadas as seguintes variáveis:

- Estoque total de desempregados: pessoas que se declararam desempregadas na semana de referência da pesquisa;
- Estoque de desempregados segundo o sexo: masculino e feminino;
- Estoque de desempregados segundo a raça/cor: branco e não branco, sendo que não brancos são compostos por pretos e pardos (amarelos e indígenas foram excluídos da amostra por sua baixa representatividade estatística);
- Estoque de desempregados segundo a faixa etária: 10 a 14; 15 a 24; 25 a 39; 40 a 59; 60 ou mais anos;
- Estoque de desempregados segundo os anos de estudo: 0 a 4; 5 a 8; 9 a 11; 12 ou mais anos.

A metodologia proposta por Corseuil et al (1997) investigou as metrópoles brasileiras, no período que compreende os anos de 1986 e 1995; e, posteriormente, Bastos (2010) replicou-a para as metrópoles brasileiras e para o Distrito Federal, na série temporal entre 1999 e 2007. Nesse estudo, além de outra fonte de dados utilizada pelos autores, o lócus de pesquisa é o estado do Ceará e a RMF.

Destarte, o desemprego de um grupo populacional de uma região pode ter a seguinte decomposição:

$$\frac{U_i}{U} = \frac{U_i}{N_i} \cdot \frac{N_i}{P_i} \cdot \frac{P_i}{P} \cdot \frac{P}{N} \cdot \frac{N}{U} \quad (1)$$

Onde:

U = estoque de desempregados total no estado do Ceará e na RMF nos anos selecionados (2001-2008);

U_i = assume o caráter de estoque de desempregados do grupo i no estado do Ceará e na RMF;

¹⁰ Nesse estudo, os municípios considerados na composição da RMF são: Fortaleza, Caucaia, Aquiraz, Pacatuba, Maranguape, Maracanaú, Eusébio, Guaiúba, Itaitinga, Chorozinho, Pacajus, Horizonte e São Gonçalo do Amarante.

N = número de membros da PEA total no estado do Ceará e na RMF;

N_i = número de membros da PEA do grupo i tanto no estado quanto na RMF;

P = representa o número de membros da PIA total no estado do Ceará e na RMF no período em análise.

P_i = denominado como o número de membros da PIA do grupo i ;

A partir da equação 1, reescreve-se a equação 2 da forma que se segue:

$$\frac{U_i}{U} = \frac{U_i/N_i}{U/N} \cdot \frac{N_i/P_i}{N/P} \cdot \frac{P_i}{P} \quad (2)$$

Transformando-se os dados da equação (2) em logaritmos naturais, pode-se captar o efeito elasticidade na decomposição dos fatores que afetam o desemprego.

Dessa forma, tem-se:

$$\ln\left(\frac{U_i}{U}\right) = \left[\ln\left(\frac{U_i}{N_i}\right) - \ln\left(\frac{U}{N}\right)\right] + \left[\ln\left(\frac{N_i}{P_i}\right) - \ln\left(\frac{N}{P}\right)\right] + \ln\left(\frac{P_i}{P}\right) \quad (3)$$

Com esta expressão temos as variações expressas da seguinte forma:

$$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{U}\right) = \left[\Delta \ln\left(\frac{U_i}{N_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{U}{N}\right)\right] + \left[\Delta \ln\left(\frac{N_i}{P_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{N}{P}\right)\right] + \Delta \ln\left(\frac{P_i}{P}\right) \quad (4)$$

Apresentado o método, a expressão (4) propõe observar a variação da participação do grupo no estoque de desempregados de uma região. Interpretando Corseuil et al (1997) e Bastos (2010), a participação dos desempregados de um determinado grupo em uma determinada região está diretamente relacionada à variação do peso deste grupo populacional na PIA da região; a taxa de participação da força de trabalho do grupo na taxa da participação da força de trabalho da região; a participação da taxa de desempregos em relação a taxa total de desempregados existentes na região.

Diante dos procedimentos aqui adotados, os resultados da pesquisa estão expostos na seção que se segue.

6. Evolução da participação no desemprego e os seus componentes no Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza - 2001 e 2008

Diante dos dados aqui plotados, pode-se observar que houve redução da participação masculina no desemprego no estado do Ceará. Para tal resultado, todos os fatores colaboraram para tal declínio, com exceção da variação do peso do grupo da PIA do estado, que se elevou nos anos observados (0,0104).

Contrariamente ao verificado para os homens, no caso das mulheres, os resultados revelam elevação de sua participação no desemprego no estado. Para elas, o único fator que levemente contribuiu para retirá-las do desemprego foi a variação da PIA feminina, que em sentido oposto ao observado para os homens, diminuiu -0,0095 no período em foco. Já o comportamento da taxa de desemprego do grupo (0,0203), assim como o comportamento da taxa de participação da força de trabalho feminina no estado (0,0339) elevaram-se, provocando o aumento da participação delas no desemprego em nível estadual.

TABELA 3: EVOLUÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NO DESEMPREGO SEGUNDO O SEXO - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001 E 2008

DESCRIÇÃO	CEARÁ		RMF	
	Masculino	Feminino	Maculino	Feminino
$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{U}\right)$	-0,0468	0,0446	0,0058	-0,0054
$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{N_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{U}{N}\right)$	-0,0281	0,0203	0,0102	-0,0107
$\Delta \ln\left(\frac{N_i}{P_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{N}{P}\right)$	-0,0291	0,0339	-0,0241	0,0222
$\Delta \ln\left(\frac{P_i}{P}\right)$	0,0104	0,0095	0,0197	-0,0169

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE.

Na RMF, como pode ser observado, ocorreu elevação da participação da força de trabalho masculina no estoque de desempregados. Nesse caso, tanto o comportamento da taxa de desemprego do grupo (0,0102) em relação ao desemprego da região, quanto a variação do peso do grupo (0,0197) na PIA na região corroboraram o resultado. Diante disso, somente o comportamento da taxa de participação da força de trabalho do grupo em relação à força de trabalho da região impactou positivamente no sentido de reduzir a participação deles no estoque total de desempregados (-0,0241). Já para as mulheres, registrou-se redução da participação delas no estoque total de desempregados na RMF. Para tanto, o comportamento da taxa de desemprego feminino (-0,0107) em relação ao desemprego total, assim como a variação do peso do grupo (-0,0169) na PIA da região responderam por tal efeito.

Em relação ao estoque de desempregados segundo a raça/cor, observou-se redução tanto de brancos quanto de não brancos, tanto no Ceará quanto na RMF, variando apenas a intensidade. Mas a redução da PEA branca (-0,0324) no estoque total de desempregados no estado foi significativamente superior ao observado para os não brancos (-0,0062). No caso do primeiro, somente a variação do peso do grupo na PIA da região corroborou tal resultado, o

que foi significativo, já que tanto o comportamento da taxa de desemprego do grupo em comparação com a taxa de desemprego do estado quanto o comportamento da taxa de participação da força de trabalho do grupo em comparação com o da taxa de participação na força de trabalho no estado contribuíram em sentido contrário, ou seja, para elevá-los no desemprego. Já para o segundo grupo, somente a variação do peso do grupo na PIA da região agiu em sentido contrário.

TABELA 4: EVOLUÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NO DESEMPREGO SEGUNDO A RAÇA/COR - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001 E 2008

DESCRIÇÃO	CEARÁ		RMF	
	Branco	não branco	Branco	não branco
$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{U}\right)$	-0,0324	-0,0062	-0,0633	-0,0108
$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{N_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{U}{N}\right)$	0,0194	-0,0265	0,1246	-0,1058
$\Delta \ln\left(\frac{N_i}{P_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{N}{P}\right)$	0,0100	-0,0058	0,0068	-0,0182
$\Delta \ln\left(\frac{P_i}{P}\right)$	-0,0618	0,0260	-0,1947	0,1132

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Nota 1: Não branco corresponde à pretos e pardos.

Na RMF, somente a variação do peso do grupo de brancos na PIA da região contribuiu para a redução deles no estoque de desempregados, sendo que os demais fatores movimentaram de forma a elevar o desemprego. Já para os não brancos, tanto o comportamento da taxa de desemprego do grupo em relação ao desemprego total, bem como o comportamento da taxa de participação da força de trabalho do grupo em comparação com o da taxa de participação da força de trabalho da região colaboraram para a redução dos não brancos no estoque total de desempregados.

Quanto à composição do estoque de desempregados por faixa etária, os dados da Tabela 5 mostram que, para o primeiro grupo etário (10 a 14 anos), no estado do Ceará, se elevou a participação relativa deles no estoque de desempregado. Isto porque aumentou significativamente o comportamento da taxa de desemprego do grupo em relação à taxa de desemprego da região e, nesse caso, mesmo que os dois outros fatores tenham colaborado em declinação, tal fato não foi o suficiente.

Já na RMF, a participação no estoque total de desempregado, nessa faixa etária, apresentou redução. Para tal, tanto o comportamento da taxa de

participação da força de trabalho do grupo em relação à força de trabalho da região, bem como a variação do peso deles na PIA da região variando negativamente fizeram reduzir relativamente o estoque total de desempregados.

TABELA 5: EVOLUÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NO DESEMPREGO SEGUNDO A FAIXA ETÁRIA - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001 E 2008

Descrição	De 10 a 14		De 15 a 24		De 25 a 39		De 40 a 59		Mais de 60 anos	
	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF
$\Delta \ln \left(\frac{U_i}{U} \right)$	0,090	-0,539	0,001	0,082	-0,003	-0,081	-0,027	-0,004	0,172	-0,538
$\Delta \ln \left(\frac{U_i}{N_i} \right) - \Delta \ln \left(\frac{U}{N} \right)$	0,287	0,219	0,027	0,179	0,021	-0,004	-0,098	-0,202	0,156	-0,722
$\Delta \ln \left(\frac{N_i}{P_i} \right) - \Delta \ln \left(\frac{N}{P} \right)$	-0,131	-0,631	-0,002	-0,011	0,000	0,020	0,004	0,004	-0,029	-0,019
$\Delta \ln \left(\frac{P_i}{P} \right)$	-0,065	-0,127	-0,024	-0,087	-0,023	-0,097	0,068	0,193	0,045	0,203

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

No caso da faixa etária que compreende a PEA desocupada com idade entre 15 e 24 anos, observa-se elevação deles no estoque total de desempregados tanto no estado quanto na RMF. Em todo o estado, a elevação deles ocorreu em menor intensidade (0,001) do que o observado na RMF (0,082). Além disso, não só em âmbito estadual como também metropolitano, apenas o comportamento da taxa de participação da força de trabalho do grupo em comparação com o da taxa de participação na força de trabalho na região foi suficiente para elevar o estoque deles no desemprego.

Por outro lado, constatou-se redução do desemprego da PEA para o grupo de idade entre 25 a 39 anos no estoque total de desempregados tanto metropolitano quanto estadual. Nesse último, somente a variação do peso do grupo na PIA da região concorreu para tal resultado. Mas na RMF responderam por esse resultado tanto o fator citado quanto o comportamento da taxa de desemprego do grupo em comparação ao da taxa de desemprego da região.

Para a PEA desocupada com idade entre 40 e 59 anos assiste-se à redução da participação deles no estoque total de desempregados ao longo dos anos observados tanto no estado (-0,027) quanto na região metropolitana (-0,004). Para tanto, apenas o comportamento da taxa de desemprego do grupo em comparação ao da taxa de desemprego da região teve referência. Já na faixa etária que compreende a PEA desempregada com idade de 60 anos ou mais, no estado do Ceará verificou-se a elevação da participação deles no estoque total de desempregados (0,172), diferentemente da RMF em que ocorreu

movimento contrário (-0,538). No Ceará, somente o comportamento da taxa de participação na força de trabalho do grupo em comparação ao da força de trabalho da região variou de forma a reduzir o estoque de desempregados, o que não foi suficiente para barrar tal fenômeno. Já na RMF, somente a elevação do peso do grupo na PIA da região contribuiu para elevá-los ao estoque total de desempregados, não sendo suficiente para promover a elevação dessa PEA no estoque total de desempregados.

Quando se observa a PEA desocupada, segundo os anos de estudo, constata-se que para aqueles com escolaridade entre 0 e 4 anos, todos os fatores variaram de forma a retirá-los do estoque total de desempregados, tanto no Ceará como na RMF. Movimento semelhante ocorreu para o grupo entre 5 e 8 anos de estudo, em que somente a variação do peso desse grupo na PIA total da região, nesse caso todo o estado, não corroborou para a retirada do estoque total de desempregados, diferentemente da RMF, no qual todos os fatores tiveram efeitos positivos para retirá-los do desemprego.

TABELA 6: EVOLUÇÃO DA PARTICIPAÇÃO NO DESEMPREGO SEGUNDO OS ANOS DE ESTUDO - CEARÁ E REGIÃO METROPOLITANA DE FORTALEZA - 2001 E 2008

Descrição	De 0 a 4		De 5 a 8		De 9 a 11		Acima de 12	
	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF	Ceará	RMF
$\Delta \ln\left(\frac{U_t}{U}\right)$	-0,235	-0,622	-0,128	-0,383	0,211	0,446	0,261	0,658
$\Delta \ln\left(\frac{U_i}{N_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{U}{N}\right)$	-0,090	-0,244	-0,126	-0,189	-0,028	0,071	0,069	0,272
$\Delta \ln\left(\frac{N_i}{P_i}\right) - \Delta \ln\left(\frac{N}{P}\right)$	-0,031	-0,100	-0,016	-0,062	0,008	0,024	-0,014	-0,003
$\Delta \ln\left(\frac{P_i}{P}\right)$	-0,114	-0,277	0,014	-0,132	0,231	0,350	0,205	0,388

Fonte: PNAD, 2001 - 2008 / IBGE

Para a PEA desocupada com escolaridade entre 9 e 11 anos, observou-se sua elevação no estoque total de desempregados tanto no estado quanto na RMF, sendo mais acentuado para essa do que para aquele. Na RMF, todos os fatores contribuíram para elevar a participação desse grupo no estoque total de desempregados, diferentemente do resultado observado para o estado, onde o comportamento da taxa de desemprego do grupo em comparação ao da taxa de desemprego do estado variou de forma a retirá-los do desemprego, sem, contudo, obter sucesso final, haja vista que os demais fatores tiveram maior intensidade em elevá-los no desemprego total.

Para a PEA desempregada com escolaridade de 12 ou mais anos, somente o

comportamento da taxa de participação da força de trabalho do grupo em comparação com o da taxa de participação da força de trabalho na região movimentou-se no sentido de reduzir a participação da PEA no estoque total de desempregados, o que não foi suficiente, dado que ocorreu elevação desse grupo no estoque total de desempregados no estado e na área metropolitana.

Considerações Finais

Este artigo teve como objetivo observar a dinâmica recente do mercado de trabalho no estado do Ceará e na Região Metropolitana de Fortaleza, com foco específico sobre o desemprego. Os principais achados nos faz debruçar sobre um mercado de trabalho com forte incidência de informalidade, sendo que, em 2008, 71,6% no estado e 56,8% na RMF representavam o contingente de trabalhadores sem proteção trabalhista. Mesmo com o elevado nível de informalidade, o desemprego aberto ainda atingiu 8,7% na RMF e 6,2% no estado, nesse mesmo ano.

Como “regra”, o desemprego não só o metropolitano, mas também o estadual atingiram, com maior intensidade, a força de trabalho feminina, durante todos os anos analisados. Além do mais, a PEA não branca apresentou elevadas taxas de desemprego aberto, mesmo em um cenário de redução ao longo dos anos observados.

Além disso, observou-se que o desemprego é bastante elevado para a força de trabalho jovem, com idade entre 15 e 24 anos, tanto no tecido metropolitano quanto em todo o estado, atingindo 13,7% da PEA jovem em nível estadual e 19,8% na RMF. Houve ainda reduzidas taxas de desemprego para a PEA com idade acima de 60 anos em toda a série observada e em ambas as áreas analisadas. Adicionalmente, constataram-se reduzidas taxas de desemprego para a PEA com baixo nível de escolaridade e taxas mais elevadas para aqueles com mais anos de estudo em todo o Ceará, bem como na RMF. Esse resultado pode indicar que os postos de trabalho criados no Ceará, em sua maioria, exigem mão-de-obra pouco qualificada, dado o tipo de empreendimentos/atividades que predominam na RMF e em todo o estado.

Utilizando-se o método de composição do desemprego para o Ceará e a RMF, os dados mostraram que, no estado, ocorreu redução da participação da força de trabalho masculina no desemprego total e, por outro lado, elevação da participação da força de trabalho feminina no desemprego. Já na RMF, a dinâmica foi contrária, elevando-se a participação da força de trabalho masculina no desemprego total em detrimento da redução da força de trabalho feminina.

Em relação à raça/cor, no estado e na RMF, bem como, para a força de trabalho branca e não branca, registrou-se redução da participação deles no estoque de desempregados, sendo mais significativa a redução para os brancos em

detrimento dos não brancos. A intensidade da redução foi mais acentuada no âmbito estadual em relação ao metropolitano.

No tocante ao estoque de desempregados segundo a idade da PEA, constatou-se dinâmica diferenciada entre as faixas etárias e entre os espaços observados. É fato, porém, que se elevou a participação da PEA desempregada com idade entre 15 e 24 anos tanto na RMF quanto em todo o Ceará. Contrariamente, reduziu-se a participação daqueles que tinham idade entre 25 e 39 e 40 e 59 anos, tanto em escala estadual quanto metropolitana.

No que diz respeito à composição do desemprego segundo os anos de estudo, os dados mostram que todos os fatores observados contribuíram para retirar a PEA desempregada, com escolaridade entre 0 e 4 anos de estudo, do estoque total de desempregados, em todo o estado e na RMF. Na faixa de 5 a 8 anos de estudo, o movimento foi semelhante, sendo que somente na variação do peso desse grupo na PIA total da RMF, enquanto em nível estadual, não foi observado tal efeito. Já nas faixas de 9 a 11 anos, bem como de 12 ou mais anos, elevou-se sua participação no estoque total de desempregados, em ambos os lócus geográficos estudados.

Com os resultados encontrados, pode-se afirmar que há, portanto, seletividade e, portanto, “vulnerabilidade” para determinados grupos sociais, no mercado de trabalho cearense e em sua RMF, isto porque o desemprego atinge em maior escala os grupos sociais compostos por mulheres, não brancos, jovens e, contrariamente ao esperado, a PEA com melhor nível de escolaridade.

Referências Bibliográficas

- APARÍCIO, C. A. P.; QUEIROZ, S.N de. (2011). “Mercado de trabalho pós-crise: comparação entre as regiões metropolitanas de São Paulo e Fortaleza - 2009 e 2010.” In: *Anais do XII Encontro Nacional de Estudos do Trabalho*. ABET, João Pessoa – PB.
- BALTAR, P. E. de. A. (2003). “Estrutura econômica e emprego urbano na década de 1990.” In: PRONI, W. M.; HENRIQUE, W. *Trabalho, mercado e sociedade. O Brasil nos anos 90*. São Paulo: editora UNESP, Campinas, São Paulo: Instituto de Economia da UNICAMP.
- BARROS, R. P.; CAMARGO, J. M.; MENDONÇA, R. (1997). “A estrutura do desemprego no Brasil.” *Texto para Discussão*, n. 478, IPEA – RJ.
- BASTOS, R. L. A. (2010). *Desemprego Metropolitano no Brasil -1999-2007*. Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Populacionais – ABEP. Anais... Caxambú – MG.
- CANO, W. (1997). “Concentração e desconcentração econômica regional no Brasil: 1970/95.” *Economia e Sociedade*, Campinas, n.8, pp.101-141.
- CORBACHO, A. (2000). “Labor markets in Central America: informal versus for-

- mal sectors". *Harvard Institute for International Development*, development Discussion Papers, n. 747.
- CORSEUIL, C. et al. (1997). "Determinantes da evolução da estrutura do desemprego no Brasil: 1986-1995." *Economia Aplicada*. São Paulo: USP, v. (3), pp. 443-467.
- CORSEUIL, C. et al. (1999). "Desemprego regional no Brasil: uma abordagem empírica." *Revista de Economia Aplicada*, v. 3(3), pp. 407-435.
- DEDECCA, C. S. (1998). "Reestruturação produtiva e tendências do emprego." In: OLIVEIRA, A. M. (org). *Economia e Trabalho*, pp. 163-185, Campinas: IE/Unicamp.
- DINIZ, C. C. (1995). "A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas." *Texto para Discussão nº 375*. Brasília: IPEA.
- FREIJE, S. (2001). "El empleo informal en America Latina y el Caribe: causas, consecuencias y recomendaciones de política". Banco Interamericano de Desarrollo, Primer Seminario Técnico de Consulta Regional sobre Temas Laborales.
- FUNKHOUSER, E. (1996). "The urban informal-sector in Central America: Household survey evidence." *World Development*, v. 24 (11), pp. 1.737-1.751.
- HIRATA, H. (2009). "A precarização e a divisão internacional e sexual do trabalho." *Revista Sociologias*. Porto Alegre, ano 11, nº 21, pp. 24-41.
- IPECE. (2011). *Estimativa do PIB cearense em 2010 e seu desempenho setorial*. URL [on-line]: < http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/ipece-informe/IPECE_Informe_No2_PIB_2010.pdf>. Acesso em: 07 jul. de 2011.
- JATOBÁ, J.; ANDRADE, E. G. L. de. (1993). "Desregulamentação do Mercado e das Relações de Trabalho no Brasil: potencial e limitações." *Texto para Discussão nº 312*, Brasília, IPEA.
- MARCOULLIER, D.; RUIZ de CASTILLA, V.; WOODRUFF, C. (1997). "Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador and Peru." *Economic development and cultural change*, v. 45(2), pp. 367-392.
- MÁRQUEZ, G.; PAGÉS, C. (1998). "Ties that Bind: Employment Protection and Labor Market Outcomes in Latin America." *Working Paper 373*. Washington: Inter-American Development Bank.
- MTE-DIESSE. (2007). Aspectos Conceituais da Vulnerabilidade Social. URL [on-line]: <http://www.mte.gov.br/observatorio/sumario_2009_TEXTOV1.pdf>. Acesso em 10 jul. de 2011.
- MIRO, V. H.; SULIANO, D. C. (2010). *Ceará: terra da luz para igualdade racial?* VI Encontro de Economia do Ceará em Debate, Anais...Fortaleza, 20 p.
- OZORIO de ALMEIDA, A. L.; ALVES, L. F.; GRAHAM, S. M. (1995). *Poverty deregulation and employment in the informal sector of Mexico*. World bank, education and social police department.
- PACHECO, C. A. (1999). "Novos padrões de localização industrial? Tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial." *Texto para Discussão nº 633*.
- POCHMANN, M. (1998). Desemprego e políticas de emprego: tendências internacionais e o Brasil. In: DE OLIVEIRA, A. M. (org). *Economia e Trabalho*, pp. 219-233, Campinas, IE/Unicamp.

- POCHMANN, M. (1999). *O trabalho sob fogo cruzado: exclusão, desemprego e precarização no final do século*. São Paulo: contexto.
- PONTES, P. A.; VIANNA, P. J. R.; HOLANDA, M. C. (2006). “A Política de Atração de Investimentos Industriais do Estado do Ceará: uma análise do período de 1995 a 2005.” *Texto para Discussão*, Fortaleza, Dezembro.
- RAMOS, L. (2002). “A evolução da informalidade no Brasil metropolitano: 1991-2001.” *Texto para Discussão nº 914*.
- REMY, M. A. P. de.; QUEIROZ, S. N. de.; SILVA FILHO, L. A. da. (2010). “Evolução recente do emprego formal no Brasil: 2000-2008.” In: *Anais do XVII Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. ABEP, Caxambu, MG.
- SILVA FILHO, L. A.; QUEIROZ, S. N. de. (2009). “A Trajetória da Indústria e do Emprego Formal no Ceará 1996/2006.” In: *Anais do XI Encontro Nacional de Estudos do Trabalho*. ABET, Campinas – SP.
- _____. (2009). Política de concentração ou desconcentração industrial no Ceará?. *Revista de Administração Pública e Gestão Social*, v.1 (4), pp. 1-22, out./dez.
- _____. (2011). “Recuperação econômica e emprego formal: avaliação empírica para o Nordeste brasileiro – 2000/2008.” *Revista Perspectiva Econômica*, v. 7(1), pp. 42-54.
- SILVA FILHO, L. A. (2011). “Mercado de Trabalho e Estrutura Sócio-ocupacional: estudo comparativo entre as regiões metropolitanas de Fortaleza, Recife e Salvador – 2001-2008.” *Dissertação de Mestrado em Economia*. Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Recebido em: 28 de novembro de 2012

Aceito em: 5 de maio de 2014

O método diferencial-estrutural: Aplicação para os Estados da Região Sul frente à economia brasileira 1999/2004 e 2004/2008.

Angel dos Santos Fachinelli¹

Umberto Antonio Sesso Filho²

Resumo: O objetivo deste artigo foi estudar a dinâmica setorial do emprego nos Estados da Região Sul frente ao Restante do Brasil para os anos de 1999/2004 e 2004/2008. Utilizou-se a matriz da Região Sul e do Restante do Brasil estimadas para o ano de 1999 e 2004 organizadas em 23 setores, juntamente com microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Os resultados obtidos através do método shift-share (diferencial-estrutural) identificaram mudanças setoriais na variação teórica do Paraná para os setores Construção Civil e Comércio, em Santa Catarina os setores: Agropecuários, Têxteis e vestuário e Comércio e no Rio Grande do Sul os setores foram Agropecuária e Construção civil. O crescimento do setor terciário em especial no Paraná e em Santa Catarina no segundo período 2004-2008 amenizou a queda de emprego total sofrido pelo Agronegócio e Indústria.

Palavras-chave: Empregos; Região Sul; Método diferencial-estrutural.

JEL: J21, R11, R23

¹ Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina. Doutoranda em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Professora e coordenadora do Curso de Gestão Financeira da Faculdade de Tecnologia da Serra Gaúcha (FTSG). E-mail: angel.fachinelli@ftsg.edu.br

² Doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Professor associado do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina (UEL), Pesquisador do CNPq. E-mail: umasesso@uel.br

The structural method-differential: Application for States of South Region opposite the Brazilian economy 1999/2004 and 2004/2008.

Abstract: *This paper's purpose was to study the dynamics of employment in Brazil's South states against the rest of Brazil's states for the years 1999/2004 and 2004/2008. We used the array for the Southern Region and the Rest of Brazil estimated for the years 1999 and 2004 organized in 23 sectors, with microdata from the National Household Sample Survey (PNAD). The results obtained from the shift-share method (differential-structural) identified sectoral changes in the theoretical variation of Paraná for Trade and Construction sectors, in Santa Catarina the sectors: Agricultural, textiles, clothing and Trade and in Rio Grande do Sul, the main sectors were Agriculture and Construction. The growth of the tertiary sector in particular in Parana and Santa Catarina in the second period 2004-2008 settled down the total employment falling suffered by the Agribusiness and Industry.*

Keywords: *Employment. South Region. Structural-differential method.*

JEL: J21, R11, R23

1. Introdução

Os estudos temporais que abordam o shift-share (diferencial-estrutural) visam à descrição do crescimento econômico de uma região nos termos de sua estrutura produtiva, composto por um conjunto de identidades que identificam os setores mais dinâmicos e o crescimento destes, ou seja, evidencia quais segmentos vêm perdendo ou adquirindo participação e dinamismo na economia local diante das alterações no cenário nacional.

A fim de avaliar melhor as mudanças setoriais e regionais esse trabalho teve por objetivo identificar as mudanças intra-setoriais e inter-regionais com foco nos Estados da Região Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) e Restante do Brasil, para tal utilizou-se o método shift-share (diferencial estrutural) nos períodos 1999-2004 e 2004-2008 de modo a compreender melhor as alterações na dinâmica desses Estados.

No período 1999-2008 o Brasil passou por diversos fatos macroeconômicos: crise cambial, instabilidade econômica e políticas de ajustes fiscais, aumento da taxa de juros e proteção aos setores industriais nacionais. A taxa de juros over-selic acumulado segundo relatório do BCB Boletim foi de 23,01%, 15,14% e 11,82% em 1999, 2004 e 2008 respectivamente. A taxa de inflação medida

pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços – disponibilidade interna) obteve percentual em 1999 de 19,98%, em 2004 de 12,14% e de 9,10% em 2008. A taxa de câmbio real/dólar encerrou em 1999 em R\$/U\$1,78 e em R\$/U\$2,65 em 2004, atingiu sua máxima no ano de 2002 no valor R\$/U\$ 3,53 segundo informação do Banco Central do Brasil (BCB, 2011). Estas oscilações impactaram diretamente na comercialização dos produtos no âmbito internacional e indiretamente no mercado interno.

Baltar et al. (2008), na mesma linha de Silva (2008), destacou importantes elementos de continuidade na política macroeconômica brasileira entre o segundo mandato de Fernando Henrique Cardoso e o primeiro governo de Lula, relataram nesta mudança, o efeito da elevação do preço do dólar na dívida pública pelo fato de que, uma parcela expressiva dessa dívida estava indexada à taxa de câmbio, afetando o comércio internacional e nacional.

Alterações no nível tecnológico, ganhos de produtividade, criação de novos parques industriais, são fatores decorrentes de uma melhora no cenário macroeconômico interno, o que se refletiu em especial no período 1999-2004. Alterações no cenário macroeconômico internacional e as expectativas futuras em relação à estabilidade política provocaram alterações em especial para os setores ligados a Indústria e a Agropecuária em 2004-2008.

Diante desses fatos, o método shift-share não constitui um modelo comportamental; seu objetivo não é gerar interpretações teóricas, mas sim descrever variações estruturais. Segundo Pereira e Campanile (1999), o crescimento de um setor em determinada região é decomposto em um componente diferencial e outro estrutural.

O presente artigo será distribuído da seguinte maneira: apresenta-se, inicialmente, os estudos regionais utilizando o método de decomposição e, a seguir, o método regional com sua respectiva base de dados, os resultados e discussões em relação às vantagens e desvantagens competitivas especializadas setoriais e regionais nos períodos 1999/2004 e 2004/2008.

2. Estudos utilizando métodos de decomposição

Vários aperfeiçoamentos, visando aprimorar deficiências técnicas e conceituais, foram propostos nos últimos 30 anos. Um importante é o de Esteban-Marquillas (1972), que acrescenta o efeito alocação (A), aos efeitos estruturais e diferenciais. O efeito alocação nos mostraria se a região j está especializada nos setores para os quais dispõe de melhores vantagens competitivas ou não.

Trabalhos como Brown (1969), que utilizam o método diferencial-estrutural para projeção intertemporal da variável-base. Esteban (1999) procurou elucidar a desigualdade inter-regional na produtividade agregada por trabalhador na União Europeia, utilizou o método shift-share analysis para mostrar que a especialização regional tem um papel muito menor e que as diferenças inter-regionais podem ser explicadas essencialmente pela produtividade uniforme entre os setores.

Lodder (1972) decompôs o crescimento do emprego da economia brasileira, no nível dos Estados e de 30 setores de atividade, incluindo a indústria extrativa, a indústria de transformação, os serviços e a agropecuária. O método foi aplicado para os períodos de 1940-50 e de 1950-60.

Souza (2002) realizou um estudo comparativo das regiões metropolitanas de Curitiba e Belo Horizonte para 1985 e 1997, abordou a análise da dinâmica regional através da metodologia de Análise dos Coeficientes de Importação e Exportação (ACIE) que é uma variante do método Diferencial-Estrutural (shift-share). Entre os principais resultados encontrados destacaram-se as regiões metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Curitiba (RMC) tiveram uma inserção positiva na economia nacional. O efeito diferencial que representa a presença da competitividade dos nichos de especialização na RMBH foi muito maior do que o da RMC.

Gonçalves Junior e Galette (2010) analisaram a microrregião de Maringá (MRM) a partir do método Diferencial-Estrutural frente ao estado do Paraná, no período 1994 a 2008. Os autores identificaram que a microrregião apresentou dinamismo, principalmente, nos setores de Confecção de artigos do vestuário e acessórios e Produção de alimentos bebidas.

3. Método regional shift-share (diferencial-estrutural)

O método shift-share (diferencial-estrutural) aponta duas razões para o crescimento de uma região: a) a região pode crescer mais que as outras em virtude da sua composição produtiva ser dominada por setores dinâmicos ou b) porque a sua estrutura tem participação crescente no total das regiões, independente da existência de setores. Por estas razões, o crescimento regional é decomposto entre um componente estrutural e um componente diferencial (HADDAD, 1989).

Segundo Souza e Souza (2004) para aplicar o método Diferencial-Estrutural, é necessário a matriz de informações para o ano base e o ano terminal, apresentada no Quadro 1 que ilustra os m setores da economia e as n regiões do

sistema estadual ou nacional de regiões.

Para dados de emprego, por exemplo, o elemento E_{21} indica o volume de emprego do setor 2 (S2) existente na região 1 (R1); enquanto o elemento E_{ij} se refere ao volume de emprego do setor i na região j . No final de cada linha, tem-se o emprego total regional de cada setor (E_1, \dots, E_m); enquanto no final de cada coluna obtém-se o emprego total da região. No encontro da última linha com a última coluna tem-se o emprego total da economia nacional ($\sum_{i=1}^m E_i$).

QUADRO 1 - MATRIZ DE INFORMAÇÕES DAS REGIÕES DO SISTEMA NACIONAL (M SETORES E N REGIÕES)

Setores	Regiões						Total Nacional
	R_1	R_2	...	R_j	...	R_n	
S_1	E_{11}	E_{12}	...	E_{1j}	...	E_{1n}	E_1
S_2	E_{21}	E_{22}	...	E_{2j}	...	E_{2n}	E_2
...
S_i	E_{i1}	E_{i2}	...	E_{ij}	...	E_{in}	E_i
...
S_m	E_{m1}	E_{m2}	...	E_{mj}	...	E_{mn}	E_m
Total da Região	$\sum_{i=1}^m E_{i1}$	$\sum_{i=1}^m E_{i2}$...	$\sum_{i=1}^m E_{ij}$...	$\sum_{i=1}^m E_{in}$	$\sum_{i=1}^m E_i$

Fonte: Herzog and Olsen, 1977 apud Souza e Souza, 2004.

O objetivo do método é decompor a variação real do emprego de cada setor em cada região, entre o ano base e o ano terminal, para verificar o que se deve ao dinamismo interno regional (*efeito diferencial ou regional*) e qual a proporção dessa variação que se origina de fatores nacionais (*efeito estrutural ou proporcional*)¹. O efeito total (T_{ij}) será a soma dos efeitos estrutural e diferencial, medindo a diferença entre o crescimento real ou efetivo apresentado pela região e o crescimento teórico ou aquele que a região deveria apresentar caso evoluísse à mesma taxa do país como um todo (SOUZA e SOUZA, 2004).

A estrutura básica do shift-share parte do conceito de variação real do emprego do setor i na região j (ΔE_{ij}), entre o ano zero e o ano t , é igual ao volume do emprego no ano t do setor i da região j (E_{ij}), menos o volume do emprego no ano zero desse setor e região (E_{ij}^0):

1 Esse efeito é analisado segundo o sinal positivo ou negativo, ver (PEREIRA e CAMPANILE, 1999).

$$\Delta E_{ij} = E_{ij}^t - E_{ij}^0 \quad (1)$$

O emprego do ano terminal do setor i na região j pode ser expresso em termos do emprego do ano inicial, multiplicado por sua taxa de crescimento no período (e_{ij}), como segue:

$$E_{ij}^t = E_{ij}^0 \left(\frac{E_{ij}^t}{E_{ij}^0} \right) = E_{ij}^0 e_{ij} \quad (2)$$

Substituindo (2) em (1), obtém-se a variação real do emprego do setor i na região j em função do estoque inicial desse emprego e de sua taxa de crescimento ($e_{ij} - 1$) ou seja:

$$\Delta E_{ij} = E_{ij}^0 e_{ij} - E_{ij}^0 = E_{ij}^0 (e_{ij} - 1) \quad (3)$$

Logo, a equação (3) pode ser modificada pelas suas respectivas taxas, como: $e = \frac{E}{E^0}$ taxa de crescimento do emprego total (nacional) entre o ano zero e o ano t ; $e_i = \frac{E_i}{E_i^0}$ taxa de crescimento do emprego do setor i na região entre o ano zero e o ano t . Substituindo essas taxas na equação (3), tem-se:

$$\begin{aligned} \Delta E_{ij} &= E_{ij}^0 (e_{ij} - 1 + e - e + e_i - e_i) \\ &= E_{ij}^0 (e - 1 + e_i - e + e_{ij} - e_i) \end{aligned} \quad (4)$$

Decompondo o segundo membro de (4) em parcelas, tem-se:

$$\Delta E_{ij} = E_{ij}^0 (e - 1) + E_{ij}^0 (e_i - e) + E_{ij}^0 (e_{ij} - e_i) \quad (5)$$

Substituindo a equação (4) na equação (1), obtém-se:

$$\Delta E_{ij} = E_{ij}^t - E_{ij}^0 = E_{ij}^0 (e - 1) + E_{ij}^0 (e_i - e) + E_{ij}^0 (e_{ij} - e_i) \quad (6)$$

A equação (6) mostra que a variação real do emprego do setor i na região j ($E_{ij}^t - E_{ij}^0$) pode ser decomposta em três fatores: variação teórica [$E_{ij}^0 (e - 1)$], variação estrutural [$E_{ij}^0 (e_i - e)$] e variação diferencial [$E_{ij}^0 (e_{ij} - e_i)$]. As equações de 1 a 6 correspondem a estrutura básica do método *shift-share* (diferencial-estrutural), elas contêm os dados básicos de emprego por setor de atividade para cada unidade territorial de análise e para o conjunto de regiões (SOUZA e SOUZA, 2000).

Ao rearranjar a equação (6), tem-se o efeito líquido total (T_{ij}) que poderá ser tanto positivo quanto negativo. Obtém-se a variação líquida pela diferença entre a variação real menos a variação teórica. Logo, o efeito total pode ser decomposto em efeito estrutural e em efeito diferencial:

$$\begin{aligned} T_{ij} &= (E_{ij}^t - E_{ij}^0) - E_{ij}^0 (e - 1) \\ &= E_{ij}^0 (e_i - e) + E_{ij}^0 (e_{ij} - e_i) \end{aligned} \quad (7)$$

A equação (7) indica a existência ou não de efeitos estruturais (P_{ij}) e/ou diferenciais (D_{ij}) na região j , setor por setor. Para computar a existência global da incidência desses efeitos ($\sum iT_{ij}$), região por região, é necessário somar os efeitos parciais (positivos e negativos) de todos os setores i da região j . Os efeitos estruturais e diferenciais precisam ser calculados para todos os setores do conjunto das regiões. Obtém-se a variação líquida total ($\sum iT_{ij}$) para cada setor e para cada uma das regiões, fornecendo os efeitos estruturais totais ($\sum iP_{ij}$) e os efeitos diferenciais totais ($\sum iD_{ij}$). Logo:

$$\sum iT_{ij} = \sum iP_{ij} + \sum iD_{ij} \quad (8)$$

A relação (8) indica se a região j apresenta efeitos estruturais (P_{ij}) e diferenciais (D_{ij}) positivos ou negativos para todos os setores. Nota-se na equação (8) que os efeitos, estrutural e diferencial, encontram-se entrelaçados, pois ambos dependem do nível do emprego do ano-base (E_{ij}^0). Desse modo, o efeito competitivo também considera aspectos estruturais (HERZOG e OLSEN, 1977 apud SOUZA e SOUZA, 2004).

Esteban-Marquillas (1972) propuseram uma reformulação da equação clássica (6), ao introduzir o emprego esperado E_{ij}^{0*} no lugar do emprego efetivo do período inicial E_{ij}^0 . O emprego esperado para o setor i da região j (E_{ij}^{0*}) define-se como aquele comporta a mesma proporção da economia nacional para o setor i no ano-base ($\frac{E_i^0}{\sum E_i^0}$), tal que $\frac{E_{ij}^{0*}}{\sum E_{ij}^{0*}} = \frac{E_i^0}{\sum E_i^0}$, ou seja:

$$E_{ij}^{0*} = \sum E_{ij}^0 \left(\frac{E_i^0}{\sum E_i^0} \right) \quad (9)$$

Ao introduzir E_{ij}^{0*} o efeito diferencial $D_{ij} = E_{ij}^0(e_{ij} - e_i)$, no lugar de E_{ij}^0 , procurou-se eliminar da posição competitiva a influência estrutural. Desse modo, a posição competitiva pura é observada em:

$$D_{ij}^* = E_{ij}^{0*}(e_{ij} - e_i) \quad (10)$$

A influência estrutural do dinamismo diferencial, ou efeito alocação, foi definido como a diferença entre a posição competitiva espúria e a posição competitiva pura ($D_{ij} - D_{ij}^* = A_{ij}$), obtém então:

$$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i) \quad (11)$$

Nessa equação, tem-se o efeito alocação (A_{ij}), que pode assumir valores positivos, negativos ou nulos, dependendo do sinal. No quadro 4 verifica-se as cinco possibilidades para o sinal de A_{ij} , sendo que em três casos o efeito alocação poderá ser nulo.

QUADRO 2 - SINAIS DOS EFEITOS ALOCAÇÃO DA REGIÃO EM RELAÇÃO À ECONOMIA NACIONAL.

Possibilidades para o efeito alocação	Sigla	Efeito Alocação (A_{ij})	Efeito Especialização ($E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*}$)	Vantagem Competitiva ($e_{ij} - e_i$)
1. Desvantagem competitiva especializada	DCE	(-)	(+)	(-)
2. Desvantagem competitiva não especializada	DC/NE	(+)	(-)	(-)
3. Vantagem competitiva não especializada	VC/NE	(-)	(-)	(+)
4. Vantagem competitiva especializada	VCE	(+)	(+)	(+)
5. Neutralidade competitiva espec./não especializada	NC/E ou NC/NE	0	(+ / -)	0

Fonte: Herzog and Olsen, 1977 apud Souza e Souza, 2004.

A equação modificada do método Diferencial-Estrutural de Esteban-Marquillas (1972) para um dado setor e região corresponde à:

$$(E_{ij}^t - E_{ij}^0) = E_{ij}^0(e - 1) + E_{ij}^0(e_i - e) + E_{ij}^{0*}(e_{ij} - e_i) + (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i) \quad (12)$$

A equação (12) afirma que a variação real ($E_{ij}^t - E_{ij}^0$) é igual à soma das variações teórica $E_{ij}^0(e - 1)$, estrutural $E_{ij}^0(e_i - e)$, competitiva pura $E_{ij}^{0*}(e_{ij} - e_i)$ e alocativa $(E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$. Os sinais relativos às vantagens ou desvantagens competitivas captadas, bem como os efeitos de alocação e especialização, resultam das principais análises do trabalho empírico.

3.1 Base de dados

A base de dados foi obtida dos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD). A análise dos dados da PNAD de 1999, 2004 e 2008 foi realizada a partir de uma amostra selecionada, que se constitui de indivíduos ocupados no setor urbano e que sejam considerados economicamente ativos.

Para a realização deste trabalho, foram excluídos da amostra os indivíduos com idade inferior a 16 anos ou superior a 65 anos e os indígenas. A classificação da força de trabalho, segundo as posições na ocupação consistiu em: o empregador, autônomo e empregado.

Na condição da ocupação, consideraram-se como trabalhador formal, os empregados e os trabalhadores domésticos com carteira assinada, militares e funcionários públicos estatutários, empregadores e, como trabalhador informal, os empregados e trabalhadores domésticos sem carteira assinada e trabalhadores autônomos. O software Stata 10 foi utilizado para a retirada das amostras e separação setorial dos dados.

4. Resultados e discussão

O estudo do Shift-Share contemplou os Estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul frente à economia nacional. A tabela 1 representa a dinâmica estrutural setorial no Estado do Paraná em relação à variação teórica do emprego regional que relata quanto o setor i cresceria na região j se ele se expandisse com a taxa do nível nacional (e).

O estudo verificou que para os anos de 99-04 e 04-08 os setores que mais se destacaram (1) Agropecuária (6,59%) e (1,96%), (17) Construção Civil (3,55%) e (1,12%), (18) Comércio (6,56%) e (1,94%) e o setor (23) Outros serviços (8,94%) e (4,46%).

O resultado evidenciou os setores mais absorvedores de mão de obra, com elevada rotatividade de funcionários, exigências de qualificação profissional mais baixo e salários médios inferiores ao de categorias com maior exigência de qualificação profissional.

TABELA 1 - VARIAÇÃO (Δ) TEÓRICA E ALOCAÇÃO (A_{ij}), POR SETOR ECONÔMICO, PARANÁ.

Setores	Δ Teórica		Efeito Alocação	
			$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$	
	99-04	04-08	99-04	04-08
1 Agropecuária	6,59	1,96	-3,94	-1,86
2 Extrativa Mineral	0,05	0,02	0,01	-0,03
3 Min. não Metálicos	0,46	0,16	-0,01	-0,02
4 Metal/ Mecânica	0,58	0,25	-0,06	0,01
5 Elétrico e Eletrônico	0,41	0,28	-0,54	-0,76
6 Material de Transportes	0,77	0,09	0,08	-0,02
7 Madeira e Mobiliário	1,26	0,26	-1,10	-0,02
8 Celulose, Papel e Gráfica	0,44	0,10	0,00	0,03
9 Indústria da Borracha	0,01	0,14	-0,05	-0,13

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 1 - VARIAÇÃO (Δ) TEÓRICA E ALOCAÇÃO (A_{ij}), POR SETOR ECONÔMICO, PARANÁ. (CONTINUAÇÃO).

Setores	Δ Teórica		Efeito Alocação	
			$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$	
	99-04	04-08	99-04	04-08
10 Química e Farmácia	0,31	0,17	0,03	-0,01
11 Artigos Plásticos	0,15	0,06	0,00	0,00
12 Têxtil e Vestuário	1,29	0,50	-0,15	0,04
13 Fáb. de Calçados	0,04	0,04	0,21	-0,26
14 Ind. Alimentar	1,11	0,47	-0,91	-0,07
15 Ind. Diversas	0,17	0,27	-0,35	-0,41
16 SIUP	0,20	0,10	0,00	0,00
17 Construção Civil	3,55	1,12	0,10	0,23
18 Comércio	6,56	1,94	22,32	-62,44
19 Transporte	1,84	1,00	-0,89	-0,18
20 Comunicações	0,36	0,15	0,00	-0,03
21 Inst. Financeiras	0,50	0,28	-0,34	-0,08
22 Adm. Pública	2,02	1,53	2,17	0,55
23 Outros Serviços	8,94	4,46	-15,66	3,11

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variação diferencial sendo positiva indicou que o setor i cresceu mais na região j do que em nível nacional. Isto estaria indicando vantagens locais para essa atividade na região j . No caso do Paraná, os setores com vantagens locais foram (1) Agropecuária, (5) Elétrico-eletrônico, (14) Indústria alimentar para o período de 99-04.

No período de 04-08 o setor que apresentou vantagem local, foi o setor (18) Comércio. Esses resultados representam a instabilidade econômica da região, de modo que alguns setores perderam participação na economia regional e nacional nesse período, esse efeito diferencial no Estado do Paraná, destacou o setor (18) Comércio em 04-08, possivelmente, por estímulos fiscais, custos nos transportes, diferenças nos preços, fator de produção mais abundante, fez com que esse setor crescesse mais na Região do que no nível nacional.

O quadro 3 ilustra os resultados para os efeitos alocação, especialização e vantagem competitiva para os períodos 1999-2004 e 2004-2008.

QUADRO 3 - EFEITOS SETORIAIS DO PARANÁ – RESTANTE DO BRASIL

Setores	Efeito Alocação		Efeito Especialização		Vantagem Competitiva		Resultados	
	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08
2	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VCE
8	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	VCE	VCE
6	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
10	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
13	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
18	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
11	(+)	o	(-)	(-)	(-)	o	DC/NE	NC/NE
16	o	o	(+)	(-)	o	o	NCE	NC/NE
1	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
3	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
5	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
7	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	VCE	DCE
9	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
14	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
15	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
19	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
20	o	(-)	(+)	(+)	o	(-)	NCE	DCE
21	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
4	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
12	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
17	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE
22	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE
23	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificou-se que o último período de análise 2004-2008 no Estado do Paraná os setores: (1) Agropecuária, (3) Minerais não metálicos, (5) Elétrico e eletrônico, (9) Indústria da Borracha, (14) Indústria alimentar, (15) Indústrias diversas, (19) Transporte, (21) Instituições Financeiras, passaram de vantagem competitiva não especializada (VC/NE) em 1999-2004, para desvantagem competitiva especializada (DCE) 2004-2008. Isso significa que estes setores melhoraram em termos de especialização dentro de sua estrutura, porém, essa melhora ainda não se refletiu em termos de vantagem competitiva em relação

à taxa de crescimento nacional para o segundo período. Um dos motivos desse efeito seria a taxa de crescimento em nível nacional no segundo período ter sido superior a taxa de crescimento do setor no Paraná.

A produtividade do trabalhador, participação regional no produto nacional e participação dos macro setores na composição do PIB se refletem no estudo. Nesse sentido, observou-se que os setores: (6) Material de transporte, (10) Química e farmácia, (13) Fab. de calçados e (18) Comércio, passaram de DC/NE entre 1999-2004 para VC/NE entre 2004-2008, estes melhoraram sua vantagem competitiva. Cabe ressaltar que, setores que até 2004 possuíam vantagem competitiva não especializada (VC/NE), podem estar perdendo mercado em termos competitivos para outros Estados, os setores (4) Metal/mecânica e (12) Têxtil e vestuário passaram de (VC/NE) para (DC/NE).

Assim, pode-se verificar para os resultados apresentados na tabela 2 o comportamento das relações de Santa Catarina com o Restante do Brasil em 1999-2004 e 2004-2008

TABELA 2 - VARIAÇÃO (Δ) TEÓRICA E ALOCAÇÃO (A_{ij}), POR SETOR ECONÔMICO, SANTA CATARINA.

Setores	Δ Teórica		Efeito Alocação	
			$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$	
	99-04	04-08	99-04	04-08
1 Agropecuária	5,84	1,76	-6,31	1,92
2 Extrativa Mineral	0,08	0,02	0,03	0,00
3 Min. não Metálicos	0,62	0,27	0,11	-0,01
4 Metal/ Mecânica	0,81	0,39	0,12	0,24
5 Elétrico e Eletrônico	0,74	0,30	0,13	0,11
6 Material de Transportes	0,45	0,08	-0,37	0,02
7 Madeira e Mobiliário	1,62	0,47	-1,28	-2,45
8 Celulose, Papel e Gráfica	0,62	0,12	-0,13	0,07
9 Indústria da Borracha	0,01	0,09	-0,01	-0,01
10 Química e Farmácia	0,24	0,22	-0,17	0,01
11 Artigos Plásticos	0,71	0,12	-1,94	0,16
12 Têxtil e Vestuário	2,91	1,11	-2,26	-1,99
13 Fáb. de Calçados	0,10	0,04	0,26	-0,09
14 Ind. Alimentar	1,84	0,42	-1,88	-0,01

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA 2 - VARIAÇÃO (Δ) TEÓRICA E ALOCAÇÃO (A_{ij}), POR SETOR ECONÔMICO, SANTA CATARINA. (CONTINUAÇÃO).

Setores	Δ Teórica		Efeito Alocação	
			$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$	
	99-04	04-08	99-04	04-08
15 Ind. Diversas	0,23	0,40	-0,24	-1,72
16 SIUP	0,34	0,11	-0,04	0,01
17 Construção Civil	3,34	1,06	0,75	1,35
18 Comércio	4,92	2,88	-26,42	-6,14
19 Transporte	1,59	0,70	0,80	-1,07
20 Comunicações	0,06	0,07	-0,18	-0,06
21 Inst. Financeiras	0,49	0,23	-0,15	0,00
22 Adm. Pública	1,71	1,48	2,71	-8,05
23 Outros Serviços	7,59	3,51	17,69	2,71

Fonte: Resultados da pesquisa.

Verificou-se que entre os anos de 1999-2004 a variação teórica positiva mais representativa foi para os setores: (1) Agropecuária (5,84%), (12) Têxtil e vestuário (2,91%), (17) Construção civil (3,34%) e (18) Comércio (4,92%).

No período que compreende 2004-2008 os setores com maior variação teórica foram: (1) Agropecuária (1,76%), (12) Têxtil e vestuário (1,11%) e (18) Comércio (2,88%), de modo que estes setores foram os que no emprego cresceram a mesma taxa do conjunto de setores a nível nacional.

Atividades relacionadas ao macro setor indústria tendem a ter um efeito alocação e variação teórica mais estável, visto a dinâmica setorial ser oriunda, em especial, de evoluções e /ou inovações tecnológicas com maior ênfase do que em relação a mão de obra não especializada.

O quadro 4 apresenta os efeitos setoriais de Santa Catarina – Restante do Brasil em 1999-2004 e 2004-2008. Ao se comparar os dois períodos 1999-2004 e 2004-2008 os setores que apresentaram desvantagens locais em termos globais, ou seja, obtiveram taxa de crescimento menor no segundo período em relação ao primeiro foi: (1) Agropecuária, (7) Madeira e Mobiliário, (12) Têxtil e vestuário. Os setores que apresentaram vantagens locais no segundo período em relação ao primeiro foram: (19) Transporte e (22) Administração pública.

QUADRO 4- EFEITOS SETORIAIS DE SANTA CATARINA – RESTANTE DO BRASIL

Setores	Efeito Alocação		Efeito Especialização		Vantagem Competitiva		Resultados	
	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08
4	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	VCE	VCE
5	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	VCE	VCE
8	(-)	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	VCE	VCE
11	(-)	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	VCE	VCE
9	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
13	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
14	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	VCE	VC/NE
18	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
19	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
20	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
22	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
3	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)	(-)	VCE	DCE
7	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	VCE	DCE
12	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	VCE	DCE
15	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
1	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
2	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE
6	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
10	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
16	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	VCE	DC/NE
17	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE
21	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
23	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE

Fonte: Resultados da pesquisa.

Destacou-se que em termos de vantagem competitiva o Estado de Santa Catarina perdeu competitividade em setores (1) Agropecuária, (6) Material de Transporte, (10) Química e farmácia e (21) Instituições financeiras, o que é visualizado ao comparar os dois períodos, isso pode ser reflexo da estagnação setorial em relação ao avanço nacional.

Os setores (3) Minerais não metálicos, (7) Madeira e mobiliário, (12) Textil e Vestuário passaram da situação de Vantagem competitiva especializada para desvantagem competitiva especializada. Pochmann (2006) destacou que, a partir do ano 2000, ocorreu maior ritmo de crescimento do emprego no setor industrial e menor expansão das ocupações tidas como precárias.

A perda de competitividade da agroindústria advém em parte do custo de produção no qual a matéria-prima, problemas portuários, logística podem ter comprometido em especial esses segmentos e são fatores que geram alterações setoriais e locais. A economia regional é sensível também a todo dinamismo da economia nacional, como as mudanças dos fluxos externos de salário. Nesse sentido, o crescimento regional torna-se impulsionado tanto por fatores internos como por fatores externos à região.

Os efeitos setoriais são reflexos também das alterações nas políticas macroeconômicas, mudanças regionais em termos de logística, alterações governamentais e possíveis parcerias fechadas pelos setores dentro da dinâmica regional, ou nas relações interestaduais. Notou-se que para o Estado de Santa Catarina, os setores como (4) Metal/Mecânica, (5) Elétrico e eletrônico, (8) Celulose, papel e Gráfica, (11) Artigos Plásticos não obtiveram alterações em suas estruturas quanto ao grau de especialização e competição. Percebe-se que os setores (4) e (5) são setores diretamente interligados, bem como, os setores (8) e (9). Assim, alterações em um desses setores, causa impacto direto no outro setor.

Esses fatos refletiram nos dados divulgados pela Secretaria de Comércio Exterior (2012), na qual divulga os dados inerentes às importações e exportações brasileiras quanto aos tipos de produtos. Assim, pode-se constatar que para o ano de 1999 os produtos básicos e produtos dos setores da Agropecuária e Pecuária tiveram as maiores quedas nas pautas de exportação, -8,80 % e -12,32%. Enquanto que, no ano de 2004 as exportações de produtos básicos totalizaram 34,66% da pauta de exportações e a Agropecuária 31,22%.

O Estado de Santa Catarina também aumentou sua participação regional no produto interno bruto nacional em termos percentuais ao longo dos anos. Em 1999 o Estado representou 3,5% no total do PIB enquanto que em 2008 sua participação foi de 4,10% (IBGE, 2012).

Os Estados da Região Sul são diferentes em suas estruturas. Assim, a tabela 3 reporta os resultados da variação teoria e alocação por setor econômico entre 1999-2004 e 2004-2008 para o Estado do Rio Grande do Sul.

TABELA 3 - VARIAÇÃO (Δ) TEÓRICA E ALOCAÇÃO (A_{ij} AIJ), POR SETOR ECONÔMICO, ENTRE 1999-2004 E 2004-2008 ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL.

Setores	Δ Teórica		Efeito Alocação	
			$A_{ij} = (E_{ij}^0 - E_{ij}^{0*})(e_{ij} - e_i)$	
	99-04	04-08	99-04	04-08
1 Agropecuária	5,57	1,76	-23,49	1,92
2 Extrativa Mineral	0,13	0,02	0,00	0,00
3 Min. não Metálicos	0,28	0,27	-0,03	-0,01
4 Metal/ Mecânica	0,73	0,39	0,00	0,24
5 Elétrico e Eletrônico	0,69	0,30	0,12	0,11
6 Material de Transportes	0,59	0,08	-0,24	0,02
7 Madeira e Mobiliário	0,91	0,47	-0,32	-2,45
8 Celulose, Papel e Gráfica	0,28	0,12	-0,10	0,07
9 Indústria da Borracha	0,07	0,09	-0,02	-0,01
10 Química e Farmácia	0,32	0,22	0,08	0,01
11 Artigos Plásticos	0,16	0,12	0,00	0,16
12 Têxtil e Vestuário	1,02	1,11	0,98	-1,99
13 Fáb. de Calçados	2,03	0,04	3,30	-0,09
14 Ind. Alimentar	1,61	0,42	-0,24	-0,01
15 Ind. Diversas	0,28	0,40	0,00	-1,72
16 SIUP	0,16	0,11	-0,10	0,01
17 Construção Civil	3,06	1,06	-0,19	1,35
18 Comércio	5,99	2,88	-0,66	-6,14
19 Transporte	1,55	0,70	-0,11	-1,07
20 Comunicações	0,23	0,07	-0,02	-0,06
21 Inst. Financeiras	0,63	0,23	0,02	0,00
22 Adm. Pública	2,28	1,48	1,71	-8,05
23 Outros Serviços	8,80	3,51	20,66	2,71

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variação teórica do Estado obteve resultado positivo mais expressivo entre 1999-2004 nos setores: (1) Agropecuária (5,57%), (13) Fabricação de calçados (2,03%), (17) Construção Civil (3,06%), (18) Comércio (5,99%), (22) Administração Pública (2,28%), (23) Outros serviços (8,80%).

No período que compreende 2004-2008 a variação teórica com maior desta-

que nos setores foram: (1) Agropecuária (1,76%), (13) Fabricação de calçados (0,04%), (17) Construção Civil (1,06%), (18) Comércio (2,88%), (22) Administração pública (1,48%), (23) Outros serviços. Portanto, verificou-se que no período de 2004-2008 houve uma melhora no desempenho econômico desses setores no Rio Grande do Sul.

No que tange ao efeito diferencial, cabe ressaltar que setores que apresentam sinais positivos, normalmente, indicam a existência de maiores facilidades de acesso ao mercado consumidor, aos fatores de produção, inovação tecnológica, entre outros fatores que favoreceram tal setor em relação ao mesmo setor em outra região.

O Quadro 5 ilustra-se os efeitos setoriais do Rio Grande do Sul – Restante do Brasil em 1999-2004 e 2004-2008.

As possibilidades do efeito alocação para o Estado do rio Grande do sul indicaram que o Estado sofreu alterações como de destaque nos setores: (1) Agropecuária, (6) Material de Transporte, passando de VC/NE para DC/NE o que enuncia uma estagnação desses setores em relação ao processo de melhoria e/ou crescimento operacional e tecnológico do restante do país, nesses casos os setores (1) Agropecuária e (6) Material de transporte melhoraram o efeito alocação, porém com perdas de competitividade, boa parte dessa perda de competitividade advém da falta de infraestrutura, pedágios que encarecem o frete, e a logística do Estado que contempla boa parte de suas estradas com curvas sinuosas, devido ao mapeamento geográfico da região.

Verificou-se também que setores como (13) Fabricação de calçados e (14) Indústria alimentar que passaram de VCE para VC/NE obtiveram perdas nas especializações, porém se tornaram mais competitivos, nesse período houve migrações de empresas calçadistas na região para outros Estados Brasileiros.

Os setores (3) Min. não Metálicos, (12) Têxtil e Vestuário e (15) Ind. Diversas avançaram no quesito especialização. Entre 1990 e 1998, por exemplo, com a abertura econômica do Brasil, o nível de emprego caiu em setores ligados ao macro setor industriais, a modernização agrícola também contribuiu para reduzir o número de empregos, visto que, processos tecnológicos são poupadores de trabalho, principalmente nos setores de maior concorrência, estes fatos obtiveram uma contrapartida do setor terciário que absorveu em parte a mão de obra oriunda desses setores.

No Rio Grande do Sul, não muito diferente dos demais Estados da Região Sul, pode estar perdendo dinamismo apesar de sua especialização nos setores (13) Fabricação de Calçados (14) Indústria Alimentar. No caso de empresas na área de calçados, verificou-se a migração de algumas empresas calçadistas do Rio Grande do Sul para a Região do Nordeste em busca de incentivos fiscais, mão de obra mais barata e menos intervenção sindical, no caso do setor alimentício, percebeu-se que problemas de logística, clima e falta de

incentivo estadual fez com que o setor de alimentos perde-se especialização.

QUADRO 5- EFEITOS SETORIAIS DO RIO GRANDE DO SUL – RESTANTE DO BRASIL EM 1999-2004 E 2004-2008.

Setores	Efeito Alocação		Efeito Especialização		Vantagem Competitiva		Resultados	
	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08	99-04	04-08
4	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	VCE	VCE
5	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	VCE	VCE
8	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)	VC/NE	VCE
11	o	(+)	(-)	(+)	o	(+)	NC/NE	VCE
9	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	VCE	VC/NE
13	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)	VCE	VC/NE
14	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	VCE	VC/NE
18	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
19	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
20	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	VC/NE	VC/NE
22	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	DC/NE	VC/NE
21	(+)	o	(-)	(-)	(-)	o	DC/NE	NC/NE
3	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	VC/NE	DCE
7	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	VCE	DCE
12	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	DC/NE	DCE
15	o	(-)	(-)	(+)	o	(-)	NC/NE	DCE
1	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
2	o	(+)	(-)	(-)	o	(-)	NC/NE	DC/NE
6	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
10	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE
16	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
17	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)	VC/NE	DC/NE
23	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	DC/NE	DC/NE

Fonte: Resultados da pesquisa.

Setores consolidados na região como (4) Metal/ Mecânico, (5) Eletro/eletrônico, fortes em especial na região da Serra Gaúcha, mantiveram a vantagem competitiva especializada, puxando os setores relacionados como (5) Elétrico Eletrônico e o setor (11) Artigos plásticos que melhoraram sua especialização para atender a necessidade dos demais setores relacionais..

Conforme o trabalho de Souza e Souza (2000) o alto custo dos terrenos e dos aluguéis, o custo da mão de obra também provoca o deslocamento de atividades para outras regiões, como a produção de calçados e de produtos têxteis, que estão se implantando em Estados do Nordeste, outro fato explicitado pelo autor é em relação a alguns municípios próximos a capital como Canoas, Guaíba, Esteio e São Leopoldo, Novo Hamburgo, Estância Velha, Ivoti e Triunfo mostraram desvantagem competitiva e são municípios que possuem uma estrutura industrial consolidada, mas que também perderam dinamismo e vantagem competitiva em determinados setores para regiões distantes da capital.

Os incentivos fiscais, logística, custo da mão de obra mais baixo e retornos do capital investido mais expressivos alteraram a dinâmica regional, alterando o cenário local o que explica em parte algumas das principais mudanças nos dois períodos em todas as regiões.

Considerações Finais

No processo de integração econômica as peculiaridades regionais têm-se mostrado muito úteis para proporcionar inserções vantajosas, em especial, as formas pelas quais as regiões buscam o desenvolvimento são inúmeras e variadas, tornando sem sentido a procura por “modelos generalizáveis”, as peculiaridades tendem a ser valorizadas tornando as regiões com vantagem competitivas e especializadas o ponto chave da evolução regional e setorial.

A instabilidade regional no período ficou evidente em todas as regiões estudadas, de modo que setores que apresentaram vantagens locais no primeiro período não apresentaram, necessariamente no segundo. Os fatos que justificam essas alterações devem ser analisados separadamente, cada setor possui as suas peculiaridades e as políticas regionais afetam diretamente a tomada de decisão por parte do empresário.

Os resultados explicitam as diferenças nas economias regionais, a sensibilidade destas ao dinamismo da economia nacional, como a mudanças dos fluxos externos de salário, emprego e produção. Para finalizar, este trabalho buscou avaliar de uma maneira ampla e genérica, o comportamento setorial nos Estados da Região Sul em comparação com as taxas de crescimento em nível nacional.

Pode-se concluir que a Região Sul perdeu dinamismo em setores ligados ao Agronegócio e a Indústria e ganhou em outros setores relacionados ao Comércio e Serviços, com ressalvas para cada Estado, sendo de suma importância uma análise detalhada em nível de setor regional no que diz respeito a futuros

trabalhos. Um complemento em relação às ideias e conclusões já expostas, explorando as diferenças regionais, subsidiária e evidenciaria a necessidade de políticas específicas para os setores e regiões.

Referências Bibliográficas

- BALTAR, P. A.; SANTOS, A. L.; KREIN, J. D.; LEONE, E.; PRONI, M. W.; MORETTO, A.; MAIA, A. G.; SALAS, C. (2010). "Trabalho no governo Lula: uma reflexão sobre a recente experiência brasileira." *Global Labour University Working Papers*, n.9.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB) (2011). *Selic mercado de títulos públicos*. URL [on-line]: < <http://www.bcb.gov.br/?SELIC>>.
- BROWN, H. J. (1969). "Shift and share projection of regional economic growth: an empirical test." *JRS*, v. 9(1).
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. A. (1972). "A reinterpretation of shift-share analysis." *Regional and Urban Economics*, v.2(3), pp. 49-55.
- ESTEBAN, J. (1999). "Regional Convergence in Europe and the Industry-Mix: a Shift-Share Analysis." *Institut d'Anàlisi Econòmica, CSIC*. Campus de la UAB Bellaterra. Barcelona.
- FACULDADE GETÚLIO VARGAS (FGV). (2011). *Índices gerais de preços*. URL [on-line]: < <http://portalivre.fgv.br/>> Acesso em: mai. de 2011.
- GONÇALVES JUNIOR, C. A.; GALETE, R. A. (2010). "O método estrutural-diferencial: aplicação da adaptação de Herzog e Olsen para a microrregião de Maringá frente à economia paranaense 1994/2008." *Informe Gepec*, Toledo, v. 14 (2), pp. 149-165.
- HADDAD, P. R. (Org.) (1989). "Economia regional, teorias e métodos de análise." In: HADDAD, P. R. **Fortaleza Ç BNB; ETENE**.
- HERZOG, Henry W.; OLSEN, R. J. (1977). "Shift-Share Analysis Revisited: The Allocation Effect and the Stability of Regional Structure." *Journal of Regional Science*, v.17 (3), pp.441-454.
- IBGE. (2012). *Compatibilização entre as atividades do Sistema de Contas Nacionais - SCN e Classificação Nacional das Atividades - CNAE*.
- _____. (1999). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD*. Rio de Janeiro: IBGE, CD-ROM.
- _____. (2004). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD*. Rio de Janeiro: IBGE, CD-ROM.
- _____. (2008). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD*. Rio de Janeiro: IBGE, CD-ROM.
- LODDER, C. A. (1972). "Crescimento da ocupação regional e seus componentes." In: HADDAD, P. R. (ed.). *Planejamento Regional: métodos e aplicação ao caso brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA/ INPES.

- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Secretaria do Comércio Exterior (SECEX). (2012). URL [on-line]: <://mdic.gov.br/sitio/secex/secex/informativo.php>.
- PEREIRA, A. S.; CAMPANILE, N. (1999). “O método estrutural-diferencial modificado: uma aplicação para o estado do Rio de Janeiro entre 1986 e 1995.” *Revista Teoria e Evidência Econômica*, v. 7 (13), pp. 121-140.
- POCHMANN, M. (2006). “Mercado geral de trabalho: o que há de novo no Brasil?” *Revista Parcerias Estratégicas*, CGEE, n. 22.
- SILVA, Walter Franco L. da. (2008). *Macroambiente e cenários econômicos*. IESDE Brasil S.A.
- SOUZA, C. C. A. (2002). “Análise do crescimento das regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Curitiba: um estudo comparativo.” In: *Anais do X Seminário sobre a Economia Mineira*, Cedeplar-MG.
- SOUZA, J.; SOUZA, R. B L de. (2004). “Dinâmica estrutural-diferencial da Região Metropolitana de Porto Alegre, 1990/2000.” *Revista de Economia*. Curitiba.

Recebido em: 4 de novembro de 2013

Aceito em: 5 de maio de 2014

O PIB brasileiro nos séculos XIX e XX: duzentos anos de flutuações econômicas

Guilherme Tombolo¹

Armando Vaz Sampaio²

Resumo: O objetivo desse trabalho é o de analisar o comportamento da série do PIB brasileiro entre 1820 e 2012 no que diz respeito ao seu comportamento cíclico e períodos de crescimento econômico. Outro objetivo que surgiu com o anterior foi o de estimar o PIB nominal e real do Brasil entre 1820 e 1899, dada a ausência de estimativas que cobrissem esse período de forma contínua. Identificamos sete fases de crescimento do produto real agregado brasileiro. A taxa média do período como um todo (1820-2012, 193 anos) foi de 3,71% a.a. (média ponderada pela duração dos períodos). Na análise do PIB per capita, identificamos seis fases de crescimento. A taxa média de crescimento do período como um todo foi de 2,93% a.a. No que diz respeito à volatilidade dos ciclos, tal volatilidade foi em geral decrescente quando medida pelo desvio-padrão dos ciclos extraídos pelo Filtro HP.

Palavras-chave: Ciclos Econômicos; História Econômica do Brasil; Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil.

JEL: E32; N16; E01.

¹ Mestre em Desenvolvimento Econômico - PPGDE/UFPR. Doutorando em Desenvolvimento Econômico - PPGDE/UFPR. E-mail: guilhermetombolo@hotmail.com

² Doutor em Economia Aplicada - Esalq/USP. Professor Adjunto - Departamento de Economia UFPR e PPGDE/UFPR. E-mail: avsampaio@ufpr.br

Brazilian GDP in the nineteenth and twentieth centuries: two hundred years of economic fluctuations

Abstract: *The aim of this paper is to analyze the behavior of the series of Brazilian GDP between 1820 and 2012 with regard to its cyclical behavior and periods of economic growth. Another goal that came with the previous one was to estimate the nominal and real Brazilian GDP between 1820 and 1899, given the absence of estimates which covered the period continuously. We identified seven phases of growth in Brazilian real GDP. The average rate for the period as a whole (1820-2012, 193 years) was 3.71% pa (weighted average for the duration of periods). In the analysis of GDP per capita, we identified six phases of growth. The average growth rate for the period as a whole was 2.93% pa. With regard to the volatility of cycles, such volatility was generally decreasing as measured by standard deviation of the cycles extracted by the filter HP.*

Keywords: *Economic Cycles; Economic History of Brazil; Gross Domestic Product (GDP) of Brazil.*

JEL: E32; N16; E01.

1. Introdução

A análise dos ciclos econômicos tem uma longa tradição na ciência econômica, tradição essa que remonta aos primórdios da disciplina com os trabalhos dos clássicos como Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus, etc. No século XX, o estudo dos ciclos econômicos ganha novo impulso na esteira da grande depressão econômica da década de 1930. A análise das propriedades estatísticas dos ciclos econômicos também começou a receber atenção nessa época dada a recente disponibilidade de estatísticas econômicas regulares. Os autores Mitchell e Burns (1946) identificaram várias características dos ciclos econômicos da economia dos Estados Unidos, assim como o fez Kaldor (1961) para economias em geral.

O estudo de tais propriedades é importante tanto para fins de confrontação e teste de modelos macroeconômicos, quanto para a compilação de dados para a historiografia econômica. Neste trabalho em particular, objetivamos analisar o comportamento da série temporal do PIB brasileiro entre 1820 e 2012 no que diz respeito ao seu comportamento cíclico e seus distintos períodos de crescimento econômico. Naturalmente, outro objetivo que surgiu foi o de estimar o PIB nominal e real brasileiro entre 1820 e 1899, dada a ausência de estimativas que cobrissem esse período de forma contínua. Estimamos também o PIB real em dólares internacionais de Geary-Khamis no período

1820-1899, a fim de comparar nossas estimativas com as de Maddison (2006).

Outros autores como Furtado (1976), Leff (1972, 1991), Haddad & Contador (1975) e Goldsmith (1986), enfrentaram a tarefa de obter estimativas do PIB ou da renda nacional brasileira no século XIX. Entretanto para se analisar o comportamento cíclico do PIB acreditamos que as nossas estimativas do PIB nominal e real para o período de 1820 a 1900 são mais acuradas e adequadas por se basearem no procedimento econométrico de análise de cointegração. No que diz respeito à análise das propriedades cíclicas do PIB brasileiro durante o século XIX ou parte dele, o trabalho de Araújo et al. (2008) é o único – que nós saibamos – em que se analisam os ciclos econômicos e o crescimento do produto brasileiro na tradição da teoria do ciclo de negócios. Fazem isso para o período 1850-2000, utilizando-se da estimativa do PIB brasileiro entre 1850 e 1899 de Goldsmith (1986) encadeadas à estimativa de Haddad (1978) em 1900 e às estimativas oficiais em 1947.

Este trabalho está dividido em cinco seções incluindo essa Introdução. Na seção 2, O PIB nominal e real do Brasil no século XIX – 1820/1900, nós procedemos a estimação do PIB nominal e real do Brasil. O PIB nominal foi obtido de uma regressão cointegrante do log natural do PIB nominal entre 1900 e 1946 contra o log natural da população, da receita geral do setor público, das exportações e importações de bens e do conceito de moeda M2. O PIB real, por sua vez, é obtido do deflacionamento do PIB nominal por um deflator implícito do PIB. Tal deflator foi estimado de uma regressão cointegrante do deflator implícito do PIB entre 1889 e 1930 contra índices de preços dos séculos XIX e XX.

Na seção 3, Comparações Internacionais, nós convertemos para dólares internacionais de Geary-Khamis o PIB real que nós estimamos na seção 2 a fim de comparar os nossos resultados com os de Maddison (2006). A conversão é feita por meio de uma regressão cointegrante para o período 1900-1946 do log do PIB brasileiro, medido em dólares internacionais de 2008, contra o log do PIB brasileiro em reais de 2008, o log do deflator implícito do PIB, e o log do índice de preços ao consumidor (CPI) dos Estados Unidos. Na seção 4, PIB brasileiro: períodos de crescimento e ciclos, nós fizemos uma breve análise do comportamento do produto brasileiro no período 1820-2012. Por fim, na seção 5, Conclusões, nós relatamos os principais resultados alcançados no trabalho.

2. O PIB nominal e real do Brasil no século XIX: 1820/1900

É difícil estimar variáveis como o PIB para o século XIX devido à escassez

de dados e estatísticas que embasem tais estimativas. No entanto existem estimativas indiretas do produto real do Brasil para esse período. A maioria delas se baseia em variáveis fiscais do governo federal, exportações e importações, agregados monetários, etc. Uma das primeiras estimativas é a de Furtado (1976:149), que estimou a taxa de crescimento da renda per capita para o Brasil como um todo em 1,5% a.a. entre 1850 e 1900 e 2,3% a.a. para a região cafeeira no mesmo período (Vale do Paraíba e oeste do Estado de São Paulo). Furtado se baseou em séries de comércio internacional e fez – na verdade – mais uma conjectura do que uma estimativa propriamente dita.

Entretanto essa conjectura de Furtado foi considerada demasiado otimista por não se conformar com outros estudos. Por exemplo, Coatsworth (1978: quadro 1 apud Abreu & Lago 2012:4) estima o crescimento do PIB per capita em 0,36% a.a. no período 1800-1860 e 0,40% a.a. no período 1860-1910. Por sua vez, Maddison (2006:520) sugere um crescimento da renda per capita de 0,20% a.a. entre 1820 e 1870 e 0,30% a.a. entre 1870 e 1913, Engerman e Sokoloff (1997:270), também para a renda per capita, sugerem 0,40% a.a. para 1800-1850 e -0,40% a.a. para 1850-1913, esta última destoando sobremaneira de Maddison e de Coatsworth como ressaltado por Abreu e Lago (2012:4).

Extraíndo o primeiro componente principal¹ das séries de exportações, importações e gastos do Governo Central², todos deflacionados, Contador & Haddad (1975) estimam o crescimento do produto real per capita em 0,86% a.a. para o período 1861-1889 e 2,68% para o produto real agregado no mesmo período. Para o período 1861-1900 as estimativas são -0,40% a.a. per capita e 1,47% a.a. agregado. Por outro lado, Leff (1991:capítulo 3) e Leff (1972) se utilizando da relação de trocas da teoria quantitativa da moeda, estima a taxa de crescimento média da renda real per capita entre 1822 e 1913 no intervalo de -0,3 a 0,8% a.a. A média desses valores é 0,25% a.a., portanto a renda per capita de 1913 seria apenas 25% maior do que o foi em 1822 segundo as conclusões de Leff. Empregando a mesma técnica usada por Leff (1972, 1991) e também se baseando em Maddison (2006) e Engerman e Sokoloff (1997), Castro & Gonçalves (2010) estimam o crescimento da renda per capita no Brasil em 0,44% a.a. entre 1800 e 1850, e 0,207% a.a. entre 1851 e 1910.

Uma das estimativas mais citadas do produto brasileiro no século XIX é a feita por Goldsmith (1986). O professor Goldsmith (1986: 24) elaborou uma série “experimental” do produto interno bruto brasileiro a preços correntes tomando a média aritmética simples de quatro indicadores, a saber: índice de massa de salários, oferta nominal de moeda M2, exportações mais importações nominais, e gastos do Governo Central também em termos nominais. O índice de massa de salários foi obtido multiplicando um índice de salários pagos³ por um índice de população conforme Goldsmith (1986:33). Dado o índice obtido

1 Análise de Componentes Principais é uma técnica estatístico-matemática.

2 Governo Central corresponde ao “governo federal” ou ao governo da “União” hoje em dia.

3 Índice elaborado por Lobo (1971) tomando a média de salários pagos a 20 ocupações na cidade do Rio de Janeiro entre 1850 e 1930.

pela média aritmética dos indicadores, este foi então encadeado às estimativas do professor Haddad (1978) em 1910 voltando até o ano de 1850, gerando assim uma estimativa do PIB nominal brasileiro para o período 1850-1910⁴.

Para obter o produto em termos reais ou a preços constantes, Goldsmith (1986:31) construiu um índice de preços “interno” para o período 1850-1913 baseado na média aritmética simples de quatro índices de preços calculados, de forma aproximada, por outros quatro autores⁵, sendo que tais índices de preços serão abordados mais adiante nesse trabalho. Dividindo a série de produto nominal pelo seu índice de preços internos, Goldsmith (1986:22-23, 82-83) obteve uma série do produto a preços constantes para o Brasil entre 1850 e 1910. Em preços constantes, o produto no agregado teria crescido a uma taxa de 2,32% a.a. entre 1850 e 1880 e 2,30% a.a. entre 1880 e 1910, em termos per capita foi 0,66% a.a. para o período 1850-1880 e 0,157% a.a. para o período 1880 e 1910.

Porém as estimativas de Goldsmith (1986) são vistas com muitas reservas, entre outras coisas, por “se basear[em] num índice de preços inteiramente inadequado, além de depender de algumas hipóteses questionáveis sobre o funcionamento da (...) economia [do Brasil] no século passado”. (IBGE EHB 1990: 88 apud ABREU & LAGO 2012:4). Não obstante, optamos nesse trabalho por uma abordagem semelhante à de Goldsmith para se calcular o PIB nominal e real brasileiro no século XIX. Ao fazer isso, entretanto, procedemos de forma diferente empregando econometria ao invés de uma média simples das variáveis.

2.1 Estimação do PIB nominal

Nossa ideia foi estimar uma regressão cointegrante do log natural do PIB nominal calculado por Haddad (1978) entre 1900 e 1946 contra o log natural da população, da receita geral do setor público, das exportações e importações de bens e do conceito de moeda M2 (valores monetários em Contos de Réis). Os dados da população residente foram obtidos de Mortara (1941) em termos decenais para o período de 1770 a 1870 e do Ipeadata (2012) para o período 1872-2011, sendo que entre 1980 e 2011 os dados referem-se à estimativa da população residente em 10 de julho feitas pelo IBGE. Os dados de Mortara (1941) foram anualizados por interpolação cúbica e encadeados aos do Ipeadata (2012)⁶. Os dados completos da população estão no apêndice estatístico

4 De fato as estimativas de Haddad (1978) cobrem o período de 1900 a 1947, sendo que as estimativas oficiais do PIB brasileiro iniciaram-se em 1947. No entanto as estimativas de Haddad são menos confiáveis para o período 1900-1908/1910, embora sejam amplamente aceitas. O professor Goldsmith, por seu turno, preferiu encadear suas estimativas ao ano de 1910 e não ao de 1908.

5 Buescu (1973:223; 1977:125; 1979:27), Lobo (1971:260-62), Onody (1960:118, 394) e Randall (1977 apud Vieira 1947, 1981).

6 De fato, Mortara (1941) estimou a população brasileira decenalmente entre 1770 e 1919 e obteve estimativas anuais desta por meio da interpolação linear dos valores decenais. Nós optamos aqui pela interpolação cúbica porque essa produz uma série mais suave da evolução da população no país.

desse trabalho, os dados decenais de população estão na Tabela 1.

TABELA 1 – POPULAÇÃO RESIDENTE NO BRASIL – 1770/2010

Ano	População	Ano	População	Ano	População	Ano	População
1770	2.502.000	1830	5.354.000	1900	17.438.434	1980	119.011.052
1780	2.841.000	1840	6.233.000	1920	30.635.605	1991	144.825.152
1790	3.225.000	1850	7.256.000	1940	41.236.315	1996	157.070.163
1800	3.660.000	1860	8.448.000	1950	51.944.397	2000	169.799.170
1810	4.155.000	1870	9.384.000	1960	70.070.457	2007	183.987.291
1820	4.717.000	1872	10.112.061	1970	93.134.846	2010	190.732.694

Fonte: Para 1770-1870, Mortara (1941); e para 1872-2010, Ipeadata (2012).

Com relação às receitas do setor público, existem séries de receitas e despesas gerais do governo federal que retrocedem até 1823. No que diz respeito a estados e municípios tais estatísticas são escassas para o século XIX. Entre os anos de 1819 e 1822, Gama (1823) traz dados esparsos sobre as receitas e despesas das províncias do recém-fundado Império do Brasil, o autor Carreira (1889, p. 98, 311, 338) mostra dados das receitas e despesas das três esferas de governo nos anos fiscais de 1823, 1855, e 1870, por sua vez Cavalcanti (1890, p. 279-280, 17-24) mostra tais dados nos anos fiscais de 1840 e de 1878 até 1888, esses valores estão na tabela 2.

TABELA 2 – RECEITAS DO SETOR PÚBLICO POR ESFERAS DE GOVERNO 1821/1907*

	União A	Províncias B	Municípios C	Setor Público D	E = A.100/D E
1821	3.997	5.711	391**	10.099**	39,58**
1823	3.802	12.727	443**	16.972**	22,40**
1840-41	16.311	4.981	935**	22.227**	73,83**
1854-1855	36.985	8.323	1.603	46.911	78,84
1859-1860	43.807	13.204	1.973	58.985	74,27
1885-1886	126.883	59.228	8.578	194.688	65,17
1907	536.060	206.653	71.538	814.251	65,83

Fonte: Gama (1823), Carreira (1889), Cavalcanti (1890) e Ipeadata (2013).

*Nota: Valores em Contos de Réis.

**Nota: Valores interpolados.

De forma a obter valores mais representativos, nós interpolamos os valores indicados pelos autores acima com base na série de receita geral da união e

encadeamos o resultado às séries de receita geral do setor público a partir de 1907 disponíveis no Ipeadata. Para consultar tais dados vide o apêndice estatístico. Os dados de exportações e importações de bens foram obtidos do site do Ipeadata. Os dados relativos à oferta de moeda M2, também disponíveis no Ipeadata, foram calculados por Pelaez & Suzigan (1976) para o período de 1852 em diante. Para o período entre 1839 e 1851 existem dados de depósitos a vista e a prazo para o Banco do Brasil apenas, também de Pelaez & Suzigan (1976) e para o período de 1810 a 1838 existem dados referentes apenas ao papel moeda emitido. Em vista disso, utilizamos o papel moeda emitido entre 1820 e 1838 e o M2 restrito (com depósitos a vista e a prazo apenas do Banco do Brasil) entre 1839 e 1851 representando o M2; e de 1852 em diante utilizamos o M2 de fato. Os resultados da regressão do log natural do PIB nominal entre 1900 e 1946 contra o log natural da população, da receita geral do setor público, das exportações e importações de bens e do conceito de moeda M2 (valores monetários em Contos de Réis) são mostrados na Tabela 3.

TABELA 3 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO PIB NOMINAL 1900/1946

	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	P-valor
Ln Receitas do S. Público	0,209187	0,0620204	3,3729	0,00161
Ln Exportações	0,258224	0,0710668	3,6335	0,00076
Ln Importações	0,174815	0,0572931	3,0512	0,00394
Ln Moeda-M2	0,353583	0,0495965	7,1292	<0,00001
Ln População	0,105355	0,0179814	5,8591	<0,00001

Obs. 47 $R^2 = 0,9999$ $F(5,42) = 598206$ $r\hat{o} = -0,0108$ Durbin-Watson = 2,02

Diagnóstico dos resíduos e do modelo

Objeto do Teste	Teste	Hipótese Nula	Est. do Teste	p-valor
Normalidade	Jarque-Bera: Qui2 (2)	Os erros são normais	3,8844	0,1434
Autocorrelação 1ª Ordem	Durbin-Watson	Sem autocorrelação	2,0200	0,3454

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos do *software* econométrico Gretl 1.9.10.⁷

*Nota: O teste identificou três vetores de cointegração.

⁷ Disponível para download gratuito em: http://gretl.sourceforge.net/gretl_portugues.html

TABELA 3 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO PIB NOMINAL 1900/1946 (CONTINUAÇÃO)

Diagnóstico dos resíduos e do modelo					
Objeto do Teste	Teste	Hipótese Nula	Est. do Teste	p-valor	
Autocorrelação 1 ^a Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	0,0048	0,9449	
Autocorrelação 2 ^a Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	0,4566	0,6367	
Heterocedasticidade	LM de White: Qui2 (19)	Sem Heterocedastic.	24,4503	0,1794	
Heterocedasticidade	LM de Breusch-Pagan	Sem Heterocedastic.	3,1476	0,5334	
ARCH 1 ^a ordem	LM	Sem efeito ARCH	0,0047	0,9451	
ARCH 2 ^a ordem	LM	Sem efeito ARCH	0,0218	0,9891	
Estab. dos parâmetros	CUSUM	Parâm. não mudam	0,1284	0,8985	
Testes de Cointegração					
Teste	Variante	Defasagens	Hipótese Nula	Estatís. do teste	p-valor
Engle-Granger	Sem constante	0	Sem cointegração	-6,7860	0,0001
Johansen/traço*	Sem constante	3	Sem cointegração	40,317	0,0474

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos do *software* econométrico Gretl 1.9.10.⁸

*Nota: O teste identificou três vetores de cointegração.

A regressão da Tabela 3 foi estimada em níveis não obstante a não-estacionariedade das variáveis envolvidas porque os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen indicaram a presença de cointegração entre as

8 Disponível para download gratuito em: http://gretl.sourceforge.net/gretl_portugues.html

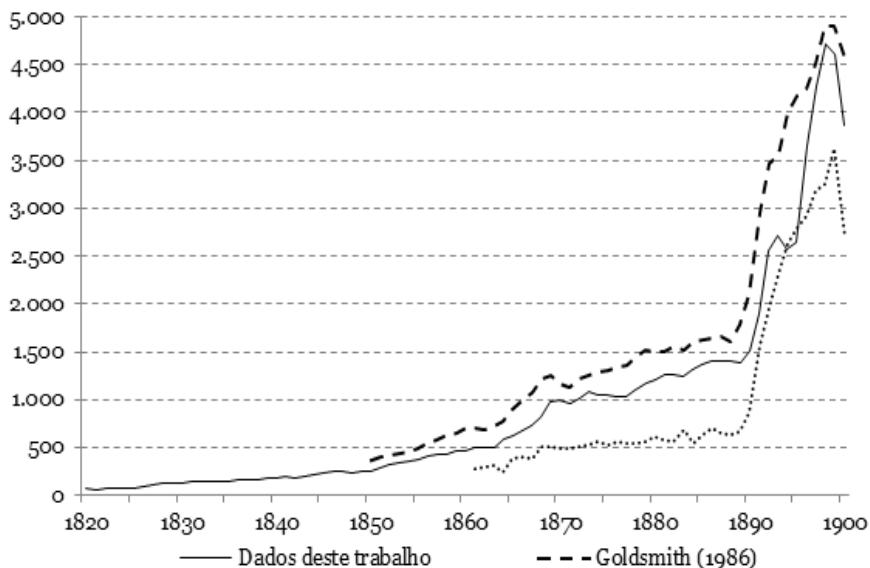
variáveis. Portanto nossa estimativa do Log do PIB nominal para o período 1820-1899 foi feita de acordo com a seguinte equação:

$$\ln PIB = 0,2092 \ln R + 0,2582 \ln X + 0,1748 \ln IM + 0,3536 \ln M2 + 0,1054 \ln Pop$$

onde $\ln PIB$ é o log natural do PIB nominal, $\ln R$ é o log natural da receita total do setor público, $\ln X$ é o log natural das exportações de bens, $\ln IM$ é o log natural das importações de bens, $\ln M2$ é o log natural do estoque de moeda M2, e $\ln Pop$ é o log natural da população residente.

O valor obtido pela equação ainda foi corrigido para outliers pelo programa TRAMO/SEATS do software GRETL 1.9.10. No Gráfico 1, mostramos as estimativas do PIB nominal deste trabalho, a de Goldsmith (1986) e a de Contador & Haddad (1975) para efeitos de comparação. Uma inspeção visual do gráfico 1 mostra que os dados de Goldsmith superestimam os dados obtidos pelo nosso trabalho e por Contador & Haddad (1975). Acreditamos que no caso de Goldsmith, os motivos para isso, além de ele ter usado uma média simples das variáveis, é que ele usou mais séries do que nós usamos em nossa estimativa como já dito antes.

GRÁFICO 1 - ESTIMATIVAS DO PIB NOMINAL: MILHARES DE CONTOS DE RÉIS - 1820/1900



Fonte: Resultados do trabalho, Goldsmith (1986: 22-23, 82-83) e Contador & Haddad (1975).

A estimativa do PIB nominal para o ano de 1872 obtida na regressão acima foi de Rs 1.008.483;261\$776;⁹ por seu lado, Reis (2008) num trabalho destinado a estimar a renda per capita brasileira em 1872 com base no censo demográfico nacional daquele ano, estimou o PIB (renda) nominal de 1872 em Rs 1.065.776;549\$000. Portanto nossa estimativa do PIB nominal em 1872 equivale a 94,62% da estimativa de Reis (2008), a qual se utilizou de uma base de dados desagregada e nacionalmente mais abrangente. Isso, nós acreditamos, reforça a plausibilidade de nossas estimativas.¹⁰

2.2 Estimação do deflator implícito do PIB

Para obter uma estimativa do deflator implícito do PIB o procedimento foi semelhante ao que foi feito para calcular o PIB nominal. Utilizando índices de preços calculados para o século XIX e XX, foi feita uma regressão cointegrante do deflator implícito do PIB calculado entre 1889 e 1908 por Villela & Suzigan (1973) e entre 1909 e 1947 por Haddad (1978) contra tais índices de preços. A regressão ajustada será utilizada para calcular uma estimativa do deflator implícito do PIB retroativamente até 1820. Os índices de preços para o século XIX geralmente são de preços ao consumidor calculados para uma região específica como o de Lobo (1971) calculado para o Rio de Janeiro entre 1820 e 1930, ou são médias simples das variações de alguns preços como o índice de Onody (1960), Vieira (1947) e Buescu (1973). Outra abordagem comum para se estimar índices de preços para o século XIX é utilizar a Teoria da Paridade do Poder de Compra entre as taxas de câmbio. Tal abordagem foi utilizada por Leff (1991) e Luz & Peláez (1972).

Este trabalho utilizou os índices de Lobo (1971) com ponderação de Affonseca Junior (1920), e Vieira (1947), além de elaborar um índice PPP nos moldes do que fizeram Leff (1991) e Luz & Peláez (1972), utilizamos também um índice da taxa nominal de câmbio. O índice de Buescu (1973) não será utilizado porque cobre apenas o período 1826-1887. O índice de Leff (1991) não será utilizado porque cobre apenas o período 1822-1913 além de corrigir o índice PPP pelos termos de troca. A correção do índice PPP pelos termos de troca daria uma estimativa mais acurada do índice PPP; no entanto, não existem estimativas confiáveis de índices de preços para as exportações e importações para anos anteriores a 1850, o que acrescentaria mais incerteza ao índice PPP calculado. O índice de Luz & Peláez (1972) não será utilizado porque os autores utilizam o preço ao consumidor do Reino Unido para calcular o índice, enquanto a teoria sugere um índice de preços no atacado. O índice PPP calculado neste trabalho utilizará o índice da taxa de cambio Mil-réis/

9 Rs é o símbolo da unidade monetária da época, o Mil-Réis que vigorou do período colonial até outubro de 1942 quando foi substituído pelo cruzeiro.

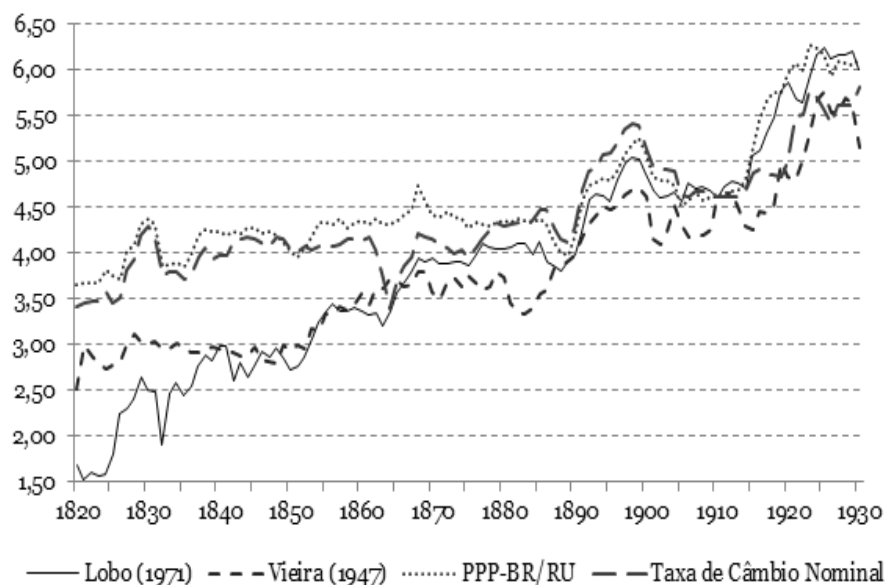
10 Além disso, nossas estimativas do PIB nominal para os anos de 1871 e 1873 foram de Rs 962.388;061\$933 e Rs 1.086.821;608\$577 respectivamente, valores que também são próximos a estimativa para 1872 de Reis (2008).

Libra Esterlina e o índice de preços no atacado no Reino Unido¹¹ entre 1820 e 1930 de acordo com a seguinte fórmula:

$$PPP_{B/RU} = ITxC_{Rst\pounds} . IPA_{RU}$$

onde $PPP_{B/RU}$ é o índice de paridade do poder de compra do Brasil sobre o Reino Unido, $ITxC_{Rst\pounds}$ é o índice da taxa de câmbio Mil-Réis/Libra Esterlina, e IPA_{RU} é o índice de preços no atacado no Reino Unido. No gráfico 2, estão as séries dos índices de preços de Lobo (1971), Vieira (1947), e o índice PPP calculado acima.

GRÁFICO 2 – ÍNDICES DE PREÇOS DO SÉCULO XIX – LOGS, 1910=100 – 1820/1930



Fonte: Resultados do trabalho, Lobo (1971) e Vieira (1947).

Os quatro índices de preços mostrados no Gráfico 2 indicam que os preços foram crescentes no Brasil do século XIX, porém a inflação foi branda (para os padrões brasileiros), cerca de 1,91% a.a. entre 1820 e 1889, e 2,79% a.a. entre 1820 e 1900 pela média dos índices de Lobo (1971), Vieira (1947) e do índice PPP construído acima. O resultado da regressão cointegrante do deflator implícito do PIB é mostrado na Tabela 4 abaixo.

11 Índice Rousseaux em Mitchell (1988:471-473) para 1820-1913, e para 1914-1930 Mitchell (1988:388).

TABELA 4 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO DEFLATOR DO PIB – 1889/1930

	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	p-valor
Constante	1,219920	0,1297260	9,4038	<0,00001
Dummy 1889	-0,195367	0,0673783	-2,8996	0,00650
Dummy 1890	-0,169363	0,0664746	-2,5478	0,01553
Dummy 1889-1895	-0,120573	0,0335120	-3,5979	0,00101
Ln Preços de Lobo (1971)	0,514991	0,0961621	5,3554	<0,00001
Ln Preços de Vieira (1947)	0,200174	0,0592410	3,3790	0,00184
Ln Índice de Preços PPP	-0,140906	0,0764005	-1,8443	0,07387
Ln Índice Tx nom. de Câmbio	0,149241	0,0503709	2,9628	0,00553
Obs. 42	R ² = 0,9857	F(7,34) = 335,8356	rô = 0,07026	Durbin-Watson = 1,86

Diagnóstico dos resíduos e do modelo

Objeto do Teste	Teste	Hipótese Nula	Est. do Teste	P-valor
Normalidade	Jarque-Bera: Qui2 (2)	Os erros são normais	5,4356	0,0660
Autocorrelação 1ª Ordem	Durbin-Watson	Sem autocorrelação	1,8595	0,1045
Autocorrelação 1ª Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	0,5134	0,4753
Autocorrelação 2ª Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	0,6825	0,5077
Heterocedasticidade	LM de White: Qui2 (20)	Sem Heterocedastic.	20,4289	0,4314
Heterocedasticidade	LM de Breusch-Pagan	Sem Heterocedastic.	5,7206	0,5727
ARCH 1ª Ordem	LM: Qui2 (1)	Sem efeito ARCH	1,1691	0,2796

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos do software econométrico GNU Gretl 1.9.10.

*Nota: O teste identificou um vetor de cointegração.

TABELA 4 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO DEFLATOR DO PIB – 1889/1930 (CONTINUAÇÃO)

Diagnóstico dos resíduos e do modelo					
Objeto do Teste	Teste	Hipótese Nula	Est. do Teste	P-valor	
ARCH 2ª Ordem	LM: Qui2 (2)	Sem efeito ARCH	0,9800	0,6126	
Estab. dos parâmetros.	CUSUM	Parâm. não mudam	-1,5803	0,1236	
Testes de Cointegração					
Teste	Variante	Defasagens	Hipótese Nula	Est. do teste	p-valor
Engle-Granger	Com constante	0	Sem cointe- gração	-5,8948	0,0422
Johansen/ traço*	Com constante	2	Sem cointe- gração	55,891	0,0326

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos do software econométrico GNU Gretl 1.9.10.

*Nota: O teste identificou um vetor de cointegração.

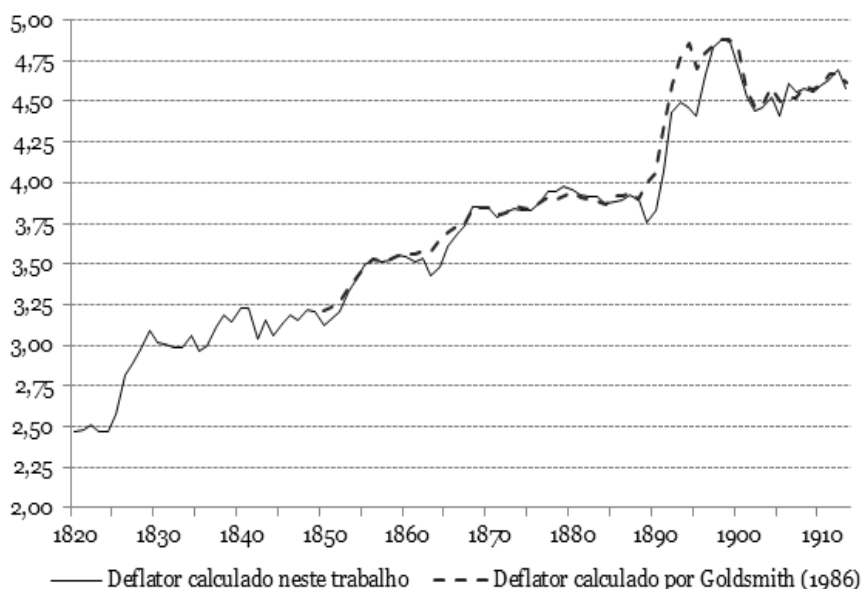
A regressão da Tabela 4 foi estimada em níveis não obstante a não-estacionariedade das variáveis envolvidas, porque os testes de cointegração de Engle-Granger e também de Johansen indicaram a presença de cointegração entre as variáveis. Além disso, quando da presença de observações atípicas, foram incluídas variáveis dummies de forma a tornar a distribuição dos resíduos normal. Portanto nossa estimativa do Log do PIB nominal para o período 1820-1899 foi feita de acordo com a seguinte equação:

$$LnDef = 1,22 + 0,525LnLobo + 0,20LnVieira - 0,1409LnPPP + 0,1492LnTxC$$

onde $LnDef$ é o log natural do deflator do PIB, $LnLobo$ é o log natural do índice de preços de Lobo (1971), $LnVieira$ é o log natural do índice de preços de Vieira (1947), $LnPPP$ é o log natural do índice de preços de paridade do poder de compra, e $LnTxC$ é o log natural do índice da taxa de câmbio nominal Mil-Réis/Libra.

No Gráfico 3, mostramos o Deflator do PIB calculado neste trabalho encadeado ao índice de Villela & Suzigan (1973) e o calculado por Goldsmith (1986) para efeitos de comparação. Uma inspeção simples do gráfico mostra que o índice de Goldsmith é bem semelhante ao nosso no período 1850-1888, e sobre-estima o índice de Villela & Suzigan (1973) para o período 1889-1897, voltando a ser praticamente igual no período 1898-1913.

GRÁFICO 3 – DEFLATORES DO PIB – LOGARITMOS: 1910=100 – 1820/1913



Fonte: Resultados do trabalho e Goldsmith (1986: 22-23, 82-83).

2.3 O PIB real no período 1820-1900

Na Tabela 5 nós mostramos algumas estimativas de outros autores comparadas com as nossas para o crescimento do PIB real entre 1850 e 1913. A grosso modo, as estimativas são semelhantes no que diz respeito a movimentos de tendência, isto, aumentam e diminuem ao mesmo tempo em praticamente todas as observações da tabela. No Gráfico 4 são mostrados o PIB real estimado neste trabalho e o estimado por Goldsmith (1986) e Contador & Haddad (1975). A inspeção do Gráfico 4 revela que a estimativa de Goldsmith sobre-estima os valores por nós calculados neste trabalho e também os calculados por Contador & Haddad (1975).

Um exercício interessante como sugerido por Contador & Haddad (1975: 413) é tentar identificar na série de PIB real estimada perturbações causadas por fatos e eventos históricos. Tal exercício é ilustrado na Figura 1. Depois da independência em 1822, o Brasil entrou em guerra entre 1825 e 1828 contra Argentina pela posse da então província brasileira da Cisplatina, o conflito terminou em acordo no ano de 1828 com a independência da região sob o nome de República Oriental do Uruguai.

TABELA 5 – ESTIMATIVAS ALTERNATIVAS DE CRESCIMENTO DO PIB: EM % A.A. – 1850/1910*

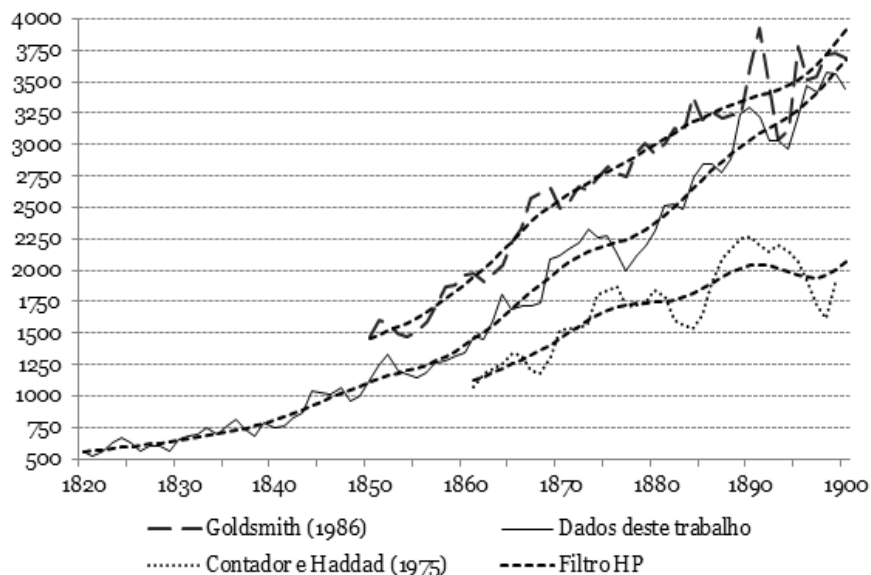
Período	Pop.	Contador e Haddad		Goldsmith		Este trabalho	
		Agreg.	Per cap.	Agreg.	Per cap.	Agreg.	Per cap.
	A	B	= B - A	C	= C - A	D	= D - A
1850-1860	1,53	-	-	2,59	1,06	2,39	0,85
1860-1870	1,47	2,97	1,50	3,09	1,62	3,69	2,22
1870-1880	1,90	1,83	-0,07	1,60	-0,30	1,68	-0,22
1880-1890	1,97	1,56	-0,41	1,17	-0,80	2,49	0,52
1890-1900	1,98	0,16	-1,82	1,51	-0,47	1,93	-0,05
1900-1910	3,00	7,84	4,84	3,81	0,81	3,51	0,51
1850-1900	1,77	-	-	1,99	0,22	2,43	0,66
1860-1900	1,83	1,55	-0,28	1,84	0,01	2,44	0,61
1850-1910	1,97	-	-	2,29	0,32	2,61	0,64
1860-1910	2,06	2,78	0,72	2,23	0,17	2,66	0,59

Fonte: Resultados do trabalho, Contador & Haddad (1975) e Goldsmith (1986).

*Nota: Valores calculados a partir da tendência das séries calculadas pelo Filtro HP com $\lambda = 100$.

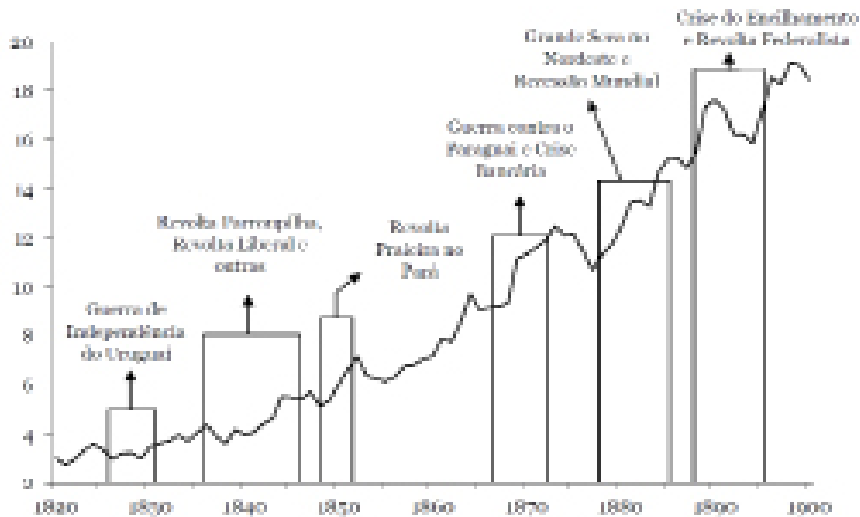
O período de entre 1835 e 1845 foi marcado por várias revoltas regionais como a Revolta dos Malês (1835) em Salvador-Bahia, a Revolta de Cabanagem (1835-1840) no Pará, a Revolta Farroupilha (1835-1845) no Rio Grande do Sul, a Revolta Sabinada (1837-1838) na Bahia, a Revolta de Balaiada (1838-1841) no Maranhão, e as Revoltas Liberais (1842) de Minas Gerais e São Paulo. Entre 1848 e 1850 ocorreu a última rebelião interna do Império, esta ocorreu no Pará e chamou-se de Revolta Praieira. Em 1864, o Brasil lutou contra o ditador uruguaio Aguirre e no mesmo ano entrou em guerra contra o Paraguai numa aliança com Argentina e Uruguai sendo que esta guerra durou até 1870. Também em 1864 ocorreu uma grande crise comercial e bancária no Rio de Janeiro. É sabido também que entre 1875 e 1880 o nordeste brasileiro enfrentou uma seca devastadora, tal período também foi marcado por uma recessão mundial.

GRÁFICO 4 – ESTIMATIVAS DO PIB REAL: MILHARES DE CONTOS DE RÉIS DE 1910 – 1820/1900



Fonte: Resultados do trabalho, Goldsmith (1986) e Contador & Haddad (1975).

FIGURA 1 – PIB REAL EM BILHÕES DE REAIS DE 2008 E FATOS HISTÓRICOS – 1820/1900



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

Em 1888 foi criada uma lei autorizando a emissão de moeda por bancos particulares. A oferta de moeda teria crescido mais de 100% entre 1888 e 1894. Em 1892 começaram as falências e concordatas no que ficou conhecido como a crise do encilhamento. (CONTADOR e HADDAD, 1975). Entre 1893 e 1897 ocorreram as primeiras revoltas do período republicano que foram a Revolta da Armada (1893-1894) no Rio de Janeiro, a Revolta Federalista (1893-1895) no sul e sudeste do Brasil, e a Guerra de Canudos (1893-1897) no interior da Bahia. Outros eventos históricos importantes nessa época foram a abolição da escravidão em maio de 1888 e a proclamação da república em novembro de 1889.

Na Tabela 6 nós mostramos relações da economia brasileira do século XIX e início do XX tais como velocidades de circulação dos agregados monetários, participação das exportações, importações e receita geral do setor público no PIB. A velocidade de circulação dos agregados monetários permaneceu praticamente constante durante o século XIX com leve movimento ascendente no final do século XIX e início do XX. A participação das exportações no PIB registrou tendência de queda durante o período. Na década de 1820 essa participação era de 26%, na década de 1920 havia caído para 14,59%. A participação das importações no PIB também mostrou tendência de queda no período. Na década de 1820 essa participação era de 28%, na década de 1920 havia caído para 12,54%.

TABELA 6 – COMPORTAMENTO DAS VELOCIDADES DE CIRCULAÇÃO, DO COMÉRCIO EXTERIOR E DA CARGA TRIBUTÁRIA – 1820/1920

	V _{pm}	V ₀	V ₁	V ₂	X/PIB	IM/PIB	R _{sp} /PIB
1820	6,76	-	-	-	26,09	28,07	18,14
1830	4,91	-	-	-	22,38	24,60	13,91
1840	4,66	-	-	-	21,70	24,78	12,33
1850	5,41	5,99	5,50	4,58	22,84	26,08	13,76
1860	5,67	6,55	5,04	4,55	23,18	20,88	13,46
1870	5,47	5,83	4,59	3,99	18,52	15,56	15,11
1880	6,43	7,51	5,37	4,10	17,45	14,34	16,23
1890	4,82	6,85	3,87	3,15	22,47	20,18	14,67
1900	5,64	7,10	5,18	4,77	20,20	13,10	15,91
1910	5,79	7,95	4,70	3,89	16,67	12,61	14,14
1920	7,98	11,66	4,86	3,89	14,59	12,54	12,33
Média	5,78	7,43	4,89	4,11	20,55	19,34	14,54

Fonte: Elaboração própria.

Nota: V_{pm}, V₀, V₁ e V₂ são as velocidades do papel moeda emitido, de Mo, de M₁ e de M₂; X representa as exportações, IM as importações e R_{sp} é a receita total do setor público. Todos estão como razão do PIB nominal.

A receita total do setor público, uma proxy para a carga tributária¹², oscilou entre 13 e 16% do PIB no período entre 1820 e 1920, isto é, era cerca da metade do que é hoje. Na Tabela 7 mostramos a evolução do PIB real total e per capita em reais de 2008. O PIB real total aumentou 1104 vezes em 192 anos, o que dá uma taxa de crescimento anual média de 3,74 % a.a. O PIB real per capita, por sua vez, aumentou 27 vezes em 192 anos, o que dá uma taxa de crescimento anual média de 1,74 % a.a.

TABELA 7 – PIB REAL TOTAL EM MILHÕES E PER CAPITA EM REAIS (R\$ DE 2008) – 1820/2011

Ano	PIB	PIB per capita	Ano	PIB	PIB per capita
1820	3.025	641	1890	17.657	1.232
1830	3.502	654	1900	18.481	1.060
1840	4.000	642	1925	51.256	1.535
1850	6.033	831	1950	179.593	3.457
1860	7.188	851	1975	1.076.533	10.141
1870	11.368	1.163	2000	2.278.662	13.304
1880	12.427	1.053	2011	3.338.702	17.355

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

3. Comparações Internacionais

A fim de comparar os nossos dados com os de Maddison (2006) é necessário que nossa estimativa do PIB possa ser convertida em dólares internacionais de Geary-Khamis de 2008. Para obter uma estimativa de tal conversão, nós estimamos uma regressão cointegrante para o período 1900-1946 do log do PIB brasileiro, medido em dólares internacionais de 2008, contra o log do PIB brasileiro em reais de 2008, o log do deflator implícito do PIB, e o log do índice de preços ao consumidor (CPI) dos Estados Unidos. Os resultados da regressão estimada são mostrados na Tabela 8.

Os testes de Durbin-Watson e o teste LM de Breusch-Godfrey identificaram a presença de autocorrelação de primeira ordem a pelo menos 5% de significância na regressão da Tabela 8. O teste LM de White identificou heterocedasticidade a 5% de significância e o teste LM de Breusch-Pagan a identificou a 10% de significância. Em vista disso a regressão da tabela 8 foi reestimada por máxima verossimilhança para corrigir a autocorrelação de primeira ordem dos resíduos. O resultado dessa estimação também está na Tabela 8. O PIB em dólares internacionais de 2008 estimado na regressão da tabela 8 é mostrado no Gráfico 5 juntamente com a estimativa de Maddison (2006).
¹² Essa receita total do setor público inclui outros tipos de receitas como empréstimos, emissões de moeda, venda de ativos, receitas de empresas estatais, etc.

As estimativas de Maddison são contínuas, isto é, disponíveis ano a ano entre 1870 e 2008. Para o período anterior a 1870 existem estimativas apenas para 1820 e 1850. A fim de se obter uma melhor visualização do gráfico, nós interpolamos os dados de Maddison no Gráfico 5.

TABELA 8 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO PIB EM DÓLARES DE GEARY-KHAMIS DE 2008 – 1900/1946

	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	p-valor
Constante	1,4088600	0,0728379	19,3425	<0,00001
Dummy em 1911	0,0574719	0,0154243	3,7261	0,00060
Dummy em 1930	-0,0482869	0,0153946	-3,1366	0,00320
Dummy em 1943	0,04469860	0,0156855	2,8497	0,00688
Ln PIB R\$ de 2008	0,7851580	0,010046	78,1561	<0,00001
Ln Deflator do PIB	0,0406152	0,0134131	3,0280	0,00430
Ln CPI dos EUA	0,11331500	0,0145812	7,7713	<0,00001

Obs. 47 $R^2 = 0,9992$ $F(6,40) = 8737,6$ $rô = 0,3204$ Durbin-Watson = 1,36

Diagnóstico dos resíduos e do modelo

Objeto do Teste	Teste	Hipótese Nula	Est. do Teste	p-valor
Normalidade	Jarque-Bera: Qui2 (2)	Os erros são normais	1,0608	0,5884
Autocorrelação 1ª Ordem	Durbin-Watson	Sem autocorrelação	1,3552	0,0028
Autocorrelação 1ª Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	4,8073	0,0343
Autocorrelação 2ª Ordem	LM de Breusch-Godfrey	Sem autocorrelação	2,5590	0,0907
Heterocedasticidade	LM de White: Qui2 (12)	Sem Heterocedastic.	21,348	0,0455
Heterocedasticidade	LM de Breusch-Pagan	Sem Heterocedastic.	12,341	0,0548
ARCH 1ª Ordem	LM: Qui2 (1)	Sem efeito ARCH	1,2374	0,2660
ARCH 2ª Ordem	LM: Qui2 (2)	Sem efeito ARCH	1,7443	0,4180
Estabilidade dos parâmetros	CUSUM	Parâmetros não mudam	1,1868	0,2425

Fonte: Resultados do trabalho a partir do software econométrico GNU GRETL 1.9.10.

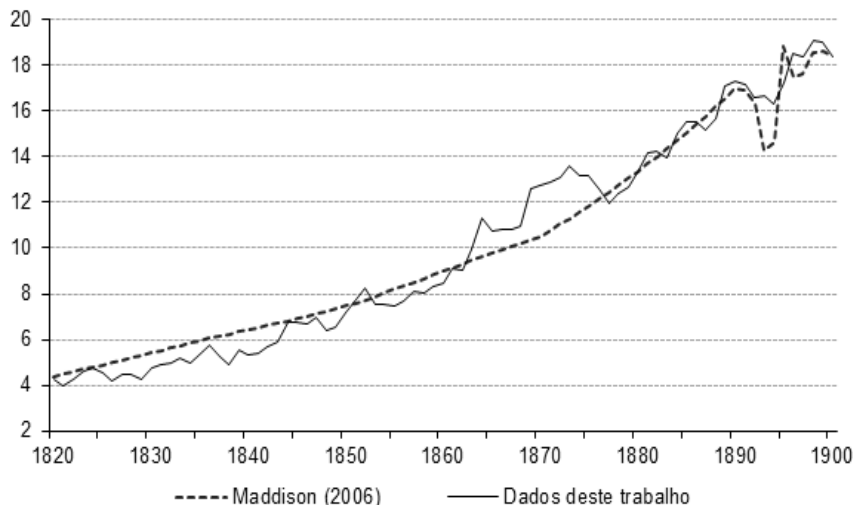
TABELA 8 – REGRESSÃO DE MQO DO LOG NATURAL DO PIB EM DÓLARES DE GEARY-KHAMIS DE 2008 – 1900/1946

Testes de Cointegração					
Teste	Variante	Defasagens	Hipótese Nula	Est. do teste	p-valor
Engle-Granger	Com constante	0	Sem cointegração	-5,2330	0,0064
Johansen/ traço	Com constante	2	Sem cointegração	44,678	0,0029
Estimativa em Máxima Verossimilhança com Média Móvel de uma Defasagem					
	Coefficiente	Erro Padrão	Z	p-valor	
Constante	1,4105300	0,0806924	17,4803	<0,00001	
MA (1)	0,4313320	0,1405360	3,06920	0,002150	
Dummy de 1911	0,0644326	0,0120128	5,36360	<0,00001	
Dummy de 1930	-0,0325119	0,0125703	-2,58640	0,009700	
Dummy de 1943	0,0473983	0,0118854	3,98800	0,000070	
Ln PIB R\$ de 2008	0,7876630	0,0113639	69,3129	<0,00001	
Ln Deflator do PIB	0,0402465	0,0144005	2,79480	0,005190	
Ln CPI dos EUA	0,1077910	0,0169484	6,35990	<0,00001	

Fonte: Resultados do trabalho a partir do software econométrico GNU GRE-TL 1.9.10.

A visualização do Gráfico 5 mostra que as duas séries tem uma tendência comum e muito próxima, indicando que as nossas estimativas estão bem próximas das de Maddison (2006) para o século XIX com a vantagem de que as nossas estão disponíveis ano a ano de forma contínua. Na tabela 9 mostramos uma comparação entre as nossas estimativas do PIB brasileiro em dólares internacionais de 2008 com as de Maddison (2006). Novamente constata-se que os valores são bem próximos como sugerido no Gráfico 5.

GRÁFICO 5 – ESTIMATIVAS DO PIB REAL EM BILHÕES DE DÓLARES INTERNACIONAIS DE GEARY-KHAMIS – 1820/1900



Fonte: Resultados do trabalho e Maddison (2006).

TABELA 9 – PIB BRASILEIRO EM MILHÕES DE DÓLARES DE GEARY-KHAMIS DE 2008 – 1820/1890

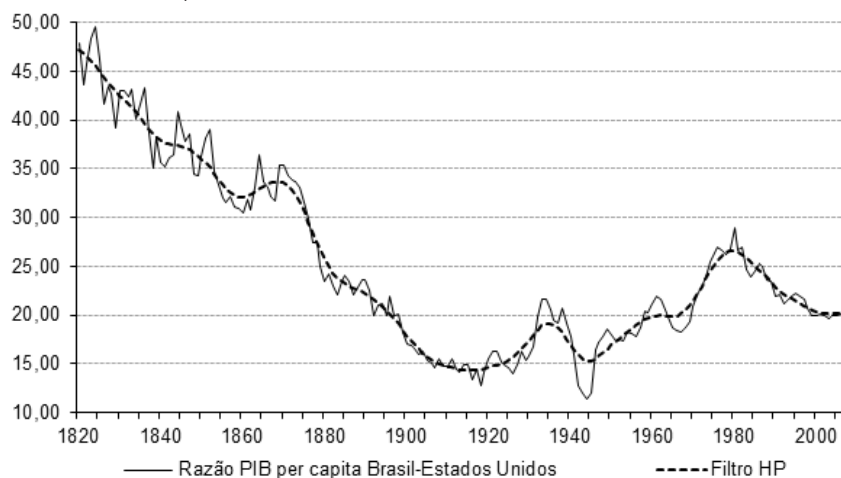
	PIB		PIB per capita		Taxa de cresc. PIB % a.a.		Taxa cresc. PIB pc % a.a.	
	Maddison	Este Trabalho	Maddison	Este Trabalho	Maddison	Este Trabalho	Maddison	Este Trabalho
1820	4.387	4.284	930	908	-	-	-	-
1850	7.472	7.166	1.030	988	1,79	1,73	0,34	0,28
1870	10.525	12.711	1.077	1.300	1,73	2,91	0,22	1,38
1880	13.366	13.305	1.133	1.128	2,42	0,46	0,51	-1,41
1890	16.976	17.317	1.184	1.208	2,42	2,67	0,45	0,69

Fonte: Maddison (2006) e resultados do trabalho.

A observação do Gráfico 6 revela que a renda per capita brasileira como razão da renda per capita norte-americana diminuiu sistematicamente entre 1820 e 1918. Em 1820 o Brasil tinha uma renda per capita equivalente a 48% da renda per capita norte-americana, em 1918 esse número era de 12,79% apenas. Entre 1919 e 1980 a renda per capita brasileira aumentou como proporção da renda per capita norte-americana. Em 1919 o Brasil tinha uma renda per capita equivalente a 14,49% da renda per capita norte-americana, em 1980 o

número era de 29,02%, a maior proporção entre a renda per capita brasileira e a norte-americana depois do ano de 1876. Entre 1981 e 2011 a razão voltou a diminuir se estabilizando por volta de 20% em 2008.

GRÁFICO 6 – PIB PER CAPITA BRASILEIRO EM RELAÇÃO AO DOS ESTADOS UNIDOS – 1820/2008



Fonte: Resultados do trabalho para o Brasil e Maddison (2006) para os EUA.

Em dólares internacionais a renda per capita brasileira cresceu de I\$ 908¹³ em 1820 a I\$ 10.030 em 2008, implicando uma taxa anual média de crescimento da renda per capita em torno de 1,29% a.a. Os Estados Unidos, por sua vez, tiveram uma taxa anual média de crescimento da renda per capita em torno de 1,72% a.a. A diferença de apenas 0,43 pontos percentuais entre as duas taxas mostra como as taxas compostas podem produzir grandes diferenças em intervalos suficientemente longos de tempo. Essa diferença nas taxas fez com que a renda per capita brasileira que era cerca de 50% da norte-americana em 1820 caísse para cerca de 20% em 2008.

Se o Brasil tivesse uma renda per capita igual à norte-americana em 1820, então com uma taxa de crescimento média de 1,29% a.a. o Brasil teria em 2008 uma renda per capita de I\$ 21.081, ou seja, equivalente a 44,88% da norte-americana ou quase igual a do Chile. Por outro lado, se com a renda inicial de I\$ 908 em 1820 o Brasil tivesse tido uma taxa de crescimento anual da renda per capita igual a dos Estados Unidos entre 1820 e 2008, isto é, 1,72% a.a., a renda per capita do país estaria hoje em torno de I\$ 22.412, ou equivalente a 48% da norte-americana. Na tabela 10 nós mostramos a renda

¹³ I\$ é o símbolo de dólares internacionais.

per capita entre 1820 e 2011 para oito países selecionados inclusive o Brasil.

A análise desses dados mostra como diferenças de crescimento da renda que parecem pequenas no curto prazo podem produzir grandes disparidades no longo prazo. Portanto, em termos da análise da série temporal do PIB apenas, a atual baixa renda per capita brasileira depende em parte do baixo nível da renda inicial em 1820 e em parte da taxa média de crescimento dessa renda; sendo que o primeiro fator – baixa renda inicial – é o mais importante na nossa visão.

TABELA 10 – COMPARAÇÃO INTERNACIONAL DE RENDAS PER CAPITAS EM DÓLARES INTERNACIONAIS DE GEARY-KHAMIS – 1820/2008

	EUA	França	Reino Unido	Argentina	Chile	México	Venezuela	Brasil
1820	1.894	1.710	2.570	-	1.045	1.144	692	908
1830	2.073	1.794	2.635	-	1.000	-	-	892
1840	2.392	2.151	2.999	-	1.131	-	-	852
1850	2.721	2.406	3.511	-	1.404	-	-	988
1860	3.282	2.851	4.265	-	1.648	-	-	999
1870	3.683	2.826	4.807	1.975	1.944	1.015	858	1.300
1880	4.797	3.195	5.239	-	2.622	-	-	1.128
1890	5.111	3.580	6.041	3.243	2.963	1.524	-	1.208
1900	6.164	4.333	6.768	4.152	3.306	2.058	1.237	1.054
1925	9.466	6.278	7.751	5.906	4.750	2.875	3.136	1.379
1950	14.406	7.813	10.455	7.513	5.529	3.563	11.243	2.592
1975	24.535	19.523	17.850	12.238	6.439	7.772	15.778	6.471
2000	42.892	30.770	30.666	12.929	15.533	10.961	12.705	8.581
2008	46.976	33.484	35.773	16.567	19.866	12.022	15.965	10.030

Fonte: Para o Brasil, resultados do trabalho; para os demais países Maddison (2006).

4. O PIB brasileiro: períodos de crescimento e ciclos

Nessa parte do trabalho faremos uma breve análise do comportamento do produto brasileiro no período 1820-2012. A análise dos ciclos econômicos tem uma longa tradição na ciência econômica, tradição essa que remonta aos primórdios da disciplina com os trabalhos dos clássicos como Adam Smith, David Ricardo, Thomas Malthus, etc. No século XX, o estudo dos ciclos eco-

nômicos ganha novo impulso na esteira da grande depressão econômica da década de 1930. A análise das propriedades estatísticas dos ciclos econômicos também começou a receber atenção nessa época dada a recente disponibilidade de estatísticas econômicas regulares. Os autores Mitchell & Burns (1946) identificaram várias características dos ciclos econômicos da economia dos Estados Unidos, assim como o fez Kaldor (1961) para economias em geral.

Em anos mais recentes, de 1980 até hoje, o estudo da propriedade estatística dos ciclos econômicos foi novamente impulsionada com o advento das linhas de pesquisa dos Ciclos Reais de Negócios e da macroeconomia Novo-Clássica. Trabalhos como o de Beveridge & Nelson (1981), Nelson & Plosser (1982), Backus & Kehoe (1992) e Hodrick & Prescott (1980; 1997) são referências típicas dessa linha de pesquisa. No que diz respeito ao estudo das regularidades dos ciclos econômicos brasileiros a literatura é pequena se comparada com o estrangeiro, mas crescente.

Estudando o PIB entre 1900 e 1990, Cribari-Neto (1990) e Cribari-Neto (1993) concluiu que o PIB brasileiro possui uma raiz unitária e que o componente cíclico é “pequeno” sendo que todas as flutuações seriam devidas a fatores de longo prazo. Em seu trabalho, Chauvet (2002) utiliza um modelo de mudança de regime markoviano para estudar o ciclo de negócios brasileiro tanto anualmente entre 1900 e 1999, quanto trimestralmente entre 1980:01 e 2000:01; em Chauvet (1998), a autora estuda as flutuações no produto por meio de um modelo com mudança de regime e fatores dinâmicos. Por sua vez, Ellery et al. (2002) estudam as propriedades do ciclo de negócios brasileiro no pós-segunda guerra mundial. Estudaram relações entre PIB, consumo, investimento, horas trabalhadas, etc; e simularam um modelo de equilíbrio geral dinâmico no qual concluíram que o mesmo não era capaz de replicar muitas das características dos dados brasileiros. Os autores Ellery Jr & Gomes (2005) replicam para o caso brasileiro o estudo de Backus & Kehoe (1992), onde esses autores coletam e analisam um conjunto de evidências a respeito dos ciclos econômicos em diversos países desenvolvidos. A conclusão de Ellery Jr & Gomes (2005) foi a de que, em geral, os fatos estilizados básicos da literatura de ciclos de negócios são observados no Brasil.

Em seu trabalho, Sampaio (2009:46) analisou os ciclos econômicos do Brasil entre 1980 e 2008, e concluiu que “na década de 90, ocorreram períodos de expansão mais frequentes que na década de 80, sendo que o período de expansão mais persistente ocorreu a partir da segunda metade de 2003.” Por seu turno, Silva & Gomes (2011) a persistência das flutuações no produto brasileiro durante o século XX. Utilizando modelos ARFIMA e testes de raízes unitárias com quebras estruturais, concluíram que o PIB e o PIB per capita brasileiros apresentam alto grau de persistência. Num trabalho ao modo de Beveridge e Nelson (1981), Costa & Bessaria (2012) analisam o comportamento de várias séries econômicas brasileiras, entre elas o PIB, a procura de “tendências estacionárias” ou “diferenças estacionárias”. Os autores concluem que

a maioria das séries econômicas brasileiras se caracterizam como diferenças estacionárias, inclusive o PIB.

Por fim, Araújo et al. (2008) tem o único trabalho nos moldes dos acima mencionados em que se analisa os ciclos econômicos e o crescimento do produto brasileiro, inclusive no século XIX. Na verdade os autores fazem um estudos dos ciclos de negócios e do crescimento brasileiro entre 1850 e 1900. Para isso usam a estimativa do PIB brasileiro entre 1850 e 1899 de Goldsmith (1986) encadeadas à estimativa de Haddad (1978) em 1900 e às estimativas oficiais em 1947. Concluíram, entre outras coisas, que entre 1850 e 2000 a volatilidade do PIB brasileiro poderia ser dividida em três fases. Uma de baixa volatilidade entre 1850 e 1875, outra de alta entre 1876 e 1975, e uma de baixa entre 1976 e 2000. Concluíram também que a volatilidade do produto brasileiro seria bastante diferente da verificada nos Estados Unidos e outros países desenvolvidos, principalmente no que diz respeito ao período pós-segunda guerra mundial. Nos países desenvolvidos o produto se mostrou menos volátil no período pós-guerra comparado ao ante-guerra, o oposto ocorreu no Brasil segundo os autores.

Um problema com esse tipo de estudo é que, rigorosamente falando, os dados pré-segunda guerra não são diretamente comparáveis aos dados pós-guerra. Por exemplo, alguns economistas afirmam que a macroeconomia keynesiana teve uma grande influencia no comportamento dos agregados econômicos como desemprego e produto no pós-segunda guerra. O argumento é de que a economia dos Estados Unidos teria ficado mais estável com o advento das políticas de estabilização keynesianas.

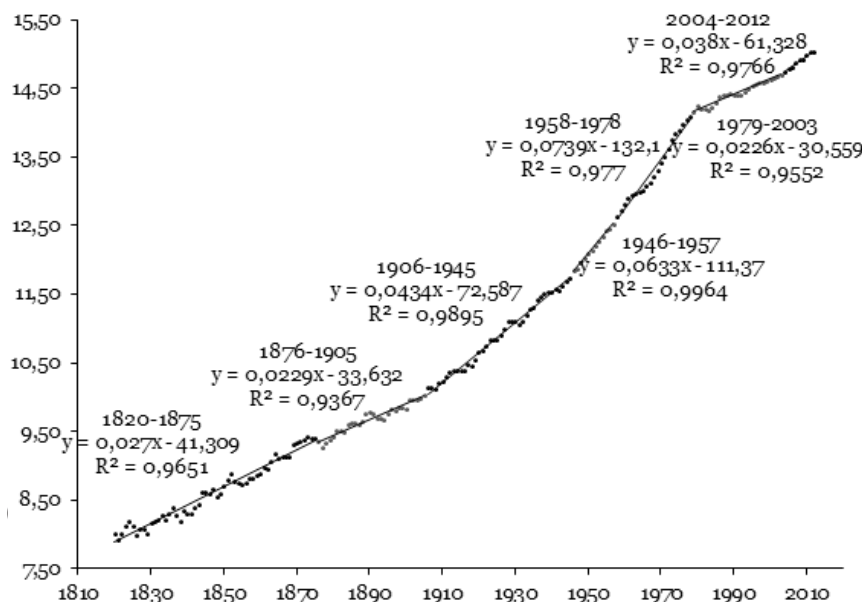
Entretanto, numa série de artigos na metade da década de 1980, Romer (1986a, 1986b) desafiou esse argumento afirmando que a diminuição verificada na volatilidade dos dados indica uma melhora na qualidade dos próprios dados e não do desempenho da economia. Para sustentar seu argumento, a autora construiu séries de dados para o período pós-guerra que sofreriam das mesmas “deficiências” dos dados pré-guerra. Concluiu disso que a economia norte-americana seria apenas “ligeiramente” mais estável no pós-guerra do que o era no pré-guerra. No caso específico do Brasil, acreditamos que tal “ilusão” dos dados deve também ser considerada quando da análise comparativa entre o PIB no pós-guerra com o do pré-guerra, principalmente no que diz respeito ao século XIX.

4.1 O PIB brasileiro e suas fases de crescimento – 1820/2012

No Gráfico 7, mostramos as fases “aparentes” do processo de crescimento econômico brasileiro entre 1820 e 2012. Tal gráfico foi construído simplesmente tomando uma tendência linear do log natural do PIB entre períodos de tempo

distintos que pareciam diferir dos outros períodos em termos de inclinação da reta ajustada. Não optamos por aplicar um Teste de Chow tradicional para identificar os pontos de quebra, pois parece consensual na literatura, como em Cribari-Neto (1990, 1993), Abras et al. (2004), Dias & Castro Júnior (2003) e Silva & Gomes (2011) entre outros, de que o PIB brasileiro possui uma raiz unitária¹⁴. Tal fato tornaria infrutífero tal exercício – Teste de Chow – porque os coeficientes estimados na tendência linear seriam viesados e inconsistentes, ou seja, a regressão seria espúria. Com essas ressalvas em mente, identificamos sete fases no crescimento do produto real agregado brasileiro: 1820-1875 (56 anos), com crescimento médio de 2,70% a.a.; 1876-1905 (30 anos), com 2,29% a.a.; 1906-1945 (40 anos), com 4,34% a.a.; 1946-1957 (12 anos), com 6,33% a.a.; 1958-1978 (21 anos), com 7,39% a.a.; 1979-2003 (25 anos), com 2,26% a.a.; e 2004-2012 (9 anos), com crescimento médio de 3,80% a.a. A taxa média do período como um todo (1820-2012, 193 anos) foi de 3,71% a.a.

GRÁFICO 7 – PIB AGREGADO BRASILEIRO E SUAS FASES DE CRESCIMENTO* – 1820-2012



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

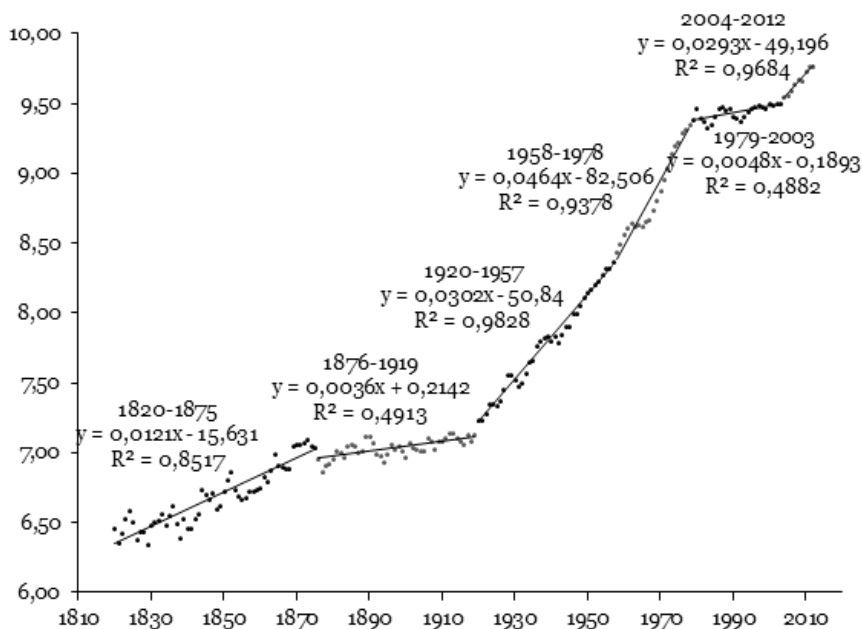
*Nota: Logaritmo natural do PIB real agregado em milhões de reais constantes de 2008.

Repetindo o mesmo exercício para o PIB per capita, no Gráfico 8 nós identificamos seis fases de crescimento, a saber: 1820-1875 (56 anos), com taxa

¹⁴ Embora alguns autores como Fava e Cati (1995) e Aguirre e Ferreira (2001) tenham rejeitado a hipótese de raiz unitária, principalmente para o período 1947-1980.

média de crescimento de 1,21% a.a.; 1876-1919 (44 anos), com 0,36% a.a.; 1920-1957 (38 anos), com 3,02% a.a.; 1958-1978 (21 anos), com 4,64% a.a.; 1979-2003 (25 anos), com 0,48% a.a.; e 2004-2012 (9 anos), com taxa média de crescimento de 2,93% a.a. A grosso modo as taxas de crescimento da renda per capita brasileira não foram ruins, exceto para os períodos 1876-1919 e 1979-2003, totalizando 69 anos em que a taxa média de crescimento da renda per capita foi 0,4035% a.a. (média ponderada dos dois períodos). A taxa média do período como um todo (1820-2012, 193 anos) foi de 1,73% a.a. (média ponderada pela duração dos períodos). Essa taxa de 1,73% a.a. para o crescimento médio da renda per capita brasileira (em reais) cofirma nossa constatação anterior de que a atual baixa renda per capita brasileira, comparada aos países desenvolvidos, deve-se mais ao baixo nível da renda inicial do país no começo do século XIX do que ao seu desempenho econômico

GRÁFICO 8 – PIB PER CAPITA BRASILEIRO E SUAS FASES DE CRESCIMENTO* – 1820-2012



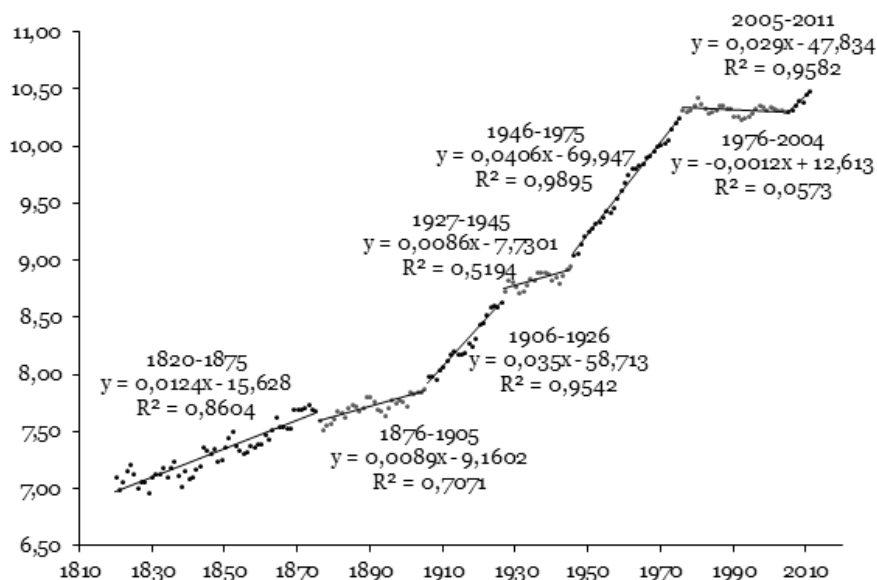
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

*Nota: Logaritmo natural do PIB per capita em reais constantes de 2008.

Da mesma forma, fizemos o mesmo exercício no Gráfico 9 em relação ao PIB por trabalhador entre 1820 e 2011. Identificamos sete fases de crescimento distintas, tais foram: 1820-1875 (56 anos), com taxa média de crescimento de 1,24% a.a.; 1876-1905 (30 anos), com 0,89% a.a.; 1906-1926 (21 anos), com

3,5% a.a.; 1927-1945 (19 anos), com 0,86% a.a.; 1946-1975 (30 anos), com 4,06% a.a.; 1976-2004 (29 anos), com -0,12% a.a.; e 2005-2011 (7 anos), com taxa média de crescimento de 2,9% a.a. A taxa média do período como um todo (1820-2011, 192 anos) foi de 1,69% a.a. (média ponderada pela duração dos períodos), o que é uma boa taxa. Entretanto, é claro o fraco desempenho do produto por trabalhador que a economia brasileira teve entre 1976 e 2004, onde o mesmo ficou praticamente estagnado com taxa média de crescimento de -0,12% a.a. Os dados de força de trabalho que nós utilizamos foram retirados da PNAD do IBGE e dos censos demográficos nacionais. Os dados de força de trabalho das contas nacionais registram uma população ocupada menor que a PNAD, mas a tendência das duas séries é bastante semelhante o que melhoraria pouco o desempenho do produto por trabalhador no Brasil¹⁵. É consenso na literatura que o desempenho da produtividade da mão de obra brasileiro foi muito ruim nesse período.

GRÁFICO 9 – PIB POR TRABALHADOR BRASILEIRO E SUAS FASES DE CRESCIMENTO* – 1820-2012



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

*Nota: Logaritmo natural do PIB per capita em reais constantes de 2008.

4.2 Comportamento cíclico do PIB brasileiro – 1820/2012

¹⁵ Não usamos os dados das contas nacionais por que esses não cobrem todo o período analisado nesse trabalho.

Para extrair o componente cíclico das séries, nós utilizamos o filtro de Hodrick e Prescott (1980, 1997) – Filtro HP – com o valor do parâmetro λ de suavização igual a 100, como foi sugerido pelos autores. Na Tabela 11, nós mostramos o desvio-padrão e a autocorrelação dos ciclos para alguns períodos selecionados.

Diferente do que Araújo et al. (2008) encontraram em seu estudo, a Tabela 11 mostra a volatilidade dos ciclos, medida pelo desvio-padrão, caindo persistentemente de 1820 até 2012. Entretanto, a diferença dos dois resultados deve-se a inclusão do século XIX na análise, pois para o século XX os resultados dos dois estudos são os mesmos dado que se baseiam no mesmo conjunto de dados para esse período. Para o século XIX, os autores usaram a estimativa do PIB real de Goldsmith (1986), o desvio-padrão do ciclo da estimativa de Goldsmith entre 1850 e 1899 é de 4,93%, enquanto que na nossa estimativa para o mesmo período o desvio-padrão é de 5,46%. Então desse fato resulta a diferença dos dois estudos no período relativo ao século XIX. No que diz respeito a persistência dos ciclos, persistência essa medida pela autocorrelação de primeira ordem, os dois trabalhos, o nosso e o de Araújo et al. (2008), indicam que a persistência dos ciclos aumentaram com o decorrer do tempo. No Gráfico 10, mostramos o ciclo extraído do log natural do PIB real entre 1820 e 2012. O ciclo das outras duas séries, PIB per capita e PIB por trabalhador, é bem semelhante ao do PIB agregado, então não as colocamos no gráfico.

TABELA 11 – DESVIO-PADRÃO E PERSISTÊNCIA DOS CICLOS ECONÔMICOS* NO BRASIL – 1820/2012

Período	PIB Agregado		PIB per capita		PIB por trabalhador	
	Desvio Padrão (%)	Auto correlação	Desvio Padrão (%)	Auto correlação	Desvio Padrão (%)	Auto correlação
1820-1875	6,46	0,3602	6,48	0,3646	6,46	0,3609
1876-1905	4,76	0,4664	4,71	0,4575	4,75	0,4659
1906-1946	4,37	0,5061	4,39	0,5078	4,53	0,5311
1947-1980	4,08	0,7566	4,07	0,7450	3,47	0,6172
1981-2012	3,00	0,5741	2,98	0,5709	3,05	0,6202
1820-2012	4,89	0,4581	4,89	0,4577	4,85	0,4504

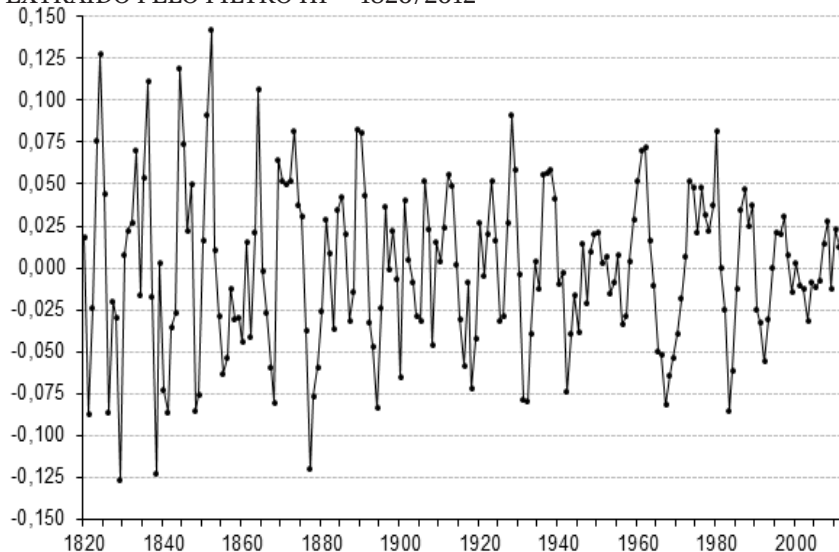
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

*Nota: Ciclos extraídos pela aplicação do Filtro HP com $\lambda = 100$ ao log natural das séries.

Na comparação entre os períodos pré-primeira guerra (1850-1914), inter-guerras (1920-1939), e pós-segunda guerra (1950-1985) que Araújo, Carpena e Cunha (2008, p. 569) fizeram na Tabela 6 de seu trabalho, o período pré-

-primeira guerra teve desvio-padrão maior que os dois outros. O mesmo ocorre em nosso trabalho, com a diferença que na tabela deles o desvio-padrão para o período 1850-1914 é de 4,80%, enquanto na nossa estimativa o desvio-padrão é de 5,08% para o mesmo período. Para o período 1920-1939 o desvio-padrão é de 4,64%, e para o período 1950-1985 é de 4,35%.

GRÁFICO 10 – COMPONENTE CÍCLICO DO PIB REAL* AGREGADO BRASILEIRO EXTRAÍDO PELO FILTRO HP – 1820/2012



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

*Nota: Ciclo extraído pela aplicação do Filtro HP com $\lambda = 100$ ao log natural do PIB em milhões de reais constantes de 2008.

Nas Tabelas 12 e 13, nós mostramos os períodos de expansão e recessão da economia brasileira entre 1820 e 2012. Para isso usamos o mesmo procedimento de Araújo et al. (2008: 570) para obter as fases de expansão e recessão. Seja ct é o ciclo extraído pelo Filtro HP, então chamamos de expansão os períodos em que $ct - ct-1 > 0$, e de recessão os períodos em que $ct - ct-1 \leq 0$. Identificamos 47 períodos de expansão com duração média de 2,06 anos cada um. Os períodos mais longos foram de seis anos, os quais ocorreram apenas duas vezes (1957-1962 e 1968-1973); ocorreram ainda quatro períodos de quatro anos de expansão, sete de três, catorze de dois, e vinte períodos de um ano de expansão. Com relação aos períodos de recessão, identificamos 48 períodos de recessão com duração média de 1,98 ano cada um. Os períodos mais longos foram de cinco anos, os quais também ocorreram apenas duas vezes (1890-1894 e 1963-1967); ocorreram ainda cinco períodos de quatro

anos de expansão, quatro de três, dezesseis de dois, e vinte e um períodos de um ano de expansão.

TABELA 12 – FASES CÍCLICAS DO LOG NATURAL DO PIB AGREGADO – 1821-2012

Ano	Fase	Ano	Fase	Ano	Fase	Ano	Fase	Ano	Fase	Ano	Fase
1821	-	1853	-	1885	+	1917	+	1949	+	1981	-
1822	+	1854	-	1886	-	1918	-	1950	+	1982	-
1823	+	1855	-	1887	-	1919	+	1951	-	1983	-
1824	+	1856	+	1888	+	1920	+	1952	+	1984	+
1825	-	1857	+	1889	+	1921	-	1953	-	1985	+
1826	-	1858	-	1890	-	1922	+	1954	+	1986	+
1827	+	1859	+	1891	-	1923	+	1955	+	1987	+
1828	-	1860	-	1892	-	1924	-	1956	-	1988	-
1829	-	1861	+	1893	-	1925	-	1957	+	1989	+
1830	+	1862	-	1894	-	1926	+	1958	+	1990	-
1831	+	1863	+	1895	+	1927	+	1959	+	1991	-
1832	+	1864	+	1896	+	1928	+	1960	+	1992	-
1833	+	1865	-	1897	-	1929	-	1961	+	1993	+
1834	-	1866	-	1898	+	1930	-	1962	+	1994	+
1835	+	1867	-	1899	-	1931	-	1963	-	1995	+
1836	+	1868	-	1900	-	1932	-	1964	-	1996	-
1837	-	1869	+	1901	+	1933	+	1965	-	1997	+
1838	-	1870	-	1902	-	1934	+	1966	-	1998	-
1839	+	1871	-	1903	-	1935	-	1967	-	1999	-
1840	-	1872	+	1904	-	1936	+	1968	+	2000	+
1841	-	1873	+	1905	-	1937	+	1969	+	2001	-
1842	+	1874	-	1906	+	1938	+	1970	+	2002	-
1843	+	1875	-	1907	-	1939	-	1971	+	2003	-
1844	+	1876	-	1908	-	1940	-	1972	+	2004	+
1845	-	1877	-	1909	+	1941	+	1973	+	2005	-
1846	-	1878	+	1910	-	1942	-	1974	-	2006	+
1847	+	1879	+	1911	+	1943	+	1975	-	2007	+
1848	-	1880	+	1912	+	1944	+	1976	+	2008	+
1849	+	1881	+	1913	-	1945	-	1977	-	2009	-
1850	+	1882	-	1914	-	1946	+	1978	-	2010	+
1851	+	1883	-	1915	-	1947	-	1979	+	2011	-
1852	+	1884	+	1916	-	1948	+	1980	+	2012	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

TABELA 13 – FASES DE EXPANSÃO E RECESSÃO DO LOG NATURAL DO PIB AGREGADO – 1821-2012

Duração dos períodos (anos)	Períodos de expansão	Períodos de recessão
6	2	0
5	0	2
4	4	5
3	7	4
2	14	16
1	20	21
Total	47	48
Anos totais	97	95
Duração Média	2,06	1,98

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do trabalho.

Considerações Finais

O objetivo desse trabalho foi analisar o comportamento da série temporal do PIB brasileiro entre 1820 e 2012 no que diz respeito ao seu comportamento cíclico e períodos de crescimento econômico. Outro objetivo que surgiu com isso foi o de estimar o PIB nominal e real do Brasil entre 1820 e 1899, dada a ausência de estimativas que cobrissem esse período de forma contínua.

Identificamos sete fases no crescimento do produto real agregado brasileiro: 1820-1875 (56 anos), com crescimento médio de 2,70% a.a.; 1876-1905 (30 anos), com 2,29% a.a.; 1906-1945 (40 anos), com 4,34% a.a.; 1946-1957 (12 anos), com 6,33% a.a.; 1958-1978 (21 anos), com 7,39% a.a.; 1979-2003 (25 anos), com 2,26% a.a.; e 2004-2012 (9 anos), com crescimento médio de 3,80% a.a. A taxa média do período como um todo (1820-2012, 193 anos) foi de 3,71% a.a. (média ponderada pela duração dos períodos). Na análise do PIB per capita, identificamos seis fases de crescimento, a saber: 1820-1875 (56 anos), com taxa média de crescimento de 1,21% a.a.; 1876-1919 (44 anos), com 0,36% a.a.; 1920-1957 (38 anos), com 3,02% a.a.; 1958-1978 (21 anos), com 4,64% a.a.; 1979-2003 (25 anos), com 0,48% a.a.; e 2004-2012 (9 anos), com taxa média de crescimento de 2,93% a.a.

No que diz respeito à volatilidade dos ciclos, essa foi em geral decrescente quando medida pelo desvio-padrão dos ciclos extraídos pelo Filtro HP: o desvio-padrão foi de 6,46% no período 1820-1875, 4,76% no período 1876-

1905, 4,37% no período 1906-1946, 4,08% no período 1947-1980, e 3,00% no período 1981-2012. Também concluímos que, em termos da análise da série temporal do PIB apenas, a atual baixa renda per capita brasileira depende em parte do baixo nível da renda inicial em 1820 e em parte da taxa média de crescimento dessa renda; sendo que o primeiro fator – baixa renda inicial – é o mais importante na nossa visão.

Referências Bibliográficas

- ABRAS, A. L.; BORGES, B.; SEKKEL, R. (2004). “Breaking trend, Lagrange multiplier test statistic and the presence of a unit root in the Brazilian gross domestic product.” *Applied Economics Letters*, v. 11(6).
- ABREU, M. DE P.; LAGO, L. A. C. DO. (2012). “A economia brasileira no Império, 1822-1889”. *Texto para Discussão n. 584*. Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica.
- JUNIOR, L. de A. (1920). *O custo da vida na cidade do Rio de Janeiro*. Rio de Janeiro: Imprensa Nacional.
- AGUIRRE, A.; FERREIRA, A. H. B. (2001). “The (in)existence of a unit root in Brazilian gross domestic product.” *Applied Economics Letters*, v. 8(10).
- ARAÚJO, E.; CARPENA, L.; CUNHA, A. B. (2008). “Brazilian Business Cycles and Growth from 1850 to 2000.” *Estudos Econômicos* 38(3).
- BACKUS, D.; KEHOE, P. (1992). “International evidence on the historical properties of business cycles.” *American Economic Review*, v. 82(4).
- BALASSA, Bella. (1969). “The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal.” In: COOPER. *International finance*. Penguin.
- BEVERIDGE, S.; NELSON, C. R. (1981). “A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle.” *Journal of Monetary Economics*, v. 7(2).
- BUESCU, M. (1973). *300 anos de inflação*. Rio de Janeiro: APEC.
- _____. (1977). *Evolução econômica do Brasil*. Rio de Janeiro: APEC.
- _____. (1979). *Brasil, disparidades de renda no passado*. Rio de Janeiro: APEC.
- CARREIRA, L. de C. (1889). *História financeira e orçamentária do Império do Brasil desde a sua fundação*. Rio de Janeiro: Imprensa Nacional.
- CASTRO, S. de; GONÇALVES, F. (2010). History or path dependence in mixed-Poisson growth: Brazil, 1822-2000, and USA, 1869-1996, with an estimate of the world mixing distribution at start-up. Brasília: Texto para Discussão n. 332, Departamento de Economia da Universidade de Brasília.

- CAVALCANTI, Amaro. (1890). "Resenha financeira do Ex-Império do Brasil em 1889." Rio de Janeiro: Imprensa Nacional.
- CHAUVET, M. (2002). "The Brazilian business and growth cycles". *Revista Brasileira de Economia*, v. 56(1).
- _____. (1998). "An Econometric Characterization of Business Cycle Dynamics with Factor Structure and Regime Switches". *International Economic Review*, v. 39(4).
- COSTA, R. F. R.; BESSARIA, C. N. (2012). "Caracterização das flutuações das séries macroeconômicas brasileiras: um estudo empírico e metodológico." *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 11(1).
- COASTWORTH, J. H. (1978). "Obstacles to economic growth in nineteenth century Mexico". *American Historical Review*, v. 83(1).
- CRIBARI-NETO, F. (1990). "O comportamento estocástico do produto no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20(2).
- _____. (1993). "The cyclical component in Brazilian GDP". *Revista Brasileira de Econometria*, v. 13(1).
- DIAS, J.; CASTRO JR., V. J. DE. (2003). "Análise de quebra estrutural da formação bruta de capital fixo no Brasil". *Revista de Economia*, v. 29.
- HADDAD, C. L.; CONTADOR, C. R. (1975). "Produto, moeda e preços: Brasil 1861-1970." *Revista Brasileira de Estatística*, v. 36(143).
- ELLERY Jr., R.; GOMES, V. (2005). "Ciclo de negócios no Brasil durante o século XX: uma comparação com a evidência internacional." *Revista Economia*, v. 6(1).
- ELLERY Jr., R.; GOMES, V.; SACHSIDA, A. (2002). "Business cycle fluctuations in Brazil." *Revista Brasileira de Economia*, v. 56(2).
- ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. (1997). "Factor endowments, institutions and differential paths of growth among New World economies." In: HABER, S. (org.). *How Latin America Fell Behind: Essays on the economic history of Brazil and Mexico, 1800-1914*. Stanford: Stanford University Press.
- FAVA, V. L.; CATI, R. C. (1995). "Mudanças no comportamento do PIB brasileiro: uma abordagem econométrica." *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 25(2).
- FURTADO, C. (1976). *Formação econômica do Brasil*. São Paulo: Fundo de Cultura.
- GAMA, M. J. N. DA. (1823). *Exposição do estado da fazenda pública*. Rio de Janeiro: Tipografia Nacional.
- GOLDSMITH, R. W. (1986). *Brasil 1850-1984: desenvolvimento financeiro sob um século de inflação*. São Paulo: HARBRA.
- GRETL 1.9.10. (2012). *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*.
- HADDAD, C. L. (1978). *Crescimento do produto real no Brasil 1900-1947*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.
- HILLS, S.; THOMAS, R.; DIMSDALE, N. (2010). "The UK recession in context: what do three centuries of data tell us?" *London: Bank of England Quarterly Bulletin*.
- HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. (1980). "Post-war US business cycles: an empirical investigation." *Chicago: Discussion Paper n. 451*, Northwestern University.

- _____. (1997). "Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29(1).
- IPEADATA. (2012). Banco de dados do Instituto de Pesquisas Aplicadas. Rio de Janeiro. URL [on-line]: <http://www.ipeadata.gov.br>
- KALDOR, N. (1961). "Capital accumulation and economic growth." In: LUTZ, F. A.; HAGUE, D. C. (eds.). *The theory of capital*. Londres: Palgrave Macmillan.
- LEFF, N. R. (1972). "Estimativa da renda provável no Brasil no século XIX com base nos dados sobre a moeda". *Revista Brasileira de Economia*, v. 26(1).
- _____. (1991). *Subdesenvolvimento e Desenvolvimento no Brasil: estrutura e mudança econômica 1822-1947*. Vol. 1. Rio de Janeiro: Expressão e Cultura.
- LOBO, E. M. L. (1971). "Evolução dos preços e do padrão de vida no Rio de Janeiro, 1820-1930". *Revista Brasileira de Economia*, v. 25(4).
- LUZ, N. V.; PELÁEZ, C. M. (1972). "Economia e História: o encontro entre os dois campos do conhecimento." *Revista Brasileira de Economia*, v. 26(3).
- MADDISON, A. (2006). *The World Economy*. Paris: OECD.
- MITCHELL, B. R. (1988). *British Historical Statistics*. Reino Unido: Cambridge University Press.
- MITCHELL, W. C.; BURNS, A. F. (1946). *Measuring business cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.
- MORTARA, G. (1941). "Sobre a utilização do Censo Demográfico para a Reconstrução das Estatísticas do Movimento da População do Brasil." *Revista Brasileira de Estatística*, v. 3(5).
- NELSON, C.; PLOSSER, C. (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series." *Journal of Monetary Economics*, v. 10(2).
- ONODY, O. (1960). *A inflação brasileira 1820-1958*. Rio de Janeiro.
- PELÁEZ, M. C.; SUZIGAN, W. (1976). *História Monetária do Brasil: análise da política, comportamento e instituições monetárias*. Rio de Janeiro: IPEA.
- RANDALL, L. (1977). *A comparative economic history of Latin America*, v. 3. New York: Columbia University Press.
- REIS, E. J. (2008). *Renda per capita dos municípios brasileiros circa 1872*. Trabalho não publicado, Núcleo de Estudos Espaciais Sistêmicos.
- ROMER, C. D. (1986a). "Spurious volatility in historical unemployment data." *Journal of Political Economy*, v. 94(1).
- _____. (1986b). "Is the stabilization of the postwar economy a figment of the data?" *American Economic Review*, v. 76(3).
- SAMPAIO, A. (2009). "Análises de ciclos econômicos no Brasil: 1980-2009." *Economia e Tecnologia*, v. 5(3).
- DA SILVA, C. G.; GOMES, F. A. R. (2011). "A Persistência das Flutuações no Produto: Uma Análise Secular do Crescimento Econômico Brasileiro". *Revista Economia*, v. 12(3).
- VIEIRA, T. Dorival. (1947). "A evolução do sistema monetário brasileiro". *Revista*

de Administração, v. 1(2).

_____. (1981). *A evolução do sistema monetário brasileiro*. São Paulo: IPE/USP.

VILLELA, A. V.; SUZIGAN, W. (1973). *Política do governo e Crescimento da Economia Brasileira, 1889-1945*. Rio de Janeiro: IPEA.

Recebido em: 27 de março de 2013

Aceito em: 21 de maio de 2014

Últimos lançamentos

v. 39, n. 2, maio./ago. 2013

Modelagem e Previsão do Preço do Café Brasileiro

Carlos Enrique Carrasco-Gutierrez, Fernanda Matos de Moura Almeida

Testando mudanças estruturais na regra de Taylor: um estudo empírico para o Brasil (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

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

Arnaldo Mauerberg Junior, Eduardo Strachman, Daniela Reami

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

Eduardo Botti Abbade, Caroline Pauletto Spanhol, Giana de Vargas, Mores Dieisson Pivoto

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

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

María Verónica Alderete

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 Kawamoto, Breno Lobo Santana, Hélio Fonseca

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

Wilians Santos Silva, Adriano Nascimento da Paixão

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, Kalinca 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 Françoso, 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

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).